# 走向有感经济增长

## ——支撑黄金律增长的政策选择

## 一、 引言

在过去 30 年中，中国的各级政府在提供国防、教育、基础设施等公共物品的同时，税收和政府支出也被广泛用于促进经济增长、出口成长、技术进步，以及治理经济波动等目标。广泛认为，中国的政府部门是过去 30 年中国经济成功转型，并保持高速、平稳增长的重要驱动性力量。和过去相比，“十二五”期间整个国家面临的形式发生了深刻的变化。这些变化迫使政府部门进行相应的改变，以促进国民经济发展、服务于经济和社会进步，以及人民生活水平改善这个大目标。

在上个世纪 80 年代、90 年代时期，当时的主要矛盾是总需求和总供给之间的缺口，社会的主要矛盾是增加生产。与政府职能相关系的治理经济波动的重要性尚未凸显；收入分配问题也不严重；污染所带来的问题也尚可接受。在这样的背景下，政府的中心任务是尽可能地促进资本形成、提高劳动供给，以及技术进步等，以提高国民经济的供给能力、做大经济规模。为了达到这个目标，在收入的总量方面，政府采取了较低的税负和国际筹资相结合，来筹集经济发展所需要的建设资金。在收入的结构方面，政府的税种大多以工商所得税、营业税等方式筹集资金。较少依赖企业所得税、个人所得税等，以避免对那些资本形成、劳动供给、风险分担，以及技术进步等经济增长核心要素形成负面扭曲。在支出结构方面，政府的支出项目大量投入基础设施建设，技术进步和企业的技术改造等；较少用于收入再分配，对污染治理方面的投入也不高。给定当时的时空背景，较低的税负水平、支持增长的收入和支出结构是合理的安排。

经过 30 年的发展，中国的经济规模已经达到了世界第二位。在新的环境下，政府面临的任务发生了根本性变化。第一，如何将产出能力建设和人们的消费水平提升结合。经过 30 年的建设，社会满足人们物质和精神生活需要的能力大为提升，但是人们的消费水平提升和物质供给能力提升的速度不匹配。社会有必要对经济发展结构进行调整，降低投资和净出口占 GDP 比重、调整政府税收和支出结构，以提高消费率，提高人们的消费水平，**从追求经济总量增长的最大化向消**

**费最大化的黄金增长率转变。第二，**经济发展面临的主要问题从供给不足，转化既要关注长期经济增长，也要关心短期的需求不足。还有，随着中国经济进一步融入全球经济体系，全球其他地区的经济波动越来越容易向中国传递。例如，1998年的经济波动和1997年的亚洲金融危机有一定关系；而2009年的经济波动则明显受美国的金融和经济危机的影响。在这样的背景下，预防和治理经济波动是政府工作必须考虑的内容。第三，在30年的快速增长过程中，劳动者自身的禀赋差异，以及劳动力市场、产业政策等因素作用下，我国从一个收入均等的社会演变为一个收入分配高度不均的经济体。部分高收入人群的财富追求过程对低收入群体拥有的劳动力、土地、农地、林地等的回报率有负面影响。在劳动力市场改革，产业开放、政府财税政策相应调整之外，有必要采取措施保护低收入群体拥有的资产，以在“十二五”期间改善难以为继的收入分配恶化问题。第四，30年快速发展带来的另外一个负面后果就是严重的环境污染。在全球污染物方面，我们已经超过美国，是造成全球变暖的主要污染物——二氧化碳的最大排放国。在区域排放方面，我们的二氧化硫等废气、废水等的排放都有了迅猛增长。污染问题的迅速蔓延排放量，给我们的国际发展环境和国内的经济增长、收入分配带来严重的冲击。就二氧化碳而言，中国的处境非常困难。若不减排，我们面临非常大的国际压力。若减排，对经济增长、就业、出口、财政收入等造成的压力非常大。在这方面，税收工具和支出工具对减排效果和降低减排的冲击有非常重要的贡献。第五，和过去相比，资源约束和能源安全问题越来越明显。随着中国经济规模的扩大，重要原材料和能源的需求迅猛增加。这不仅导致市场上的价格上升，也引发了能源安全问题。

正是在这样的背景下，在“十二五”规划中，中央提出了“今后五年，我国经济增长预期目标是在明显提高质量和效益的基础上年均增长7%。”显然，7%的经济增长率不仅远低于过去30年的平均增长率，也低于“十一五规划”的7.5%。我们认为，经济增长速度的下调反应了决策部门对前述问题的认知。而下调的经济增长速度也是政策制定者愿意为了解决上述问题所愿意支付的代价。

一个重要的问题是，现有财政体制是否能兼容、支撑经济增长方式从追求经济总量增长最大化向消费最大化转型？本研究在分析转型必要性的基础上，着重研究如何改革政府收入、支出以及中央地方关系以促进黄金律增长。接下来的第二部分，我们重要分析黄金律转型的必要性。第三部分研究如何重组财政体制，以实现经济的黄金律增长。

## 二、增长速度是真的么？无感增长背后的原因

改革开放 30 年以来，中国经济增长的速度举世瞩目；经济规模发生了巨大变化，已经超过日本，成为全球第二大经济体。但是，在总量告诉增长的同时，负面后果日益显现。首先，产业准入的限制，收入调节供给匮乏等因素造成了日益严重的收入分配失衡问题，富人的收入增加对穷人的收入能力构成威胁。其次，经济增长中投资和出口所占比重较大，消费的贡献较低，人们的消费水平增加较为缓慢。再次，高速增长的后果之一就是污染严重。第四，各个地方政府为了保增长，竞相吸引自己到本地，大量投资于基础设施，而对医疗、教育、污染治理等民生开支严重不足。

### 1．收入分配恶化，低收入群体收入能力受损严重

和 30 年前相比，我国现阶段的收入分配问题异常严重。中国城镇内部的基尼系数已经处于较高的水平。若考虑到城乡差距，这个社会的收入差距将会更为明显。利用各省 2010 年的统计年鉴，我们计算了各个省的基尼系数。结果表明，吉林、辽宁、青海、广东和江苏分别以 0.39、0.37、0.36、0.33 和 0.32 位列收入分配差异最大的省份。而河南、北京、河北、江西和重庆分别以 0.27、0.27、0.27、0.26 和 0.22 分列收入分配差距最小的省份。

我们知道，收入不平等会引发严重的社会矛盾。这些潜在的问题会提高富人面临的不确定性。在未来不确定性上升的情况下，富人对未来的投入会下降。严重情况下，富人会以移民的方式将财富转移。这样，未来投入的减少，企业家和资本的外移等因素都会负面影响长期经济增长。

更为严重的是，最近收入不平等问题恶化有了新的来源——高收入群体的增收以低收入群体的收入能力受损为代价。在前二十年中，收入差距扩大主要源于各个群体增长速度差异，富人的收入增加并没有危害穷人的收入水平，尤其是收入能力。而在过去十几年里，无法进入高利润产业，无法在高收入产业就业等老问题仍然困扰低收入群体。造成收入差距的新来源是富人财富增加过程直接威胁穷人的劳动收入能力和资产收入能力。就劳动收入能力而言，较低的环保和劳工标准直接威胁穷人的健康，由此引发的职业病等并明显降低低收入群体在未来的劳动回报率。

就资产收入能力而言，富人财富增长对低收入群体的生产性资产的回报率和住房等资产的增值能力都有负面影响。首先，制造业的扩张仍然是高收入者财富

积累的一个重要方面。制造业扩张所产生的污染排放对耕地，以及其他能生产农林产品的水、山资源有严重影响，这些资产的产出能力因而大大下降。而耕地、水、山等资产是低收入者最重要的收入来源。其次，资源和矿产开采是最近几年财富增长的重要源泉，由此引发的地陷和污染等也危急上述生产性资产的产出能力。第三，最近受非议最多的，富人财富增长最快的渠道是房地产开发。而房地产开发过程中的征地和拆迁剥夺了很多低收入居民的资产增值机会。

这些机制不仅恶化了收入分配，而且会导致低收入群体的收入水平停滞不前，甚至下降。逻辑之外，我们也能从数据中获得若干佐证。利用 2010 年各省统计年鉴，我们计算了城镇地区，月收入低于 3000 元者在全体劳动者中所占比重。结果表明，在所有省市中，月收入 3000 元都至少是中等收入群体。仅仅浙江、上海、天津、广东、北京和西藏 6 个省区市月收入 3000 元占所占比重在 50%以下。其他地区超过 50%就业者的月收入都在 3000 元以下。不仅如此，月收入 3000 元者在新疆、山西、江西、青海、宁夏和湖南收入高收入群体，80%就业人口的收入都在 3000 元以下（见下表）。

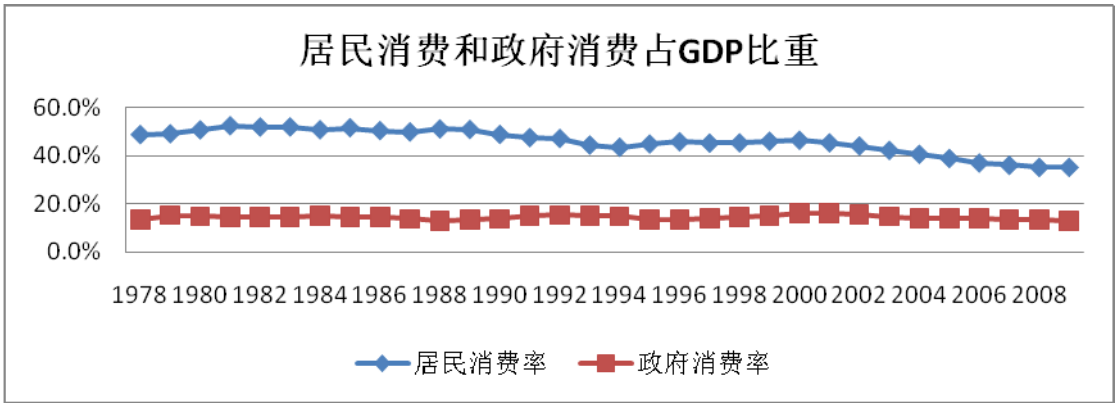
| 省份 | 人口比例 | 收入阶层 | 省份 | 人口比例 | 收入阶层 |
|---|---|---|---|---|---|
| 浙　江 | 24.39% | 中间偏下收入 | 吉　林 | 73.31% | 中间偏上收入 |
| 上　海 | 26.63% | 中间偏下收入 | 黑龙江 | 74.23% | 中间偏上收入 |
| 天　津 | 39.32% | 中间偏下收入 | 湖　北 | 74.75% | 中间偏上收入 |
| 广　东 | 42.42% | 中间收入 | 河　南 | 75.10% | 中间偏上收入 |
| 北　京 | 45.86% | 中间收入 | 海　南 | 75.47% | 中间偏上收入 |
| 西　藏 | 47.39% | 中间收入 | 云　南 | 75.91% | 中间偏上收入 |
| 福　建 | 52.53% | 中间收入 | 河　北 | 75.94% | 中间偏上收入 |
| 山　东 | 53.93% | 中间收入 | 广　西 | 77.30% | 中间偏上收入 |
| 江　苏 | 54.25% | 中间收入 | 安　徽 | 79.69% | 中间偏上收入 |
| 四　川 | 61.90% | 中间偏上收入 | 新　疆 | 80.91% | 高收入 |
| 重　庆 | 63.90% | 中间偏上收入 | 山　西 | 81.27% | 高收入 |
| 贵　州 | 65.84% | 中间偏上收入 | 江　西 | 81.66% | 高收入 |
| 辽　宁 | 65.97% | 中间偏上收入 | 青　海 | 86.50% | 高收入 |
| 陕　西 | 66.05% | 中间偏上收入 | 宁　夏 | 87.06% | 高收入 |
| 内蒙古 | 67.87% | 中间偏上收入 | 湖　南 | 90.46% | 最高收入 |
| 甘　肃 | 70.55% | 中间偏上收入 | | | |

来源：作者根据各省统计年鉴计算

## 2．消费增长缓慢，无感经济增长？

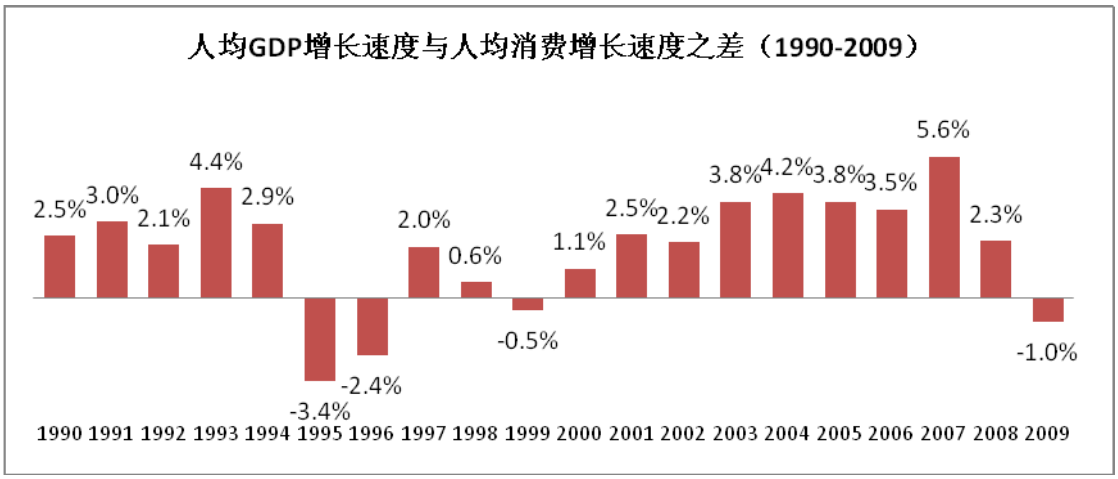
和经济总量 30 年的高速增长相比，人们的消费水平增长速度较为缓慢。为什么人们的感受与 GDP 飞速增加的现实产生了如此大的反差？原因在于我国消

费水平严重偏低，不断扩大的经济规模并没有为人们的消费水平带来等额的改善。GDP 的增加和居民消费水平的提升并不等价，甚至会出现相反的变动，即经济增长率和消费水平下降同时并存。就全球而言，大多数国家的居民消费率随着经济增长而提高，中国的情形却是例外，从而形成了“无感经济增长”现象。具体说来，有以下几点体现。第一，消费率较低，且处于下滑态势。1981 年，我国最终消费率曾经接近 70%的高水平，之后便呈现总体下降的趋势，1993 年首次降到 60%以下，2007 年最终消费率已经下降到 50%以下。每年新增 GDP 将被用于消费（包括居民和政府消费）、投资和出口，我国每年 GDP 总量不断增长，但居民生活条件却并未改善。




数据来源:《中国统计年鉴》

第二，我国最终消费的增长速度慢于经济增长的速度。30 年来，我国 GDP 总量保持了持续快速的增长。同期，消费支出总额也在增长，但其增速明显慢于经济总量增长速度，并且两者增速之差有逐年扩大的趋势。自 1990 年的到 2009 年，人均 GDP 的平均增长率为 5.64%。同一时期，人均消费增长的平均增长速度为 3.68%，而且在 98、99、 01、 02 和 03 五年中出现负增长。1990—2009 年的 20 年间，人均 GDP 的增长速度在 16 年里面高于人均消费增长速度（下图）。经济总量和最终消费增长速度的差异，形成了 GDP 不断增加，经济中用于消费的份额却不断下降的局面。




来源：作者根据《中国统计年鉴》计算

## 3．民生领域供需矛盾突出

消费增长缓慢之外，医疗、教育等部门的供需矛盾是是另外一个无感增长的源泉。以医疗为例，我们发现在过去 30 年中，医疗资源的供给不能匹配需求的增长。

**（1）医疗资源供给增长缓慢，而且空间配置不均匀**

数据表明，过去 30 年中，医疗资源供给增长缓慢，而且空间分布不均，即医疗资源在地区间、一个地区的城区和县区之间配置不均。我们从三个方面选取观察指标：医疗机构的数量、医院和卫生院的床位数、和卫生技术人员（包括执业医师、执业助理医师和注册护士等）。我们发现，医疗资源呈现两个特征。

**特征 1：医疗资源有所增加，但医疗市场集中程度上升**

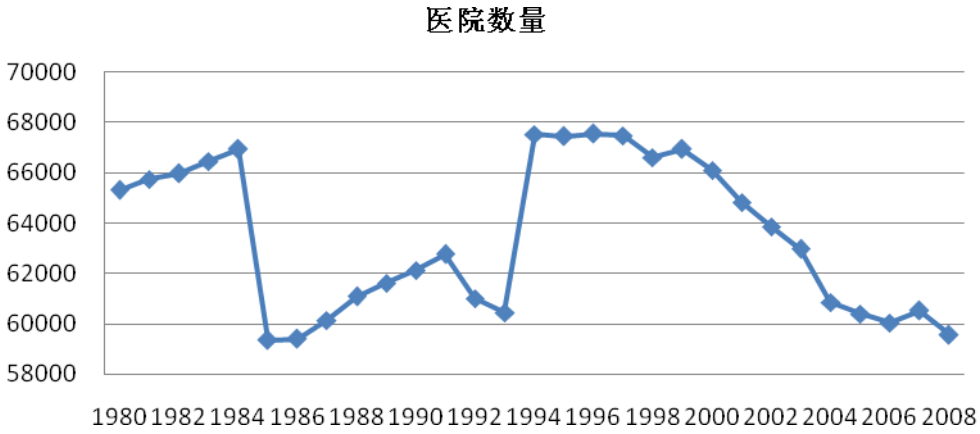
从变化趋势角度，我们用《中国卫生统计年鉴》中各地区卫生机构数、各地区卫生人员数、各地区卫生机构床位数三张表，整理出了 2002 年至 2008 年各省（包括省内市、县区）医疗资源变化情况。

从医院、卫生院数量来看，31 个省和直辖市中有 21 个都呈总体下降趋势，其余 10 个省份也只有河南、贵州和新疆增幅超过了 5%，新疆增幅最大为 10%，而上海、天津、重庆、河北的降幅分别达到了 11%、11%、18%和 25%。大部分省份六年间基本在 3%以内波动，平均降幅为 4.6%。这些情况放映了我们各个地方医疗市场集中度有集中的趋势。

而医院、卫生院的卫生机构人员数量和床位数量则呈现较为明显的上升趋势。与 2002 年相比，2008 年 31 个省份的卫生技术人员除了吉林下降不到 1%、福建下降 3%之外，其余省份均有明显上升，平均升幅 16.5%，其中广东、浙江分别增长 46%和 48%。床位数量则所有省份均上升，平均增幅 27.8%，宁夏的增幅

达到了 52%。

为比较长期趋势，我们利用历年卫生机构数、卫生人员数、卫生机构床位数以及医院诊疗人次数、医院入院人数这几张表，整理出了 1980 年到 2008 年近 30 年间医疗资源全国数量的变化，以观察总量上供给和需求的变动状况。数据显示，医院、卫生院数量在三十年间经历较大波动，自 1994 年之后便呈现整体下降的趋势，从 1994 年的 67524 家一直下降到 2008 年的 59572 家，降幅达 11%。卫生技术人员和床位数则保持较为平稳的上升趋势，尤其自 2002 年以后升幅稍为提高，2002 到 2008 年的升幅分别为 18%和 29%。




**特征 2：地区分布不均**

从地区分布角度，我们用《中国城市统计年鉴 2009》中的地级市卫生统计和县级市医疗服务统计两张表，以及《中国卫生统计年鉴 2009》中各地区卫生人员数（市）、各地区卫生人员数（县）两张表，整理得出 2008 年中国各省份的医疗资源分布状况。

卫生机构和床位统计的是地级市辖区、地级市所辖县区和县级市的分布情况。31 个省和直辖市中，直辖市表现出了较明显的资源集中现象，北京、天津、上海的医院卫生院分别有 67%、82%、92%集中在市辖区，而床位数都有接近或者 90%在市辖区。相比之下，重庆的医疗资源在辖区内外较为均衡，医院、卫生院的数量辖区内外基本持平，床位数在所辖县区也占到了 40%左右。

其余省份在医院、卫生院数量上，除去个别省份外，总体呈现大体一致的趋势，即市所辖县区集中了超过 50%的医院、卫生院，市辖区和县级市则基本在 20%-30%之间。这一格局在东部和中部各省中较为典型，其中海南省例外，县级市集中了三分之二的医院、卫生院，其余集中在市辖区内，与其类似的还有西部地区的新疆。西部地区与东部、中部地区相比，表现出更为明显的向市区集中的

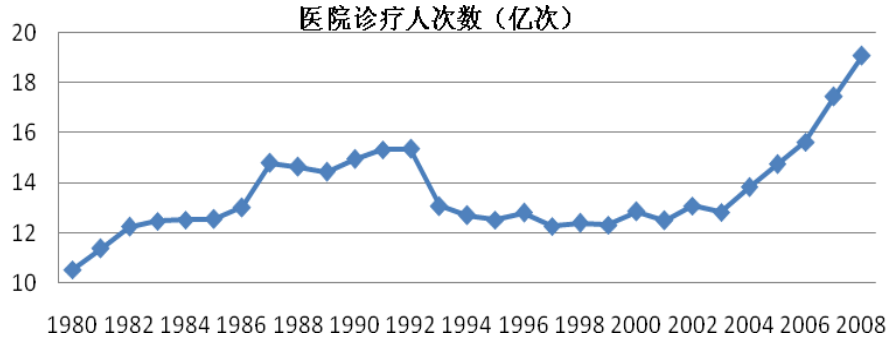
趋势，除重庆外的西部 11 省中，有 7 个省的县级市医院、卫生院数量少于地级市、县级市总量的 10%。而床位数在各省地级市内市辖区和所辖县区之间较为均衡，平均各占 40%，县级市约占 20%，西藏和青海两省则为例外，床位高度集中于市所辖县区，数量各占 95%和 81%。下图为床位数量和卫生机构数量除四个直辖市外其余省份的平均分布。

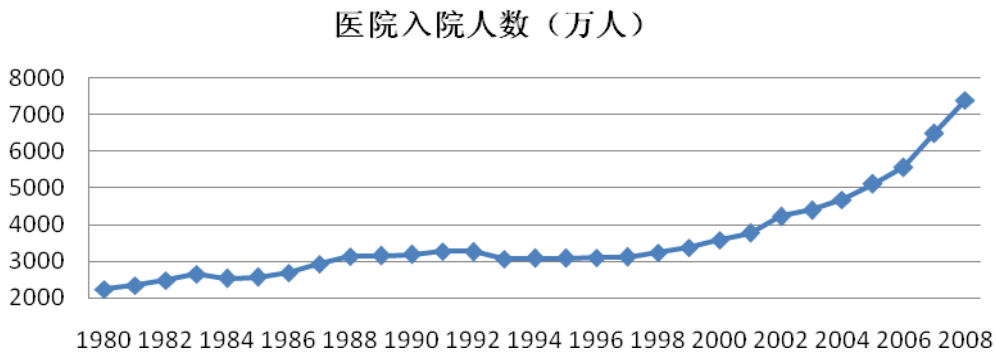
医院、卫生院的卫生技术人员数量统计的是市、县[1]的分布情况。31 个省份卫生技术人员平均来看，市区占 70%，县区占 30%，而从西部到中部再到东部，比例逐渐失衡，从西部地区平均基本持平，到东部地区市区占 80%，县区占 20%。北京、上海两地分别有 96.9%和 97.5%的卫生技术人员集中在市区，这或许可以部分解释北京和上海成为全国医疗资源最拥堵、供需最不均衡的两大城市的原因。西藏的卫生技术人员分布结构则是市区占 30%，县区占 70%，而云南、青海、江西等地市、县分布基本持平。东北的吉林、辽宁、黑龙江均呈现出较为明显的向市区集中的结构特征。

**（2）对医疗卫生的需求增长迅速**

改革开放以来，随着收入水平上升，人均寿命延长，接下来，我们将医疗资源需求变化与供给变化相对比，来观察供需双方的反应状况。尽管在供给一侧，医院、卫生院的卫生技术人员和床位数在长期中有一定幅度提升，但与此同时，需求一侧的医院诊疗人次数和医院入院人数的增加更加迅速。诊疗人次数在 80 年代初至 80 年代中期持续上升，中期以后经历一定波动，直到 2003 年开始迅速增加，从 2003 年的 12.82 亿次到 2008 年的 19.08 亿次，增幅达到 49%。而医院入院人数则一直保持上升，2000 年以后即开始高速增长，2000 年至 2008 年，入院人数翻了一番，而 2002 年到 2008 年的增幅也达到了 75%，比同期卫生技术人员和床位数的增长率高出很多。

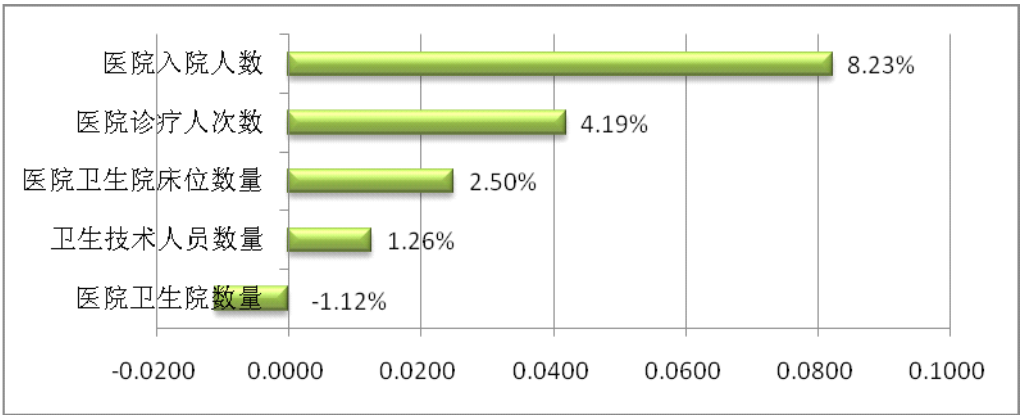
[1]这里的市包括直辖市区、地级市辖区和县级市，不包括直辖市和地级市所辖县；县包括自治县和旗。引自《中国卫生统计年鉴》



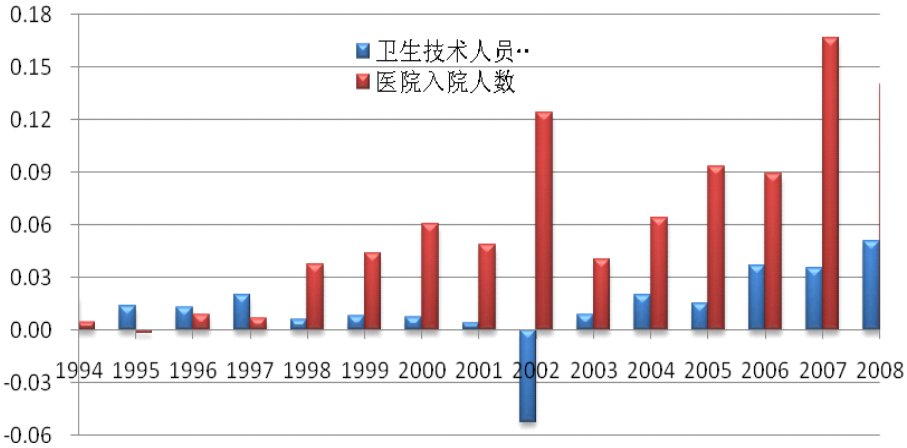




**（3）医疗领域供需矛盾非常突出**

下图列出了供给和需求两侧 1998-2008 年平均增长率变化状况比较。供给一侧，医院卫生院数量平均为负增长，而卫生技术人员和床位数量增长率分别为 1.3%和 2.5%。需求一侧，诊疗人次数增长率为 4.2%，入院人数增长率达到了 8.2%。




为比较供需两侧的具体变化，我们在两侧分别选择了一个指标作为代表，供给一侧选择的是 1994-2008 年卫生技术人员数量变化，需求一侧选择的是医院入院人数。




由上图可知，医疗资源供给除个别年份出现大幅增长外，其余年份大都增长缓慢，卫生技术人员数量基本保持 3%以下的增长率，2000 年前后几乎为零增长甚至出现了负增长。另一方面，医疗资源需求一侧，则 1994-1997 年有一段增长停滞外，其他年份大都保持 6%左右的增长速度，进入 2000 年以后更是迅猛，2007 年医院入院人数增长率更是突破了 16%。

由此可见，在医疗资源需求持续大幅上升的同时，医疗资源供给却没有对此作出反应，相对增长较慢甚至出现下降，从而导致供需缺口日益增大。在这样的背景下，“看病难、看病贵”就变成了困扰全社会的问题，也构成了人们无感增长的源泉。

## 4．污染引发了严重问题

30 年高速增长的负面后果之一就是废气、废水等污染，以及二氧化碳等温室气体排放日渐严重，并造成了非常负面的后果。第一，**二氧化硫污染物排放总体状况增长迅速。**从整体上看，1995 年到 2007 年间，工业二氧化硫排放量出现波动性增长趋势。其排放总量由 1995 年的 14050210 吨增加到 2007 年的 21399804.6 吨，增加了 52.31%，13 年来的年均增长率为 3.57%。第二，**二氧化碳排放量快速增长。**中国 1980 年排放二氧化碳 14.6 亿吨，仅占世界二氧化碳排放总量的 7.89%；自 1980 年到 2007 年的 27 年间，中国二氧化碳排放占世界排放总量的比例不断攀升，到 2007 年，这一比例达到历史最高，为 21.01%，超过美国，成为世界上排放二氧化碳最多的国家，排放总量为 62.83 亿吨。第三，**我国环境污染与破坏事故增大，给国民健康造成了严重威胁。**数据表明，我国每年发生的环境污染与破坏事故次数在上世纪九十年代中后期一直处于较高水平，且波动很大，1995 年全年共发生 1966 次环境污染与破坏事故，到 2000 年达到极大值共发生了 2411 次，从 2001 年开始，环境污染与破坏事故次数总体趋势在逐

年递减，至 2006 年全年仅发生 842 起环境污染与破坏事故。从环境污染与破坏事故的结构来看，水污染、大气污染和固体废物污染这三项构成了主体，占 90%以上。另外，水污染次数与大气污染次数与环境污染与破坏事故次数变化趋势相一致。不难理解，如此严重的污染给人们的健康造成了严重威胁。为了预防和治理这些污染造成的后果，人们需要花费大量的时间和财力。这些时间和财力损失构成了无感增长的内容。

**部分地区的铅中毒事故引发的后果**

| 事件时间 | 发病规模 | 原因 |
|---|---|---|
| 安徽泗县 2010/6 | 在检验的 800 例儿童中有上百人血铅超标，数十名中度中毒 | 惠丰电源厂擅自拆除环保设备、生产废水直接排放、含铅固体废物随意堆放 |
| 云南大理鹤庆县西邑镇 2010/7 | 疑似血铅超标儿童是 39 人 | 村民用土法“小氰池”提金，废弃物排放造成空气中灰尘污染，进而引发儿童血铅超标。 |
| 江苏省新沂市高流镇 010/7/4 | 在检验的 61 例中 4 名儿童血铅超标 | 新沂市耐尔蓄电池厂 |
| 湖北省崇阳县 2010/6/23 | 30 人血铅超标其中有 19 个儿童，儿童中高铅血症 12 人，轻度中毒 1 人，中度中毒 4 人，重度中毒 2 人。 | 湖北崇阳吉通电瓶有限公司违规生产 |
| 甘肃白银市 2009 底 | 443 名儿童轻度铅中毒 | |
| 河南省济源市 2009/10/10 | 十四岁以下儿童 1008 人占检测人数的 32.4% | |
| 云南省昆明市东川区 2009/8/29 | 200 多名儿童血铅含量超标约占检测人数的 19% | |
| 湖北省武冈 2009/8/23 | 体内含铅超标人数 1354 | 武冈精炼锰加工厂 |
| 陕西宝鸡凤翔 2009/8/20 | 731 名少年儿童中，116 人属相对安全；305 人、属高铅血症；144 人属轻度铅中毒；163 人属中度铅中毒；3 人属重度铅中毒。 | 东岭集团冶炼公司 |
| 广东清远开发区 2009/3 | 44 名儿童血铅含量超标 | 良蓄电池厂铅排放超标 |
| 广东清远开发区 2009/12/31 | 243 人复查 8 儿童重度铅中毒 | 良蓄电池厂无组织排放废气超标、外排废水超标。 |
| 江苏省大丰开发区 2009/1/3 | 51 名儿童血铅含量超标 | 盛翔电源有限公司未经许可增加铅污染物排放总量 |

| | | |
|---|---|---|
| 江苏省邳州 2008 | 铅中毒人数达到 41 人，其中最小的不到 1 岁，还有 65 人被查出为高铅血症。 | 距离新三河村不到 100 米的地方为号称亚洲最大铅再生企业江苏春兴胜科合金有限公司的生产车间 |

来源：作者整理

## 三、实现黄金律增长的政策选择

前述分析表明，我们的经济总量高速增长并没有带来消费最大化。在这些证据之外，我们还可以从新古典的分析框架中讨论中国的投资是否过高，是否可以通过降低投资，在降低经济增长速度的同时，增加人均消费。一般而言，判断储蓄率（投资率）的高低是基于消费是否达到最大为标准。换句话说，人们以资本的净边际产量 MPK-δ是否等于总产出增长率 n+g 来判断。具体说来就是：若 MPK-δ=n+g，则说明消费最大化，储蓄率处于最优状态；若 MPK-δ>n+g，则说明储蓄率偏低，应该采取措施激励储蓄，提高投资。降低当前消费，提高资本存量。增加的资本存量提高未来的产出水平，并提高未来的消费水平。这方面的典型例子是上个世纪六七十年代的中国经济。当时在教育人力资本方面的投资，以及基础设施，尤其是水利设施的投资为改革开放后告诉经济增长创造了良好条件。减低消费，增加投资的过程会引发代际冲突。当代人的消费降低换取未来消费增加。

若 MPK-δ<n+g，则说明储蓄率偏高，应当采取措施降低储蓄和投资。尽管人均资本存量因此降低，经济的总体规模下降，但经济中用于折旧的部分也减少，资本净边际产量因此上升，人均消费水平因此上升。在这一过程中，经济总量的下降换来了消费的增加。另外，是投资的下降换取消费的增加，因此并不存在代际冲突问题。

利用 1990-2008 数据，我们估计了近二十年间中国的资本报酬率、资本的边际产量、资本的净边际产量以及产出增长率储蓄率。基本的发现是，在过去的 20 年中，资本的边际净产量始终低于总产出增长率。我们还进行两配对样本的 t 检验，结果表明：双尾概率值 sig=0.000<0.05,在显著性水平α=0.05 下认为资本的边际净产值与总产出增长率存在显著差异。进一步，均值 mean=-0.036 及 95%置信区间小于 0，单尾概率值 sig=0.000<0.05，在显著性水平α=0.05 认为资本的边际净产值低于总产出增长率。因而，MPK-δ<n+g，依据我们的评价标准，中国的储蓄率偏高，应当减少储蓄。

正如过去维持 30 年增长过程中，政府政策扮演了非常重要的角色。从以“产能扩大”为核心内容的投资型增长，向以“消费最大化”为核心内容的黄金律增

长转变过程中，政府政策仍然是非常关键的要素之一。为了实现“黄金律增长”，政府政策需要从三个方面进行调整。第一，政府需要在促进产业开放，消除职业限制，以及保护低收入者资产安全方面付出努力。第二，在稳定政府规模的过程中，调整政府的收入结构和支出结构，以支持增长方式从“产能扩大”向“消费最大化”转型。第三，为了顺利实施公共部门的结构转型，中央和地方关系需要调整，中央政府需要从政策制定向公共服务转型。

**1、促进产业开放、消除职业限制，保护低收入群体资产安全**

若我们结合前述当前面临的无感增长的四大表现，我们认为中国经济有必要从今天的高速增长向黄金律增长转向。迈向黄金律增长的过程涉及方方面面，是一个非常复杂的过程。转型的首要任务是提高劳动者收入在国民经济分配中所占比重。经济增长的分析框架表明，要提高劳动报酬，需要停止对资本的补贴，提高使用资本的成本，改变资本劳动的价格比，从而提高对劳动的需求。在过去的30 年中，对各种资本品的税收优待（例如，股息红利和分红的适用税率只有 20%，对机械设备等产品的进口关税优待等）因此需要重新考虑。第二个任务是改善收入分配。在这方面，政府需要立即取消对市场准入的限制，以及工作机会对不同人群的歧视性规定。唯有如此，才能恢复社会的流动性，恢复人们的希望 。这些政策对促进长期经济增长和提升消费率都有重要意义。就长期而言，社会流动性的恢复，低收入群体就会恢复向上努力，在教育等人力资本方面的投资就会增加。低收入群体的劳动生产率就会提升，而这些投资的增加会因此促进长期经济增长。与此同时，劳动生产率的提升也会提高劳动报酬。就提升消费率而言，低收入群体的边际消费倾向较高，这一群体收入增加因此能起到提升消费率的作用。第三个促进转型的政策就是保护财产权，保护财产所有者，尤其是低收入群体的资产安全。提高环保标准，提高劳动保护标准等可以有效地保护劳动者，提高他们的劳动生产率。另外，加强对土地和房屋等产权的保护，让低收入群体分享经济发展带来的收益。第四个促进转型的政策就是向社会资本开放医疗和教育等领域，提高这些领域的供给能力，促进竞争，以解决“看病难、看病贵”和“上学难、上学贵”等问题。

**2、稳定公共部门规模、调整收入和支出结构**

在过去的若干年中，我国的公共部门规模占 GDP 比重迅速攀升，已经和美日等发达国家情形相仿。政府对经济的过度干预会降低资产和劳动的回报，从而危急资本形成和劳动供给增加，进而危害长期增长的潜力。因此，我们有必要稳

定政府的收入和支出规模。

在稳定政府规模的同时，为了实现黄金律增长，政府需要优化收入结构和支出结构。在收入一侧，我们的税收结构在筹资功能之外，对污染治理和改善收入分配方面乏善可陈，是直接造成收入分配恶化和污染严重的原因。因此，黄金律增长转型是否成功的关键就是税制改革，以解决环境污染和收入分配。显然，既不能增加税负，又要治理污染、改善收入分配，税制的优化是必然的选择。一个可行的思路是将具有累退性质的主要税种——增值税的税率从目前的 17%降至 10%，并取消出口退税。这一变化显然会降低税收收入。减少的部分由新开征的税种弥补。第一个候选税种就是环境税。若开征由中央和地方政府共享的环境税，在税收收入增加的同时，还能为地方政府提供治理污染的激励，并添加行政手段之外的治污工具。遗产和赠与税是另外两个既可以弥补增值税税率下降造成的收入减少，且有利于收入分配改善的税种。因此，在十二五期间，有必要开征这两个税种。另外，必须进一步推进个人所得税改革。在近 4000 亿规模中，接近 1/9，即 270 亿来自于外国人和港澳台人士缴纳；来源于利息、股息和红利所得仅为 500 亿，仅仅占个税总额的 1/8。因此，为了改善收入分配，在维持现有的税率的同时，实行综合所得纳税，并以以家庭为纳税单位。

在税收结构之外，政府的支出结构也部分地构成了前述无感增长的来源。居民消费增长缓慢的原因之一是社保体系和医疗保险体系覆盖率不高，功能不强。而收入分配状况恶化是和低保体系的覆盖面低、支持力度弱有很大关系。更为重要的是，教育、医疗等领域对社会资金的开放程度较低，主要由政府负责。但政府的投入难以满足需要。数据表明，中国的支出结构中教育支出、医疗支出以及用于帮助低收入者的社会支出所占比重过低。例如，自 2003 年到 2007 年，社会保障支出在公共部门支出中所占比重一直在 17.2%~17.4%之间。医疗卫生支出分为预算内基本建设经费、卫生事业费、中医事业费、医学科研经费以及食品和药品监督管理费。在公共部门开支中所占比重自 2003 年以来始终维持在 8.6%。教育支出包括教育事业费、教育基本建设投资、各部门事业费中用于教育的支出、城市教育费附加以及支援不发达地区资金用于教育的支出，自 2003 年以来始终维持在 2.9%。对比中国与美国这三项的支出比例，美国分别是 24.63%、16.73%以及 16.66%。都远高于中国。在社会救助方面，我们政府支出所占比重也非常低，和 OECD 平均值的 20.7%相比，我们公共卫生支出所占比重只有 4.3%。显然，若将政府的支出结构看做是政府的支付意愿，我们政府对社会支出方面投入的资

源最少。

**中国和 OECD 国家的比较：2003 年公共社会支出占 GDP 的比例**

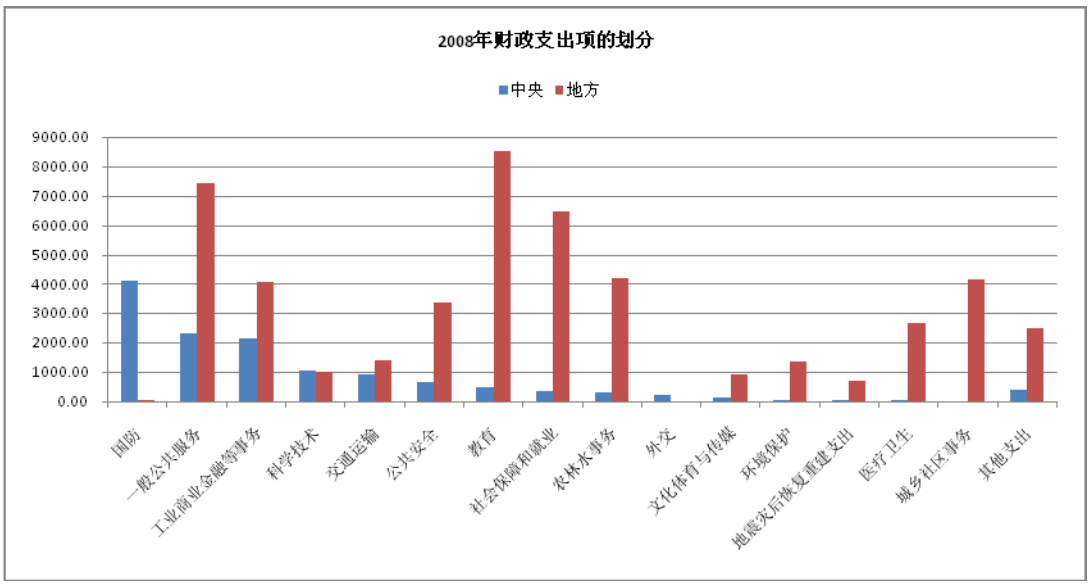
| **国家** | 公共社会支出占 GDP 的比例 | 国家 | 公共支出占政府开支比例 |
|---|---|---|---|
| **卢森堡** | 22.2 | 葡萄牙 | 48.60% |
| **希腊** | 21.3 | 卢森堡 | 48.40% |
| **OECD 平均值** | 20.7 | 爱尔兰 | 46.50% |
| **加拿大** | 17.3 | 希腊 | 41.00% |
| 美国 | **16.2** | 冰岛 | 39.30% |
| **墨西哥** | 6.8 | 斯洛伐克 | 35.30% |
| **韩国** | 5.7 | 韩国 | 18.40% |
| 中国 | **4.3** | **中国** | **17.80%** |

中国数据，作者计算，OECD 数据 来源 OECD

显然，为了消除无感增长，我们有必要改变政府的支出结构。经过过去多年的高速建设，中国的道路桥梁电力供应等基础设施已经能满足国民解决发展的基本需要。一方面，政府有必要将公共资源从硬件建设转向教育、医疗和科研等助益长期经济增长的领域。例如，为了消除医疗领域需求和供给之间的矛盾，在开放社会资本进入，提供竞争性医疗资源的供给能力之外，政府应该花大力气解决疫苗、妇幼保健等具有明显正外部性活动的供给问题。另一方面，将公共资源从“要素投入”型转向，扩大收入分配项目的规模有其必要性。在收入再分配方面，改革开放 30 年之后的今天，政府有能力建立一个覆盖全民的养老保险体系、覆盖所有劳动者的失业保险体系，覆盖城乡低收入者的社会救助体系。大量的研究表明这些领域不仅有助于收入分配的改善，也有助于效率的提升。

**3、调整中央—地方关系，中央政府向公共服务提供者转型**

上述分析表明，为了支撑黄金律增长，政府的支出结构必须改变。但是，在当今条件下，政府支出结构的改变需要和地方政府的动机和财力兼容。大量的研究表明，地方政府有强烈的动机投资基础设施建设，以扩大本地的经济规模以及税基（陶然等 2009）。与此同时，研究也表明，本地财力也是地方教育、医疗、治理污染等支出的重要因素。另外，在一个流动程度日益加强的社会，地方政府的再分配行为深受周围地区政府行为的影响。换句话说，只要受救助人口可以自由流动，地方政府在收入再分配上就会出现竞相降低标准的策略行为。




因此，若考虑地方政府的动机和动力，我们必须改革中央和地方之间的财政关系，“增加医疗、教育资源供给、建立一个覆盖全民的养老保险体系、覆盖所有劳动者的失业保险体系，覆盖城乡低收入者的社会救助体系”这些措施才能变为现实。换句话说，中央政府需要从政策制定者向公共服务提供者转型。

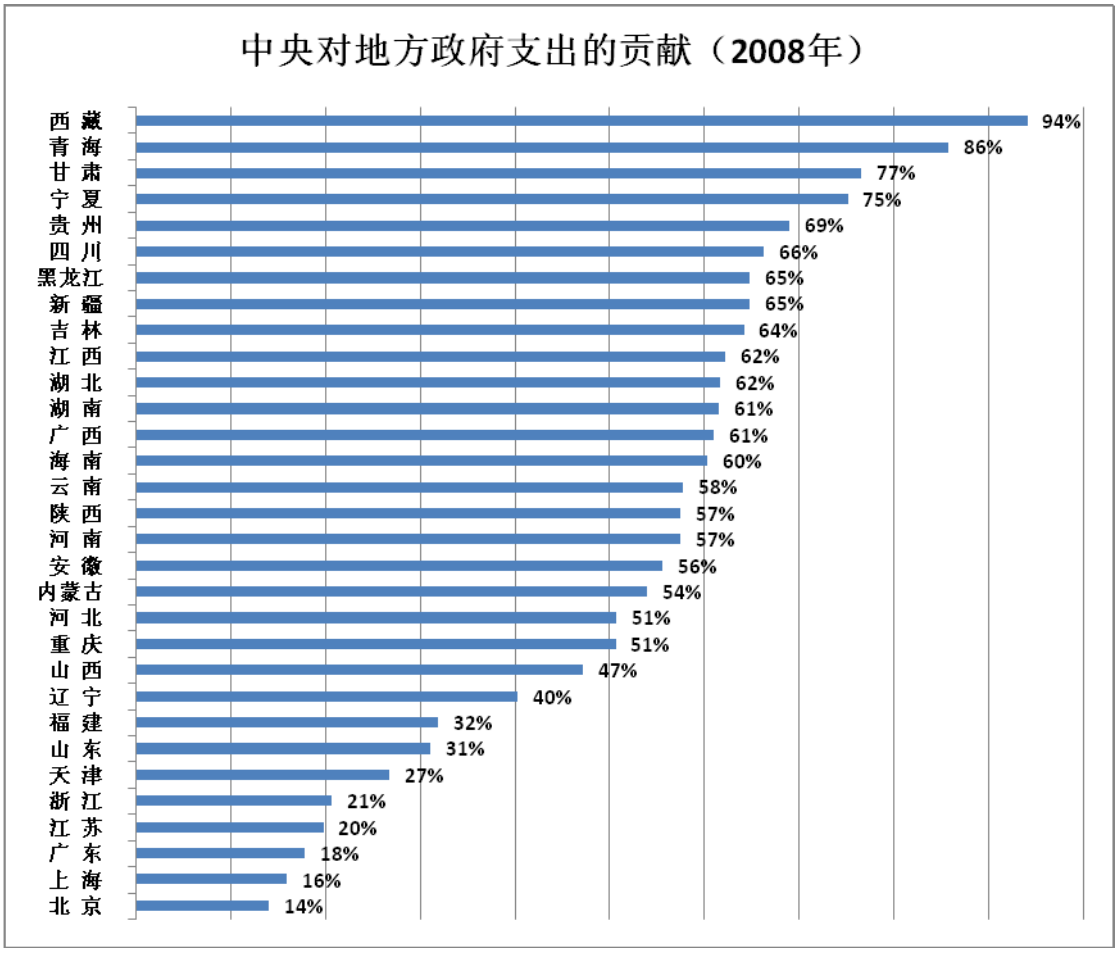
我国现行安排是中央转移支付+地方公共服务体制。例如，在过去的 15 年中，中央政府转移支付给地方财政支出的贡献度都在 40%以上。各个地方政府对中央财力的依存度虽然有一定的差异，总体而言，来自中央的财力支持是地方政府财力的一个重要组成办法。

| 年份 | 中央转移支付（亿元） | 地方财政总支出（亿元） | 中央对地方支出的贡献 |
|---|---|---|---|
| 1995 | 2532.893 | 4828.33 | 52.46% |
| 1996 | 2672.349 | 5786.28 | 46.18% |
| 1997 | 2800.899 | 6701.06 | 41.80% |
| 1998 | 3285.33 | 7672.58 | 42.82% |
| 1999 | 3992.278 | 9035.34 | 44.19% |
| 2000 | 4747.649 | 10366.65 | 45.80% |
| 2001 | 6117.185 | 13134.56 | 46.57% |
| 2002 | 7352.709 | 15281.45 | 48.12% |
| 2003 | 8058.187 | 17229.85 | 46.77% |
| 2004 | 10222.44 | 20592.81 | 49.64% |
| 2005 | 11120.06 | 25154.31 | 44.21% |
| 2006 | 13589.39 | 30431.33 | 44.66% |
| 2007 | 17285.13 | 38339.29 | 45.08% |
| 2008 | 22170.49 | 49248.49 | 45.02% |

这一体制造成的直接后果就是各个地方政府既没有动机，也没有能力为外地人提供公共服务。为了解决地方政府的动机问题，世界主要经济体的做法就是由中央政府承担主要的公共服务的项目。例如，美国的中央政府承担的支出责任为

57%、OECD 国家的平均值是 74%，欧盟国家的平均值为 83%。而我国中央政府承担的支出责任只有 46%。

一个可行的安排是将医疗、教育、养老、失业和社会救助等政府职能改由中央政府负责。与此同时，中央政府减少对地方转移支付的规模。即以 2009 年为基准，将上述五个领域地方政府的支出义务划给中央。相应地，中央减少等额的转移支付。




## 参考文献

雷辉，我国资本存量测算及投资效率的研究［J］经济学家，2009 年 06 期

叶宗裕，中国资本存量再估算：1952-2008［J］统计与信息论坛，2010 年 07 期

豪杰，中国资本存量 K 的再估算：1952～2006 年［J］数量经济技术经济研究，2008 年 10 期

徐杰 段万春 杨建龙，中国资本存量的重估［J］统计研究，2010 年 12 期

# 金融危机以来世界各国通胀变化情况的分析


## 摘　要：

通过对 2000 年以来世界上主要经济体通胀情况的研究，本文得到了如下主要结论:

（1）从历史比较的角度来看，金融危机以来发达经济体和新兴经济体在通胀方面的表现存在较大差异: 金融危机使发达经济体一度陷入通缩，目前通胀率虽然回升，但是通胀问题整体上来看并不算太严重（依然没有回到平均水平以上）; 金融危机只是使得新兴经济体通胀率回到了长期平均水平左右，而此后的回升则已经使通胀成为了这些经济体所面临的重要问题,这在原材料净进口国中表现尤为突出（目前通胀水平远远高于其长期平均水平）。

（2）不同类型经济体通胀率所受到的主要影响因素存在较大差异: 总体来说，新兴经济体通胀率与国内产出缺口之间并不存在显著关联，而国内流动性对于预测新兴经济体的通胀率更为有用，这两点跟发达经济体的情况恰恰相反; 另外，无论是哪组国家，大宗商品价格对于通胀率都存在显著影响。而根据对通胀率影响因素的国别分析我们可以进一步发现,中国是样本国家中少有的同时受到了产出缺口、国内流动性和大宗商品价格三种因素影响的经济体，这就凸显出在中国治理通胀问题的复杂性。

（3）通过对大宗商品价格和全球流动性之间的关系进行了检验，发现这两者之间的关系在 2008 年第 4 季度金融危机全面爆发以后发生了一个统计上显著的结构性拐点，这两者之间的关系在危机以后显著增强。

（4）根据上述计量结果，当发达经济体经济复苏低于预期，从而为了刺激经济继续实施宽松货币政策的场景下,不同类型经济体所面临的通胀压力存在很大的差异: 发达经济体影响通胀的两种主要因素（产出缺口和大宗商品价格)反向作用，从而使得整体通胀压力不大; 原材料出口的新兴经济体在这个环境下引起这些经济体通胀压力的主要因素是全球流动性增加所带来的国内流动性增加压力;原材料进口的新兴经济体同时受到国内流动性增加和大宗商品价格上涨带来的通胀压力，其所面临的通胀压力将是各类型国家中最大的。

# 一、介绍

在2008年全球性金融危机以后，世界经济到目前为止的恢复过程中，一个最大的特点就是各国之间经济恢复进程的不均衡性，表现为经济增长方面的双速复苏（“two-speed recovery”）。一方面，发达经济体的经济复苏进程仍然低于预期，但并没有面临通胀压力；另一方面，很多新兴经济体则面临着经济过热的风险，通胀压力加大。这种差异造成了这两组经济体之间在经济政策制定中的矛盾和冲突。（IMF，2011）

在本文的研究中，我们将集中关注发达经济体和发展中经济体在全球经济恢复过程中在通胀方面所存在的差异。在已有的关于各国通胀同步性或者不同步性影响因素的分析之中，已有的研究大多分别关注发达经济体（一般以G7或者OECD国家作为研究对象）和新兴经济体。如Ciccarelli和Mojon (2010)对22个OECD国家通胀率的同步性就行了检验，发现一个共同因子可以解释这些国家通胀率变动的差不多70%，发达经济体之间在通胀率方面存在高度的同步性。而张成思和李颖（2010）则对主要的新兴经济体通胀率的决定因素进行了探讨，他们发现在不同阶段和不同经济体之中，通胀的影响因素存在比较大的差异，而全球化对于各国的影响则具有一定的同步性。与上述研究分别对两类国家展开研究不同，本文将尝试对这两组国家在同一时期内的通胀表现进行对比研究，力图揭示出他们之间在通胀表现规律方面的差异。

## 1.1 样本国家的确定和分组

首先，我们要确定本文的研究对象。为了进行更有效的对比，我们应该挑选出最具代表性的发达经济体和新兴经济体。我们发现，20国集团作为当前世界上最有影响力的国际经济协调机制，基本上囊括了这两组国家中最具代表性的经济体，因此，本文以20国集团成员国作为我们的研究对象。本文所挑选的20个经济体在2009年的基本情况如表1所示。这20个经济体既包括了世界上最大的9个发达经济体，也包括了11个最大的新兴经济体。2009年，这20个经济体的GDP之和共占全球GDP总量的80 %左右，具有相当强的代表性。

**表 1 样本国家 2009 年的基本情况和分组依据**

| 经济体 | 原材料净出口/GDP(%) | 人均GDP(美元) | 发达国家 | 原材料净出口国 |
|---|---|---|---|---|
| 美国 | -1.5% | 45,989 | √ | |
| 澳大利亚 | 7.5% | 42,279 | √ | √ |
| 法国 | -2.1% | 41,051 | √ | |
| 德国 | -3.5% | 40,670 | √ | |
| 日本 | -3.3% | 39,738 | √ | |
| 加拿大 | 4.3% | 39,599 | √ | √ |
| 英国 | -1.4% | 35,165 | √ | |
| 意大利 | -1.5% | 35,084 | √ | |
| 西班牙 | -2.4% | 31,774 | √ | |
| 韩国 | -10.9% | 17,078 | | |
| 沙特 | 11.3% | 14,799 | | √ |
| 俄罗斯 | 5.6% | 8,684 | | √ |
| 巴西 | 2.6% | 8,230 | | √ |
| 土耳其 | -3.9% | 8,215 | | |
| 墨西哥 | 0.9% | 8,143 | | √ |
| 阿根廷 | 6.3% | 7,626 | | √ |
| 南非 | -0.3% | 5,786 | | |
| 中国 | -4.2% | 3,744 | | |
| 印尼 | 1.4% | 2,349 | | √ |
| 印度 | -4.4% | 1,192 | | |

注：G20 成员包括 19 个主权国家和一个非主权经济体——欧盟，我们使用欧盟中除 G20 成员国以外的最大经济体西班牙来代替欧盟后得到了 20 个主权经济体。这些经济体按照 2009 年的人均 GDP 进行排序。人均 GDP 数据来自 WDI，原材料净出口比重数据来自 Comtrade 数据库，并经笔者整理而成。

在挑选出样本国家以后，我们还需要对这些国家进行分组。我们首先按照人均 GDP 把 G20 国家分成两组：发达经济体和新兴经济体。其中发达经济体包括美国、日本、德国、法国、英国、意大利、加拿大、澳大利亚和西班牙，共 9 个，这些国家 2009 年的人均 GDP 均超过了 3 万美元。新兴经济体则包括金砖四国中国、巴西、印度、、俄罗斯以及阿根廷、印度尼西亚、墨西哥、沙特阿拉伯、南非、韩国和土耳其，一共 11 个。即使是新兴经济体中人均 GDP 最高的韩国，其 2009 年的人均 GDP 也只有 1.7 万美元，其他新兴经济体的人均 GDP 从 1200 美元左右到 1.5 万美元不等。

另外，考虑到在新一轮新兴经济体所面临的通胀压力中，有相当大的一部分实际上是来自大宗商品价格的上涨，而对于不同类型的新兴经济体来说，他们在面对大宗商品价格上涨时所面临的通胀压力也存在较大的差异。因此，根据新兴经济体在全球经济中的地位不同，我们还把新兴经济体划分成两组：原材料出口

国和原材料进口国。其中，原材料出口国包括沙特、俄罗斯、巴西、墨西哥、阿根廷和印尼，而原材料进口国则包括中国、韩国、土耳其、南非和印度。

## 1.2 发达经济体和新兴经济体对比

下面，我们对不同类型国家从 2000 年以来，尤其是金融危机以后在通胀方面的表现进行比较。我们进行比较的起点选在 2000 年除了这是 21 世纪的头一年以外，另外一个重要原因是因为欧元区在 1999 年第一季度正式成立，从 2000 年第一季度开始就可以获得欧元区的同比增长数据，这就使得我们在比较的时候不需要考虑因为欧元区成立所带来的口径变化问题。

首先，我们对比了发达经济体和新兴经济体从 2000 年第一季度到 2011 年第一季度的通胀率。为了方便与他们的长期趋势进行对比，我们还还对比了不同组别经济体和他们 10 年以来通胀率的长期平均水平。（如图 1 所示）

**图 1 发达经济体和新兴经济体平均通胀率比较（2000Q1-2011Q1）**

注：部分新兴经济体危机时期的数据被删除，包括阿根廷在 2002 和 2003 年货币危机期间，土耳其和俄罗斯在 2004 年以前高速通胀时期的数据。两条直线表示该时段内的平均水平。

下面我们结合图 1 对两组经济体的通胀情况进行对比分析。通过对图 1 的观察我们可以发现，2010 年以来，虽然两组经济体的短期波动方向在不同阶段基本一致，但是从一个较长的时期来看，这两组经济体之间却存在比较大的趋势走

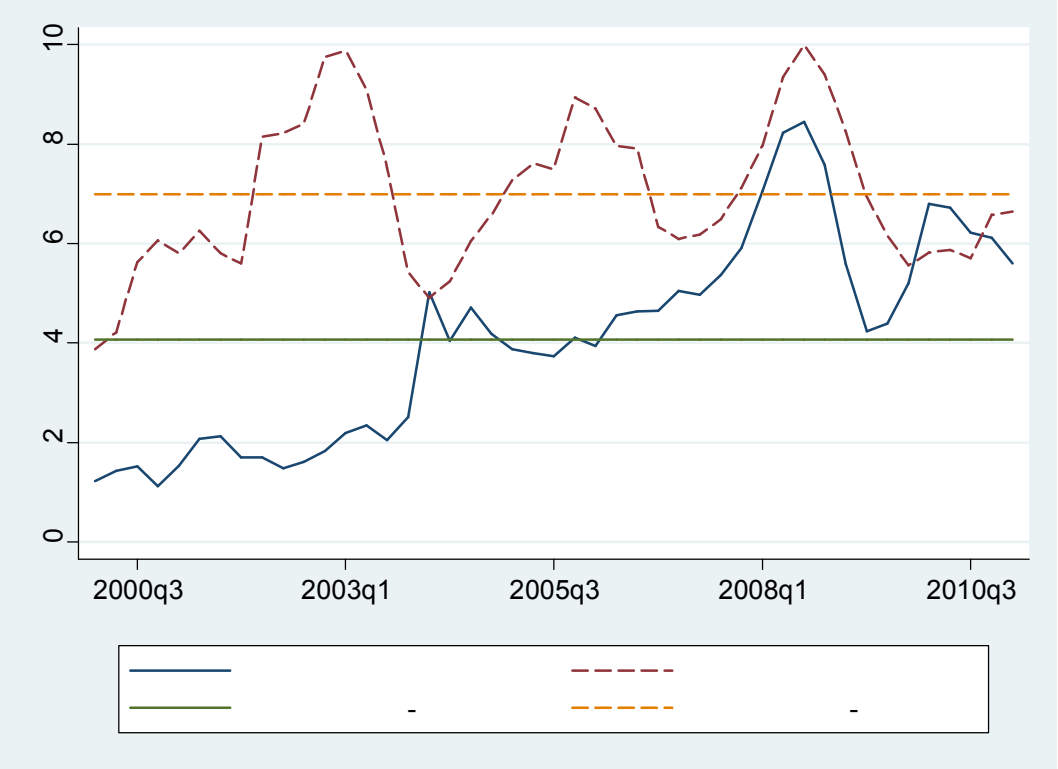
向差异：（1）发达经济体的总体通胀水平在过去 10 年中基本保持稳定，其平均通胀率基本在 2%的长期平均通胀率上下波动。（2）新兴经济体的总体通胀水平则呈现上升趋势。在 2007 年以前，其平均通胀水平绝大部分时期位于 6%以下；而在 2007 年以后，尤其是 2008 年大宗商品价格快速上涨以后，基本上维持在 6%以上。

全球金融危机对两组国家的通胀率都产生了巨大的影响，我们下面就进一步对比这两组经济体在金融危机前后的通胀率。首先，观察这两组国家在金融危机前后通胀率的波动方向，我们发现其变动方向基本保持一致：在危机全面爆发以前，两组国家的通胀率都出现了快速的上涨，并且在 2008 年第三季度达到最高，发达经济体当时的平均通胀率（同比）达到了 4%，而新兴经济体则更是高达 9.3%。随着金融危机在 2008 年第三季度以后的全面爆发，两组经济体的通胀率都同向下降，并分别在 2009 年末达到阶段最低值。但是，如果我们对两组经济体通胀率的绝对水平在危机中的表现进行对比的话，就可以发现两组经济体之间所存在的显著差异了：（1）发达经济体在金融危机中一度陷入通缩，目前通胀率虽然回升，但是通胀问题整体上来看并不算太严重（依然没有回到长期平均水平以上）；（2）新兴经济体在金融危机中的通胀率下降只是使其回到了长期平均水平左右，即使在 2009 年末达到谷底时，其平均通胀率依然达到了 5.3%左右，并没有出现通货紧缩现象；此后，随着全球流动性的扩张和大宗商品价格的上涨，虽然平均通胀率还没有回升到 2008 年中的顶峰水平，但已经位于长期平均通胀率水平之上，通胀从整体上来说已经成为了新兴经济体所不容忽视的重要经济问题。

## 1.3 原材料出口和进口的新兴经济体对比

前面我们分别分析了发达经济体和新兴经济体的平均情况并进行了对比，但是与发达经济体内部差异较小不同，新兴经济体内部却存在很大的差异，其中一个最为重要的差异就在于不同经济体在原材料贸易上所处的地位，这种贸易地位的差异使得各经济体对大宗商品价格上涨的反应存在较大差别。（在第三部分对 20 个经济体通胀率影响因素的实证分析中，我们将可以进一步印证这一结论。）因此，我们需要对不同类型的新兴经济体加以进一步分析。接下来，我们把新兴经济体分成两组，一组是原材料出口国，另一组是原材料进口国，分别比较这两组经济体的通胀率变动趋势。

**图 2　不同类型新兴经济体的通胀率对比(2000Q1-2011Q1)**




注：（1）原材料出口国包括沙特、俄罗斯、巴西、墨西哥、阿根廷和印尼，而原材料进口国则包括中国、韩国、土耳其、南非和印度，划分标准为各国 2009 年在原材料国际贸易是否存在顺差。

（2）与图 1 一样，部分新兴经济体危机时期的数据被删除，包括阿根廷在 2002 和 2003 年货币危机期间，土耳其和俄罗斯在 2004 年以前高速通胀时期的数据。两条直线表示该时段内的平均水平。

根据对图 2 的观察，我们发现，不同类型的新兴经济体在过去 10 年中，包括金融危机以来的通胀率表现也存在很大的差别。首先，观察短期波动的方向是否存在一致性：在 2007 年以前，两组经济体的短期波动方向没有太多的关联；而在 2007 年以来，他们的短期波动一致性则得到了较大的增强。其次，观察他们的绝对水平和长期变化趋势，原材料净出口国的长期通胀率基本上围绕着 7%左右的水平上下波动，没有表现出明显的向上或者向下的长期趋势；而原材料净进口国的通胀率则呈现出向上的长期趋势，但是其绝对水平在大多数时期都低于原材料出口国。最后，比较两组国家在金融危机中通胀情况的差异。原材料进口国在危机前后的通胀率一直维持在 4%的长期平均水平以上，也就是说，尽管金融危机的爆发使得这些国家的通胀压力一度减小，但是通胀压力在危机前后一直都存在，并且在经济复苏的过程中迅速放大，到 2011 年第一季度，依然高于长期平均水平 1.7%，从历史比较的角度来看，所面临的通胀问题较为严重；而对于原材料出口国来说，虽然危机前后通胀率的绝对水平依然较高，但是金融危机以后，其通胀率已经低于长期平均水平，也就是说，他们目前所面临的通胀问题

从历史上来看并不算太严重，通胀压力要小于原材料进口国。

在这一部分中，我们对 20 个样本国家的通胀情况，尤其是金融危机以来的情况进行了分组的对比分析。我们进行了两组对比分析，第一组对比了发达经济体和新兴经济体，发现虽然两者的短期波动方向一致，但是长期变动趋势和通胀率绝对水平之间却存在很大的差异：**新兴经济体通胀率长期趋于上升，即使在危机中也没有面临通缩风险，而当前通胀率已经高于长期平均水平，通胀压力较大；发达经济体通胀率保持稳定，在金融危机中一度出现了通缩，尽管目前通胀率已有所回升，但是依然低于长期平均水平，通胀压力整体来看并不大。第二组对比的则是不同类型新兴经济体的情况差异，发现虽然两组国家目前通胀率的绝对水平差异不大，但是从历史比较的角度上来看，原材料进口国的通胀压力在危机前后一直都存在，并且在经济复苏的过程中迅速放大；而原材料出口国目前所面临的通胀问题从历史上来看并不算太严重，通胀压力要相对小于原材料进口国。**

## 二、通胀影响因素分析：不同类型经济体对比

在第一部分中，通过简单的对比分析，我们已经发现不同组别经济体通胀的长期趋势及其与历史均值的相对水平之间存在很大的差异。在这一部分中，我们将通过更为严谨的计量经济学工具对这一差异进行分析。

### 2.1 回归模型和变量选择：

在这一部分的实证检验中，我们使用最基本的通货膨胀模型，即增强菲利普斯曲线模型作为我们的基准模型：

$$\Delta CPI_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \cdot \Delta CPI_{i,t-1} + \beta_2 \cdot gap_{i,t-1} + u_{it}, \quad 其中 u_{i,t}=\rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

在上式中，下标 i 代表不同的国家，t 代表不同的时期；$\Delta CPI$ 表示通胀率，$gap$ 表示产出缺口，$u$ 代表其他影响通胀率的绕动项，并假定这些扰动项服从 AR(1)过程。

另外，考虑到最近几年国际上关于通胀影响因素的一些新的观点，我们还将在基准模型的基础上，引入了各国国内流动性和国际大宗商品价格对于通胀率的影响：

$$\Delta CPI_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \cdot \Delta CPI_{i,t-1} + \beta_2 \cdot gap_{i,t-1} + \beta_3 \cdot \Delta liquidity_{i,t-1} + \beta_4 \cdot \Delta comm_price_t + u_{it}$$

其中 $u_{i,t}=\rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

在上式中，$\Delta liquidity$ 代表国内流动性增速，$\Delta comm_price$ 则表示国际大宗商品价格涨幅。

在建立起基本模型以后，接下来我们要确定模型所需的变量。跟其他文献一样，我们使用滞后一期的通胀率来代表通胀预期，使用 H-P 滤波方法去除 GDP 指数趋势后得到各国的产出缺口；同时，使用国内信贷量增速来代表国内流动性的变化速度（相比 M2 增速，我们认为在危机前后，信贷量增速能更好地反映流动性与实体经济的关系，从而更好地解释消费价格指数的变化），并使用 IMF 提供的大宗商品价格指数涨幅来衡量国际大宗商品价格的变化。所以最后得到的回归模型为：

$$\Delta CPI_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \cdot \Delta CPI_{i,t-1} + \beta_2 \cdot gap_{i,t-1} + \beta_3 \cdot \Delta credit_{i,t-1} + \beta_4 \cdot \Delta comm_idx_t + u_{it}$$

其中 $u_{i,t} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

变量名说明见表 2 所示。

**表 2 主要变量名说明**

| 变量名 | 说明 |
|---|---|
| ΔCPI | CPI 同比增长率(%)，代表通胀预期 |
| gap | 产出缺口(%) |
| Δcredit | 国内信贷量增长率(%) |
| Δcomm_idx | 大宗商品价格指数同比增长率(%) |

## 2.2 数据来源及数据处理

我们使用的样本包括 19 个经济体（其中沙特有很多变量缺失，因此最后在回归中实际上只用到了 19 个经济体的数据）从 2000 年第一季度到 2010 年第三季度的季度数据。各主要变量的数据来源和处理过程如下：

ΔCPI：各国 CPI 同比涨幅。除中国以外的数据均来自 IFS 数据库，中国数据来自中国国家统计局的月度数据统计并经作者处理。对于有 CPI 指数的经济体，通过 CPI 指数算出其各季度的同比增长率；没有 CPI 指数的经济体，直接采用其上报的 CPI 同比增长率。

rgdp_index：各国的实际 GDP 指数。除中国以外数据来自 IFS 数据库，对于未经季节调整的数据利用 X11 方法进行季节调整；中国的实际 GDP 指数为根据统计局公布的各季度同比增长率和各季度 GDP 的比重来推算，并利用 X11 方法进行了季节调整。

gap：产出缺口。利用前面得到的实际 GDP 指数，利用 hp 滤波方法估计出趋

势，然后计算产出缺口。

Δcredit：国内信贷量（国家货币）同比增长率。国内信贷量季度数据来自IFS数据库，并计算出季度同比增速。

Δcomm_idx：大宗商品价格指数同比增长率。大宗商品价格指数来自IFS数据库，并计算出季度同比增速。

主要变量的统计性质见表3所示。

**表3 主要变量的统计性质**

| 变量名 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|
| ΔCPI | 3.98 | 3.50 | -2.24 | 17.79 |
| gap | -0.01 | 2.00 | -10.57 | 9.69 |
| Δcredit | 11.02 | 9.51 | -7.00 | 84.34 |
| Δcomm_idx | 13.42 | 22.91 | -42.98 | 55.42 |

## 2.3 回归结果

我们对样本国家进行回归的结果见表4和表5所示。在表4中，我们并没有引入大宗商品价格变化的影响，而在表5中则引入了这种影响。同时，在两个表中，我们都分别对总样本、发达经济体和新兴经济体进行了分别回归，并对比了他们的回归结果。

我们首先来看在没有引入大宗商品价格之前模型的回归结果（见表4）。首先，无论是哪一组经济体，通胀预期对于通胀率的影响都非常显著，从绝对数值上来说，新兴经济体通胀率的惯性要更大一些；其次，在产出缺口这一变量上，两组经济体之间存在显著的差异，发达经济体的国内产出缺口对于通胀率影响非常显著，而新兴经济体的国内产出缺口虽然也跟通胀率之间呈现正相关关系，但是这种关系的显著性并不强；再次，在国内信贷对CPI的影响方面，新兴经济体国内信贷增长会显著影响通胀率，而相比之下，发达经济体的国内信贷增长对通胀率基本没有影响。

**表4 回归结果Ⅰ 增强菲利普斯曲线模型**

| | 全部国家 | | 发达经济体 | | 新兴经济体 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| CPI增长率(%),滞后一期 | 0.621 | 0.666 | 0.379 | 0.404 | 0.644 | 0.721 |
| | (21.99)** | (23.52)** | (7.79)** | (8.07)** | (16.51)** | (19.27)** |
| 产出缺口，滞后一期 | 0.082 | 0.070 | 0.236 | 0.234 | 0.070 | 0.055 |
| | (3.36)** | (2.64)** | (5.48)** | (5.25)** | (2.10)* | (1.53) |
| 国内信贷增长率(%),滞后一期 | | 0.029 | | 0.009 | | 0.049 |
| | | (4.47)** | | (1.56) | | (4.23)** |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Constant | 1.551<br>(24.34)** | 1.068<br>(13.43)** | 1.257<br>(21.77)** | 1.173<br>(18.58)** | 2.198<br>(17.89)** | 1.051<br>(6.25)** |
| 样本数 | 756 | 704 | 378 | 351 | 378 | 353 |
| 国家数 | 19 | 19 | 9 | 9 | 10 | 10 |
| 组内 R2 | 0.41 | 0.47 | 0.30 | 0.32 | 0.43 | 0.53 |

注：回归中考虑了扰动项的一阶自相关性，括号中的数值为 t 统计量。**表示在 1%水平下显著，*表示在 5%水平下显著。

**表 5 回归结果 II　引入大宗商品价格指数后的增强菲利普斯曲线模型**

| | 全部国家 | | 发达经济体 | | 新兴经济体 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| CPI 增长率(%),滞后一期 | 0.652<br>(24.98)** | 0.691<br>(26.81)** | 0.490<br>(13.22)** | 0.520<br>(13.88)** | 0.678<br>(18.24)** | 0.747<br>(21.39)** |
| 产出缺口，滞后一期 | 0.039<br>(1.65) | 0.022<br>(0.87) | 0.096<br>(2.99)** | 0.084<br>(2.59)** | 0.044<br>(1.32) | 0.023<br>(0.65) |
| 大宗商品价格指数增长率，(%) | 0.020<br>(9.56)** | 0.021<br>(9.55)** | 0.023<br>(14.70)** | 0.023<br>(14.13)** | 0.016<br>(4.32)** | 0.018<br>(4.80)** |
| 国内信贷增长率(%)，滞后一期 | | 0.027<br>(4.59)** | | 0.008<br>(1.96) | | 0.049<br>(4.43)** |
| Constant | 1.179<br>(18.69)** | 0.747<br>(9.59)** | 0.762<br>(14.29)** | 0.673<br>(11.11)** | 1.787<br>(14.11)** | 0.685<br>(4.04)** |
| 样本数 | 756 | 704 | 378 | 351 | 378 | 353 |
| 国家数 | 19 | 19 | 9 | 9 | 10 | 10 |
| 组内 R2 | 0.50 | 0.56 | 0.61 | 0.64 | 0.49 | 0.59 |

注：回归中考虑了扰动项的一阶自相关性，括号中的数值为 t 统计量。**表示在 1%水平下显著，*表示在 5%水平下显著。

接下来，我们关注引入大宗商品价格指数影响以后的结果。引入大宗商品价格后，其他几个控制变量，包括通胀预期、产出缺口和国内信贷增长的回归结果都没有改变。大宗商品价格上涨对于通胀率的影响不管在哪一组国家都非常显著，相比之下，发达国家受其影响可能会更大一些。

根据分组回归的结果我们可以发现，不同组别经济体通胀率在面临通胀预期和大宗商品价格变动时的反应基本上是一致的，而且影响都非常显著。但是在产出缺口和国内信贷这两种因素的影响方面，不同组别经济体的反应则存在差异：产出缺口对发达经济体的通胀率具有显著影响，而发展中经济体的通胀率总体来看与产出缺口的关系并不显著；相反的，在控制住其他因素以后，国内信贷增长对于发达经济体的通胀率基本上没有影响，但却会显著影响新兴经济体的物价水平。

通过这些结果的对比，我们可以发现，在通胀压力形成机制上，新兴经济体和发达经济体之间存在一定程度上的差异。为了更进一步的分析这种内在的差

异，我们在下面将会对各经济体分别进行实证分析，以更好地理清他们之间所存在的差异。

## 三、通胀率影响因素的分析和比较：国别分析

在这一部分，我们基于与前一部分相同的模型，分别研究各经济体通胀的影响因素，对比他们之间所存在的差异。

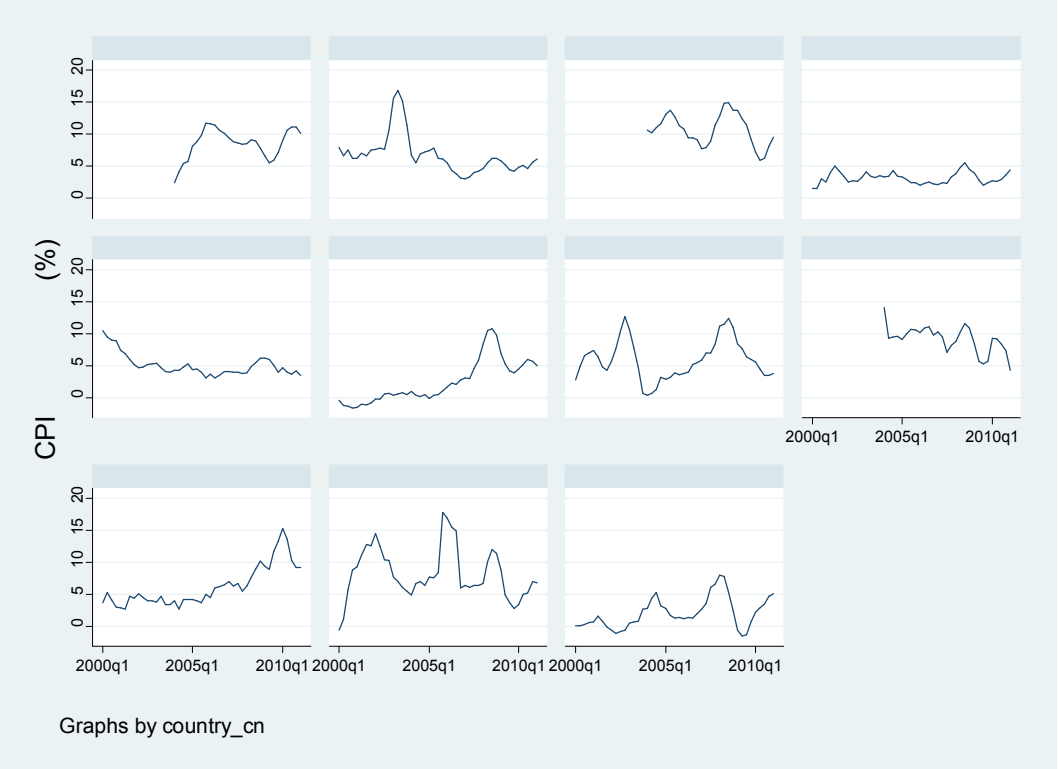
### 3.1 关于各国通胀趋势的描述

在图 3 和图 4 中，我们可以分别观察各经济体从 2000 年第一季度以来的通胀波动。

从图 3 我们可以发现，对于各主要发达经济体来说，虽然波动的幅度大小有所差异，但是他们的波动一致性依然很强，这再次验证了随着全球一体化程度的提高，全球各主要发达经济体通胀率正在不断趋同的观点。（Borio 和 Filardo,2007；Ciccarelli 和 Mojon, 2010；等等。）但是，尽管存在这种同步性，但是反弹的力度在不同国家之间差异较大，像日本只是刚刚走出了通缩，而英国的通胀率则已经超过了 5%；这说明，在这种同步性增强的背后，各国之间在通胀形成机制上可能还存在一定的差异，这也是我们需要进一步探讨的。

图 3　主要发达经济体通胀率同比增长率（2000Q1-2011Q1）

图 4　新兴经济体通胀率同比增长率（2000Q1-2011Q1）




接下来，我们通过图 4 来观察新兴经济体在通胀率表现方面的差异。相比发达经济体，新兴经济体在通胀率方面的表现差异要大得多。首先，各经济体在周

期性方面就存在很大的差异，其波动方向并不一致。尽管在金融危机以来，各经济体都普遍经历了一轮通胀的先跌后升的波动，但是这一轮波动的幅度在各经济体之间依然存在很大的差异。另外，在危机基本结束以后的全球经济恢复阶段，各国的表现差异也足够大，像印度、南非和土耳其的通胀率在 2010 年中以后已经开始不断回落，但是在中国、印尼、阿根廷和韩国等经济体，通胀率上升的趋势依然没有得到扭转。显然，在不同的新兴经济体中通胀的影响因素应该也会存在很大的差异。

通过对各国通胀率的一些描述分析我们可以知道，虽然发达经济体内部通胀率波动的一致性要远远高于新兴经济体，但是无论在发达经济体国家之间，还是在新兴经济体国家之间，通胀率的表现都存在非常大的差异，那么这种差异到底表现在什么地方呢，这也将是我们在下面进一步回归分析所需要探讨的。

## 3.2 回归分析

我们在对每个国家进行分析的时候，所使用的回归模型跟上一节中所使用的模型完全一样。

$$\Delta CPI_t = \alpha_i + \beta_1 \cdot \Delta CPI_{t-1} + \beta_2 \cdot gap_{t-1} + \beta_3 \cdot \Delta credit_{t-1} + \beta_4 \cdot \Delta comm_idx_t + u_t$$

同样的，扰动项可能会存在序列相关性，我们将使用 Newey-West 方法修正扰动项中所可能存在的异方差性和序列相关性。

由于篇幅的原因，我们不一一列示各国时间序列数据的具体回归结果，而只是把各影响因素对通胀率的影响方向放在一张表中以利于对比分析（见表 6.）。

**表 6　对各国通胀率影响因素的比较分析**

| 经济体 | CPI 增长率%,滞后一期 | 国内产出缺口,滞后一期 | 信贷增长率%,滞后一期 | 大宗商品价格上涨率% |
|---|---|---|---|---|
| 美国 | + | + | | + |
| 日本 | + | + | | + |
| 德国 | + | + | | + |
| 法国 | + | + | | + |
| 意大利 | + | + | - | + |
| 西班牙 | + | + | | + |
| 英国 | + | | - | + |
| 澳大利亚 | + | | | + |
| 加拿大 | + | | + | + |
| 中国 | + | + | + | + |
| 土耳其 | + | + | + | + |
| 韩国 | + | | + | + |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 南非 | + | | + | + |
| 印度 | + | | + | |
| 巴西 | + | + | + | |
| 印尼 | + | + | + | |
| 阿根廷 | + | − | + | + |
| 俄罗斯 | + | | | + |
| 墨西哥 | + | | | |

注：“+”号代表该因素对通胀率的影响为正，并在5%置信度水平下显著；“-”号代表该因素对通胀率的影响为负，并在5%置信度水平下显著；空格表示该因素的影响在5%置信度下并不显著为正或为负。沙特因为缺乏数据而没有被包括在回归中。

按照不同因素对该国通胀率影响的方向和显著性，我们可以把这 19 个样本国家分成五组。

第一组：美国、日本、德国、法国、意大利和西班牙；

第二组：澳大利亚、英国和加拿大；

前两组均为发达经济体。

第三组：中国和土耳其；

第四组：韩国、南非和印度；

第五组：巴西、印尼、阿根廷、墨西哥和俄罗斯。

后三组为新兴经济体。

我们首先来看第一组，这一组国家的最大特点就是他们构成了世界上最重要的三种国际货币的发行国（德国、法国、意大利和西班牙都是欧元区成员国），这组国家通胀压力同时来自于国内产出缺口和国际大宗商品价格，而没有受到国内信贷增长率的影响。相比之下，第二组发达国家则没有受到国内产出缺口的显著影响。

在三组新兴市场经济体中，第三组和第四组均为原材料进口国，他们基本上都受到了大宗商品价格和国内信贷增速的影响。而与韩国、印度和南非相比，中国和土耳其的通胀率在统计上还显著地受到国内产出缺口的影响，在所有经济体中，这两者是唯一受到了所有三种外部因素影响的国家，由此可见，相比世界其他各主要经济体，中国在治理通胀问题上所面临的影响因素相对来说是最多的。最后一组经济体为出口原材料的新兴经济体，这一组经济体中个体的表现差异很大，主要的影响因素在不同国家之间的组合也有很大的差异。

总而言之，当我们对不同国家通胀率背后的影响因素分别进行回归时可以发现，发达国家所受到的影响因素相对比较一致，而新兴经济体在各自通胀率的影响因素上则存在一定的差异，中国和土耳其是新兴经济体中少有的同时受到了产

出缺口、信贷量和大宗商品价格三种因素影响的经济体，这就凸显出在中国治理通胀问题的复杂性。

## 四、全球流动性和大宗商品价格关系：是否存在结构性拐点？

在前面的分析中，我们在一般的通胀率决定模型中加入了国际大宗商品价格的影响，并发现对于大部分经济体来说，这个因素对通胀率都造成了非常显著的影响。如我们在表 5 中可以发现，对于不同组别的经济体来说，大宗商品价格的上涨都构成了通胀率上升的原因之一；而同样在表 6 中可以发现，在进行分别回归时，19 个样本国家中有 15 个国家的通胀率都受到了大宗商品价格的影响。而在新兴经济体尤其是原材料进口国所面临的新一波通胀压力之中，大宗商品价格上涨是一个不容忽视的外部因素。而关于危机以后大宗商品价格走势，一个被广泛讨论的原因就是发达经济体流动性泛滥是否对于大宗商品价格波动起到了推波助澜的作用。我们在这一部分将通过计量分析对这一推断是否成立进行分析。

### 4.1 全球流动性和大宗商品价格——描述性分析

首先，我们需要描述全球流动性和大宗商品价格之间的关系。关于全球流动性，下面是几种比较常见的衡量指标：

指标 1：美国 M2+世界各国外汇储备之和；

指标 2：主要经济体广义货币量之和；

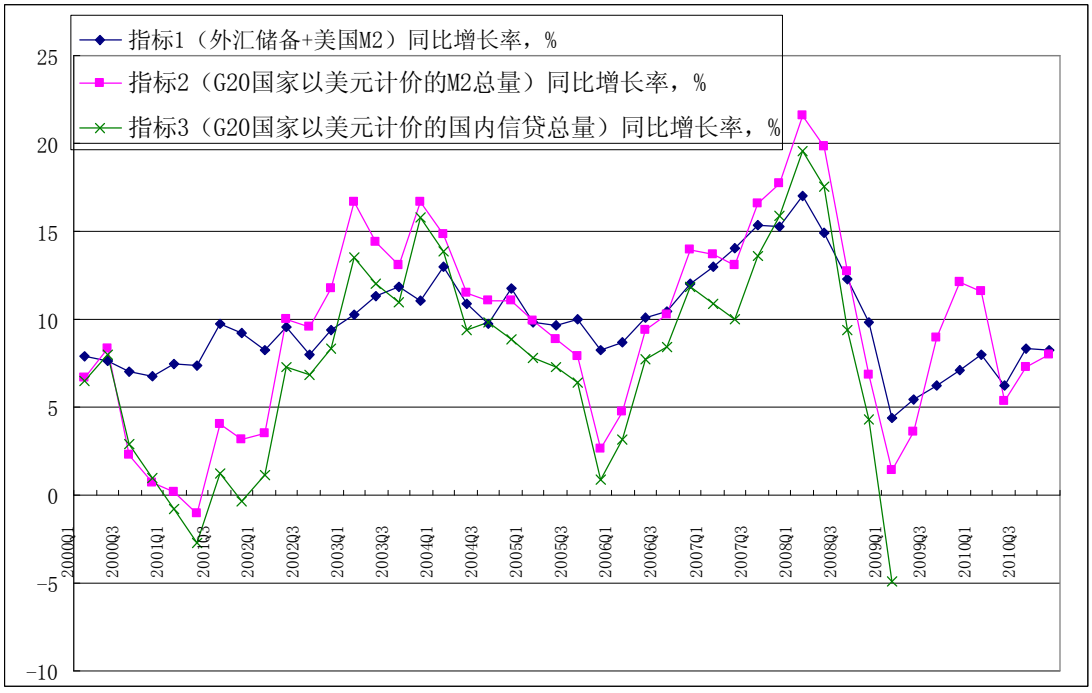
指标 3：主要经济体国内信贷量之和。

指标 2 和指标 3 衡量的是主要经济体国内流动性之和，在大量的研究中得到了采用。而在不同的研究中，不同学者所定义的主要经济体范围存在差异，如 Baks 和 Kramer (1999)所定义的主要经济体为 G7 国家，以这些国家总货币量的增长率来衡量全球流动性；而 Sousa 和 Zaghini (2003)则使用五种主要货币（也就是 G7 所使用的货币）的增长率来衡量全球流动性。考虑到新兴经济体在全球经济中的地位越来越重要，样本中仅仅包括 G7 已经不够，因此，我们使用 20 个样本国家国内流动性之和来定义全球流动性（德国、法国、意大利和西班牙四个欧元区经济体的数据采用欧元区整体数据来代替）。而在最近的研究中，不少学者如 Adrian, Etula 和 Shin (2008)认为，只有那些能够起到交易作用的货币的增速才能更为准确的反应真实的全球流动性变化情况，而美元作为国际金融市场上最被广泛使用的货币具有很强的促进交易的功能，另外，各国的国际储备也

能起到同样的作用，所以他们认为使用美元基础货币量和各国外汇储备之和来衡量全球流动性更为合适。这一指标在关于全球流动性的研究中开始受到了更多的重视，比如 Darius 和 Radde(2010)就采用这一指标研究了全球流动性和资产价格之间的关系。

我们根据这三种方法计算出来的全球流动性的季度增长率如图 5 所示。

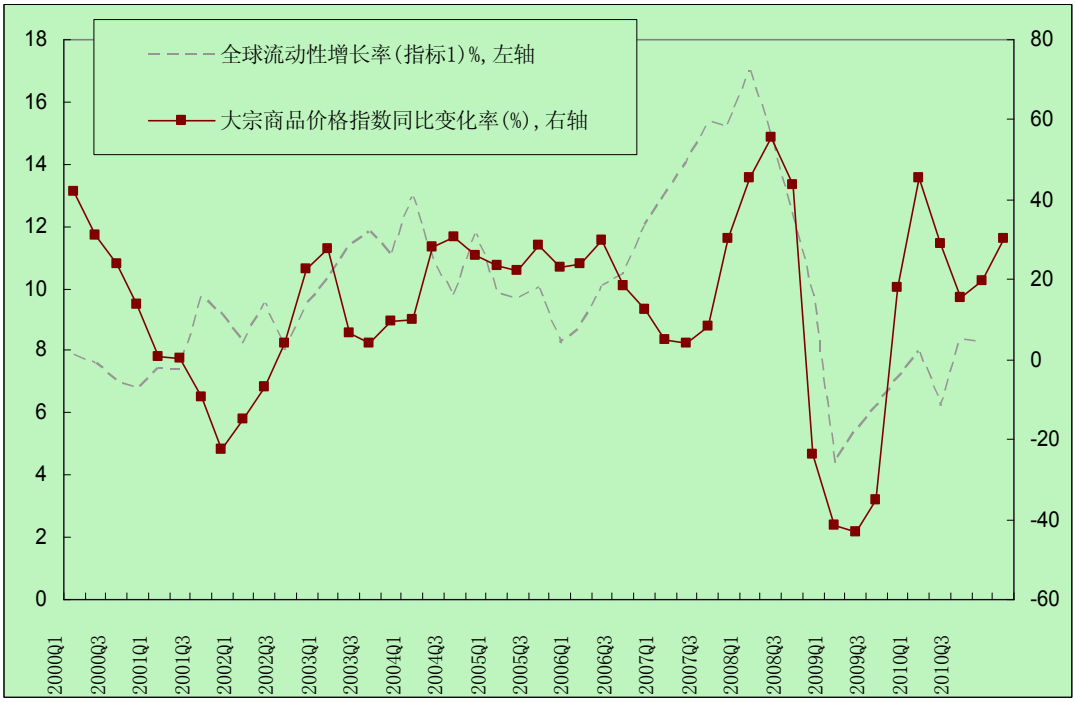
**图 5 使用不同指标衡量的全球流动性增长速度**




注：（1）各国外汇储备数据来自 IMF COFFER 数据库。（2）在计算指标 2 的时候，为了保持前后口径的一致，只采用 2010Q3 有数据的国家，即不包括巴西、印尼、韩国和沙特；各国 M2 均按当期汇率折算成美元。（3）因为美国该数据只到 2009Q1，为了保持口径的一致，我们也只统计各国信贷量之和到 2009Q1。各国信贷量均按当期汇率折算成美元。

从图 5 来看，不管我们使用何种指标来衡量全球流动性，他们的增速之间都存在较为强烈的一致性；但是相比较而言，指标 2 和指标 3 所衡量的全球流动性波动幅度相对较大，这可能是因为这两个指标在计算过程中都涉及到本币和美元汇率的问题，于是当美元汇率大幅波动的时候，这两个指标也会随之大幅波动，从而一定程度上出现失真问题，指标波动与美元汇率之间的联系过于密切。相比较之下，采用第一种指标时，因为各国的外汇储备主要是投资于以美元计价的资本市场（约占 60%以上），所以其波动相对于美元汇率的敏感性有所下降，从而有效避免该指标对于美元汇率波动的过度敏感。因此，我们在下面的分析中将采用第一个指标来衡量全球流动性，并分析其与大宗商品价格波动之间的关系。（见图 6）

图 6　全球流动性增速和大宗商品价格指数涨幅之间的关系

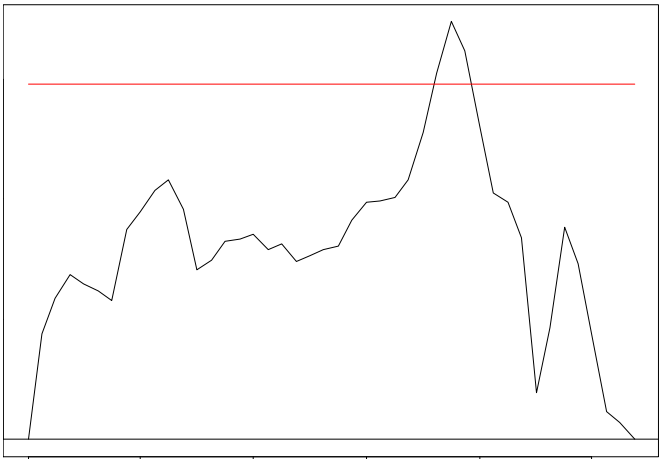



通过图 6 我们观察一下全球流动性增长和大宗商品价格指数之间的关系。从图上可以发现，在 2007 年以前，两个序列的基本上波动都不大，相关关系也并不明显；而在 2008 年以后，两者都开始了大幅波动，而且在大幅波动过程中这两者之间的趋势紧密相关。通过对于这两者关系的描述性分析，我们可以初步发现，这两者之间的关系在 2008 年前后可能发生了一定的转变。下面，我们进一步使用统计工具来对这两者之间的关系是否发生了转折进行研究。

## 4.2 全球流动性和大宗商品价格——关系拐点的计量检验

我们使用 Bai&Perron(2003)的方法对变量之间的关系是否存在结构性拐点进行诊断检验。根据波动率判断的结构性拐点诊断检验的结果见图 7。根据图 7，我们可以初步判断，这两者之间的关系变化存在一个结构性拐点。然后根据最优拐点的选择，我们得到最优拐点为 2008 年第四季度。

**图 7 拐点诊断检验结果**



我们对这两者之间的关系分别进行分段和不分段回归的结果如表 7 和表 8 所示。

**表 7 不分段回归结果：**

| | 大宗商品价格指数同比增长率，% |
|---|---|
| 全球流动性增速,% | 3.276<br>(2.55)* |
| Constant | -18.897<br>(1.34) |
| 样本数 | 44 |
| 调整 R2 | 0.16 |

注：括号中的数字为 t 值。**表示在 1%水平下显著，*表示在 5%水平下显著。

**表 8 分段回归结果：**

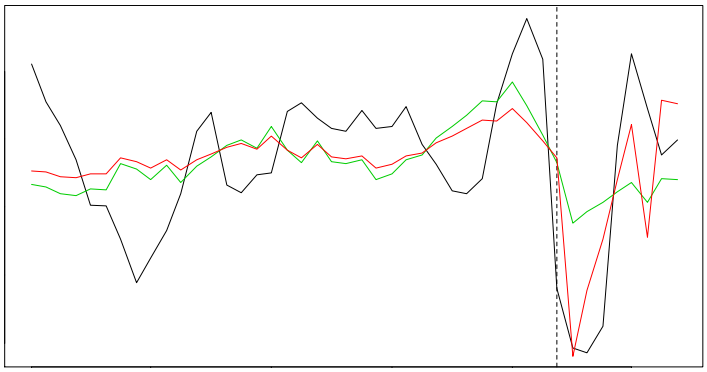
| | 大宗商品价格指数同比增长率，% |
|---|---|
| 分段 1<br>(2000Q1-2008Q4) | -4.886<br>(0.36) |
| 分段 2<br>(2009Q1-2010Q4) | -127.315<br>(3.72)** |
| 全球流动性增速*分段 1 | 1.990<br>(1.59) |
| 全球流动性增速*分段 2 | 19.048<br>(3.82)** |
| 样本数 | 44 |
| 调整 R2 | 0.52 |

注：括号中的数字为 t 值。**表示在 1%水平下显著，*表示在 5%水平下显著。

通过比较分段和不分段回归的结果，我们发现分段回归以后，模型的拟合程度有了大幅提高，调整 R2 从 0.16 提高到了 0.52；而通过分段回归中不同时间段回归系数以及其显著性的变化，我们更加可以看出全球流动性和大宗商品价格之间的关系确实存在一个明显的结构性拐点。在 2008 年第四季度之前，全球流动性和大宗商品价格涨幅之间虽然存在一定的正相关关系，但是这种关系在统计上并不显著；但是在 2008 年第四季度以后，这两者之间的相关性显著增强。这个结果也可以根据图 8 拟合曲线与真实走势之间的关系得到印证。而根据这个初步计量结果，在 2009 年以后，当全球流动性增速超过 7%时，将会导致大宗商品价格的上涨。当然，这个结果中我们还没有考虑进实际需求等其他影响因素的作用。我们将会在后续的研究中加以进一步细化。

事实上，我们这个结果印证了一个流行的观点，即在金融危机爆发以后，因为优质金融资产的缺乏，过剩的流动性流向了大宗商品市场，从而使得大宗商品市场的波动跟全球流动性之间的关系进一步紧密。（Caballero, Farhi 和 Gourinchas, 2008; IMF,2011;等等）

**图 8 分段回归和不分段回归的拟合曲线对比**



注：黑线为大宗商品价格指数的同比涨幅，绿线为不分段回归的拟合结果，而红线为分段回归的拟合结果。

在这一部分，通过描述性分析和计量经济学分析，我们都得到全球流动性和大宗商品价格波动之间的关系在金融危机以后变得更为紧密的结论，随着大宗商品的金融属性的增强，以及金融危机以后全球优质金融资产的稀缺，大宗商品价格越来越多地受到了全球流动性的影响。

# 五、总结和展望

在最后一部分，我们结合本文的计量分析结果和未来可能的国际经济环境，尝试对不同类型经济体在未来的通胀走势进行简单的分析。

我们首先对已有的计量分析结果进行小结。通过对 2000 年以来世界上最主要的发达经济体和新兴经济体的研究，我们得到了如下主要结论：发达经济体通胀率走势主要跟其产出缺口和大宗商品价格的走势有关，而与国内流动性的相关关系则要小得多；而与之相反，新兴经济体的通胀走势与国内流动性的相关关系比较强烈，而大部分新兴经济体的通胀并没有表现出与国内产出缺口的明显关系，而在对大宗商品价格上涨的反应方面，不同类型的新兴经济体体现出了很大的差别。大宗商品价格对于大多数经济体的通胀率有显著作用，而根据结构性拐点诊断结果，我们发现大宗商品价格与全球流动性之间的关系在金融危机以后得到了进一步的加强。

根据上述结果，我们可以分析在未来可能出现的政策场景下，不同组别经济体可能的通胀走向。

当发达经济体（尤其是美国）经济恢复低于预期，从而产出缺口依然低迷的情况下，如果这些国家为了刺激经济继续实施宽松货币政策，将会导致全球大宗商品价格的上涨。在这个场景下，不同经济体所面临的通胀压力存在着很大的差异：（1）对于发达经济体来说，经济低迷抑制了通胀率，同时大宗商品价格的上涨促进了通胀率，两种主要的通胀影响因素反向作用，从而使得整体通胀压力不大。（2）对于原材料出口的新兴经济体来说，他们的消费物价大多对于大宗商品价格的上涨并不敏感，因此大宗商品价格上涨带来的通胀压力并不大，在这个环境下引起这些经济体通胀压力的主要因素是全球流动性增加所带来的国内流动性增加压力。（3）而对于原材料进口的新兴经济体来说，一方面，全球流动性的加强可能会通过一些渠道传导到国内导致国内流动性的增加，这会给国内经济带来通胀压力；另一方面，大宗商品价格的上涨还会进一步的推升通胀压力，其所面临的通胀压力将是各类型国家中最大的。对于这类经济体来说，发达经济体经济能够较快复苏从而让其货币政策回归正常对于减轻其通胀压力将具有重要意义。

# 参考文献：

[1] IMF, 2011. World Economic Outlook (WEO)-Tensions from the Two-Speed Recovery: Unemployment, Commodities, and Capital Flows. Washington DC: April 2011.

[2] Adrian, T, E Etula, and H S Shin, 2008. Global liquidity and Exchange Rates. IMF Working Paper, no.99/168.

[3] Bai J., Perron P. (2003), Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, Journal of Applied Econometrics, 18, 1-22.

[4] Baks, K. and C. Kramer (1999): “Global liquidity and asset prices: measurement, implications and spillovers”, IMF working paper no. 168.

[5] Borio, Claudio, and Andrew Filardo. 2007. Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence On the Global Determinants of Domestic Inflation. BIS Working Paper 227.

[6] Ciccarelli M, Mojon B.2010. Global Inflation. Review of Economics and Statistics, 92(3): 524-535.

[7] Darius, R and S Radde, 2010. Can Global Liquidity Forecast Asset Prices?. IMF Working Papers, IMF Working Paper No. 10/196， Aug 2010.

[8] Ricardo J. Caballero, R J, E Farhi and P Gourinchas, 2008. Financial Crash, Commodity Prices and Global Imbalances. Brookings Papers on Economic Activity, Fall 2008, pp. 1-55.

[9] Sousa, J. and A. Zaghini (2003). "Monetary policy shocks in the euro area and global liquidity spillovers", ECB working paper n. 309.

[10] 张成思,李颖.2010.全球化与通货膨胀动态机制研究——基于新兴市场国家的经验分析与启示.世界经济.2011(11),24-36.

# 社会融资结构、影子银行与货币政策

**摘要:** 直接融资和创新性的金融业务目前已占据社会融资规模的近半壁江山。以股票、债券为代表等多种新型融资工具和渠道的直接融资比例明显提高，商业银行表外业务也对贷款表现出较大的替代作用，规模越来越大的影子银行业务游离于监管之外加大了整个金融体系的风险。适应这种变化，2011 年中国人民银行提出用社会融资规模代替信贷规模作为货币政策的中间目标。虽然社会融资规模的主要构成部分信贷、股票、债券以及影子银行等均构成了对实体经济的资金支持，但是他们对货币政策的影响是不同的。信贷过程直接刺激了货币发行，而股票、债券、保险等直接融资只是改变了货币供给层次的结构和货币流通速度，一般情况下，不会直接改变货币发行量。中央银行与中国证监会、中国银监会和中国保监会一行三会需要保持信息的及时交流与沟通，保证政策的协调性。

2011年4月中国人民银行首次发布社会融资规模数据，引起社会各界广泛的关注。

数据显示，2010年企业债和非金融企业股票筹资分别达1.2万亿元和5787亿元，分别是2002年的36.8倍和9.5倍。2010年证券、保险类金融机构对实体经济的资金运用合计约1.68万亿元，是2002年的8倍。2010年实体经济通过银行承兑汇票、委托贷款、信托贷款从金融体系融资分别达2.33万亿元、1.13万亿元和3865亿元，而在2002年这些金融工具的融资量还非常小[2]。

2001 年底中国加入 WTO 后，中央银行外汇占款持续攀升，由此带来的基础货币高居不下，中央银行已通过提高存款准备金率、发行央行票据等手段，回收了 80%左右由此带来的基础货币[3]。虽然中央银行的基础货币并没有太快增长，但整个社会的流动性却增长得十分迅速。这说明除了中央银行货币发行常规的信贷渠道外，产生和创造于为投资而融资和资本资产头寸融资的过程之中信用的影响力越来越大，影子银行的作用很明显。中国是典型的间接融资的银行主导型金融体系，但今天直接融资和创新性的金融业务已占据社会融资规模的近半壁江山。追求利润最大化下的金融创新与规避信贷规模管制的冲动所带来的风险和监管问题，已经远远超出了传统的货币和监管政策的视野，使得原有货币调控望尘莫及。因此，分析中国社会融资结构的变化以及对货币政策的冲击具有重要的现实意义。

本文关注目前社会融资结构和影子银行产品的变化和特点，探讨直接融资比

2 数据来源：中国人民银行网站。

3 安旸，《易纲：80%外汇占款投放的基础货币已回收》，《中国证券报》，2011 年 5 月 5 日。

重的加大以及创新产品的出现对货币发行和货币政策的传导可能造成的影响。第一部分介绍社会融资规模的主要构成部分的变化和特点，第二部分分析影子银行的情况，第三部分探讨社会融资规模、影子银行对货币政策的影响以及政策建议。

## 一、 规范工具、正规社会融资的发展

社会融资规模是指一定时期内实体经济从整个金融体系获得的全部资金总额。主要包括三个方面：第一，金融机构通过资金运用对非金融实体经济提供的资金支持，主要包括人民币贷款、外币贷款、信托贷款、委托贷款、金融机构持有的企业债券、保险公司的赔偿和投资性房地产等。第二，实体经济利用规范的金融工具、在正规金融市场、通过金融机构服务所获得的直接融资，主要包括非金融企业股票筹资、银行承兑汇票及企业债的净发行等。第三，其他融资，主要包括小额贷款公司贷款、民间信贷、融资性担保公司信贷、产业投资基金、典当行融资和海外上市等。

利用规范的金融工具、在正规金融市场获得资金的主要渠道有：

1、信贷市场

流通中的货币主要是通过信贷渠道发放出去的。信贷市场是中央银行进行宏观调控，贯彻货币政策意图的主要场所，信贷规模一直是货币政策重要的中介目标之一。

近些年来，虽然信贷规模由央行间接控制，但受到众多因素的影响，往往出现实际信贷规模高于预定目标的情况。2008 年 9 月，美国次贷危机爆发，中国及时地调整了宏观经济政策，取消了自 2007 年底开始恢复的“信贷规模控制”，商业银行的贷款能力完全取决于其对风险、收益的判断和可贷资金总量的约束。由于 4 万亿的经济刺激和保“八”的要求，2009 年信贷增幅和增速达到天量（见图 1），信贷规模的快速膨胀导致流动性泛滥。2010 年末，随着通货膨胀压力的增大，货币政策由宽松转为稳健，2010 年新增人民币贷款比 2009 年有所减少，但是与次贷危机前相比，仍然处于较高的水平，反映了中国经济高速增长（尤其是投资）所具有的惯性。

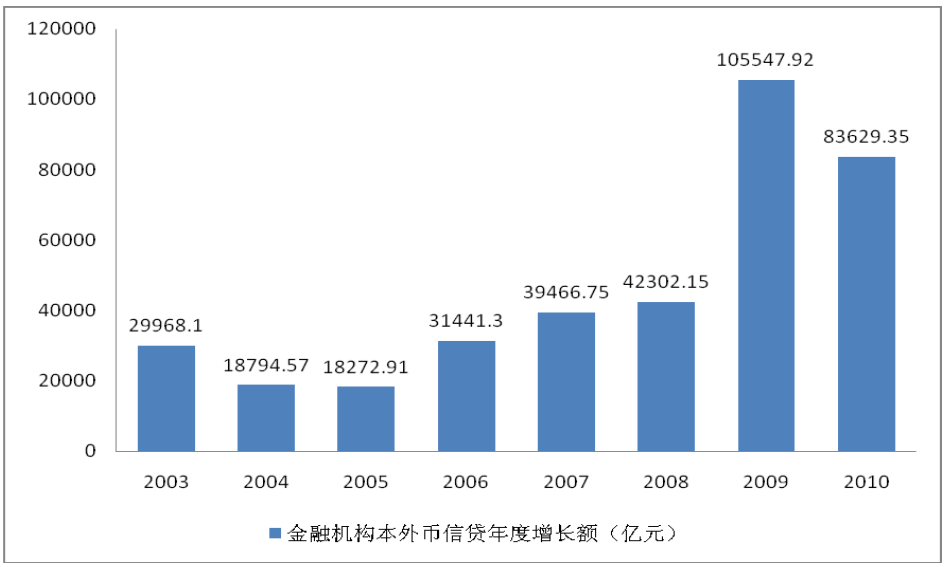



图 1　金融机构本外币年度信贷增长额（亿元）

表 1　　金融机构本外币信贷情况

| 时间 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 金融机构本外币信贷额（亿元） | 169771 | 188565.57 | 206838.48 | 238279.78 | 277746.53 | 320048.68 | 425596.6 | 509225.95 |
| 增长率（%） | 21.44 | 11.07 | 9.69 | 15.20 | 16.56 | 15.23 | 32.98 | 19.65 |

注：　图 1 和表 1 的统计数据口径包括中国人民银行、政策性银行、国有独资商业银行、其他商业银行、城市商业银行、城市信用社、农村信用社、农村商业银行、信托投资公司、财务公司、租赁公司、邮政储蓄机构、外资金融机构。数据来源：中国人民银行网站

从表 2 可以看出，从 2005 年开始，商业银行的中长期贷款开始超过短期贷款。短期流动资金贷款在中长期贷款占比的持续走低，说明信贷对经济的支持中中长期投资的地位的持续提升，相当部分贷款满足了房地产或城市的基础项目的建设，而企业正常生产的流动资金的份额在下降。信贷占比的变化说明商业银行更倾向于大型新建项目，而满足企业正常生产流动性需要的动力下降。委托及信托贷款、票据融资等也处于快速增长的通道中。

表 2　金融机构本外币信贷结构（亿元）

| | 2002 年 | 2003 年 | 2004 年 | 2005 年 | 2006 年 | 2007 年 | 2008 年 | 2009 年 | 2010 年 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 短期贷款 | 76822.41 | 87397.88 | 90808.27 | 91157.45 | 101698.22 | 118898.03 | 128571.47 | 151352.98 | 171236.64 |
| 中长期贷款 | 51731.61 | 67251.74 | 81010.14 | 92940.53 | 113009.78 | 138580.97 | 164160.42 | 235578.64 | 305127.55 |
| 委托及信托贷款 | 2397.41 | 2473 | 1926.05 | 3208.08 | 2581.11 | 2397.04 | 3034.96 | 5336.99 | 6354.78 |
| 票据融资 | 5805.31 | 9233.59 | 11618.35 | 16319.16 | 17333.36 | 12884.38 | 19314.15 | 23878.67 | 14844.75 |
| 其它类贷款 | 3046.16 | 3414.79 | 3202.76 | 3213.26 | 3657.31 | 4986.11 | 4967.68 | 9449.32 | 11662.22 |

注：　统计数据口径包括中国人民银行、政策性银行、国有独资商业银行、其他商业银行、城市商业银行、城市信用社、农村信用社、农村商业银行、信托投资公司、财务公司、租赁公司、邮政储蓄机构、外资金融机构。数据来源：中国人民银行网站

次贷危机后，信贷的供给在很大程度上来自以政府为主体的大项目。按照规划，4 万亿元的投资计划中中央资金仅占 30%，地方及银行贷款占 70%。从固定资产投资看，很多地方是“政府搭台，银行唱戏”。地方政府将资金缺口通过政府的融资平台，将落实项目资金的重任推向了商业银行。

商业银行天量信贷是流动性过剩的直接原因。同时，双顺差积累的外汇占款在近十年投放的基础货币量占比远远大于 100%[4]。这些共同形成了巨额的货币供给存量 M2，导致流动性泛滥和通货膨胀的巨大压力。

2、债券市场

近 10 年来，中国企业债市场有了长足的发展，成为超过股市融资、仅次于信贷融资的第二大融资渠道。2002 年我国企业债发行额仅为 325 亿元，2005 年我国企业债发行额突飞猛进，一跃超过 2000 亿，2009 年在经济强刺激的情况下，企业债一举跨上 15000 亿的规模。其中中期票据和短期融资债发展速度非常快。

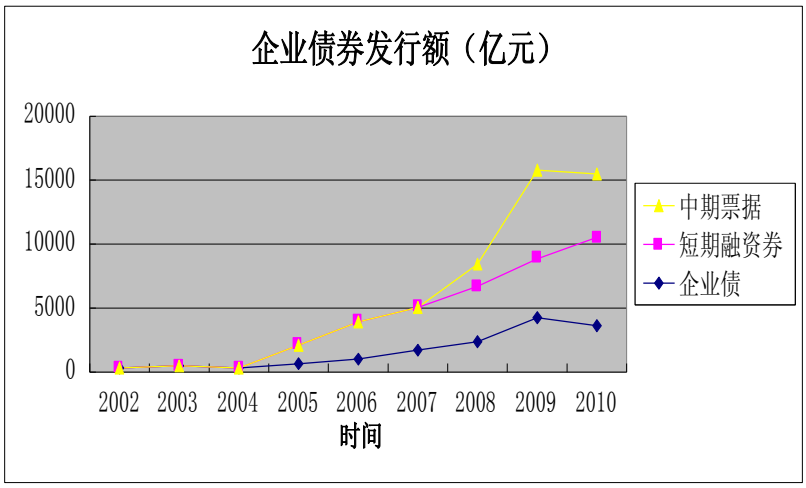



图 2　企业债券年发行额（亿元）

数据来源：Wind数据库

从结构上来看，次贷危机后，大规模基础设施建设资金需求带动债券市场升温，企业债券发行节奏明显加快，期数和规模均创历史新高。地方政府投融资平台公司举债规模占据了主导地位。

[4] 安旸，《易纲：80%外汇占款投放的基础货币已回收》，《中国证券报》，2011 年 5 月 5 日。

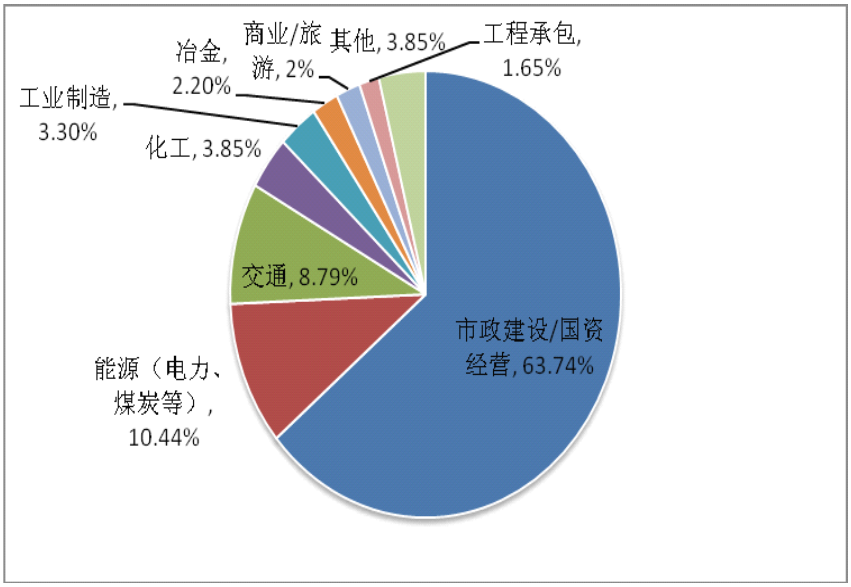



图3　2010年企业债券发行期数行业分布的情况

数据来源：联合资信评估有限公司研究报告，《2010 年度企业债市场分析》，2011年1月14日。

在从紧的信贷政策下，企业债券对于信贷规模的收缩有一定的抵消作用，企业债的发行将一部分存款和金融机构的资金转化为投资，加大了对实体经济的注资，在一定程度上会影响从严的信贷政策的效果。

3、股票融资

2006 年以前股票融资规模比较小，增幅也比较缓慢。2006 年和 2007 年股票市场的大牛市使股票融资规模出现爆炸性增长。而到了 2008 年，由于全球金融危机的影响，企业预期悲观，投资动力不足，股市大跌后一直在低位徘徊，整个 2008 年股票市场融资规模显著减少，与 2007 年相比下降 55.6%。随着 2009 年全球经济的复苏，中央一系列启动刺激政策的实行，国内经济继续保持较快的增长，股市也在稳步恢复中，到 2010 年，股市融资额又出现爆炸性的增长。总的来说，股票筹资规模与股票市场的繁荣呈正相关关系。

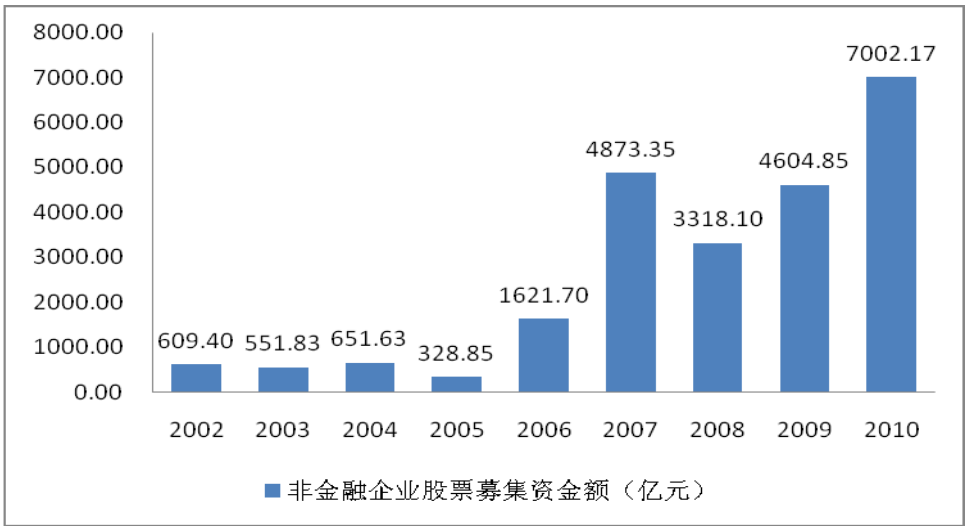


图 4　非金融机构股票年筹资额（亿元）

注：根据 wind 数据库计算得到。非金融机构股票筹资额为当年全部新上市 IPO、增发和配股之和减去金融机构筹资部分。

2010 年政府开始给过热的经济降温，新增人民币贷款和广义货币供应量都有所下降。但是，2010 年股票市场融资却增长了近 92%，由此看来央行控制了货币供应量和信贷，但是企业可以转向资本市场融资，通过上市发行股票或是股票增发的形式筹集资金。一边是间接融资截流，一边是直接融资放水，松紧相抵，央行的货币政策很难达到预期的效果。

4、保险

社会融资总量中的保险资金，主要指保险公司赔偿和保险公司投资性房地产以及其他用于投资实体经济的资金。

（1）保险公司赔偿

中央银行的统计数据表明，从 2002 年到 2010 年，我国社会融资总量由 2 万亿元扩大到 14.27 万亿元，其中，保险公司赔偿已经占到同期社会融资总量的 1.3%[5]。

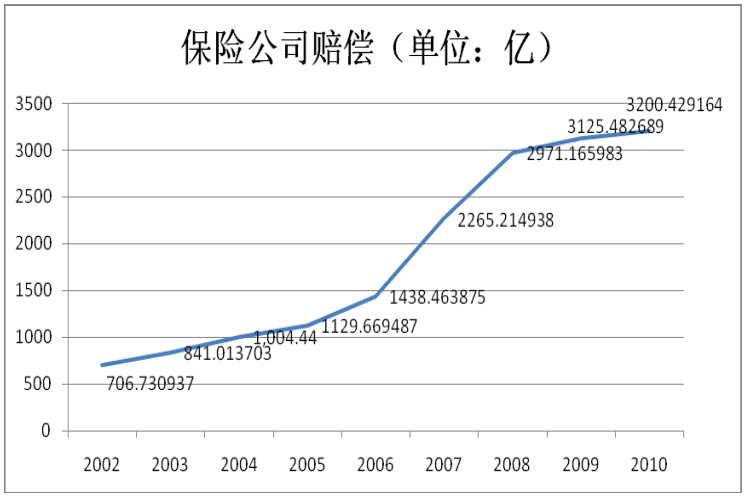



图 5　保险公司赔偿情况（亿元）

数据来源：中国保监会网站

对于是否应该将保险公司赔偿资金计入社会融资总量，存在着不同的看法。有观点认为，保险公司赔偿金额有一部分进入居民手中，并没有全部进入企业；而且不属于企业主动筹集的资金。也有不同的看法，认为保险赔偿资金实际上相当于向实体部门和住户部门进行了间接借款融资。目前中央银行将保险赔偿额纳入对实体经济的社会融资规模的范畴之中。

（2）　保险公司投资性房地产

从国际上来看，不动产是保险公司资金运用的重要渠道之一，其收益的长期

[5] 数据来源：中国人民银行网站。

性和稳定性非常适合并有利于保险公司资产负债的匹配。多数国家为保险资金投资不动产设置了一定的上限，一般来说不动产直接投资的比例在 1%-5%之间，不动产间接投资的比例从 1%到 20%不等[6]。近些年，在国际上不动产直接投资占比呈下降趋势，更多的是通过不动产间接投资，主要渠道是证券化产品和投资基金。具体方法是合格机构发行不动产投资计划，然后由保险公司购买该计划。

保险资金的投资范围不断扩大，大量资金涌入实体经济各个部门。保险业进入不动产领域，这将成为房地产企业一个新的融资渠道，将会降低房地产企业对银行的依赖性。大规模的保险资金进入股市、楼市等，对于政府控制房价、抑制通胀会产生很大影响。而中央银行对于这部分资金难以控制，保险公司赔偿和保险公司投资性房地产基本上独立于中央银行的货币政策。

5、社会融资结构分布

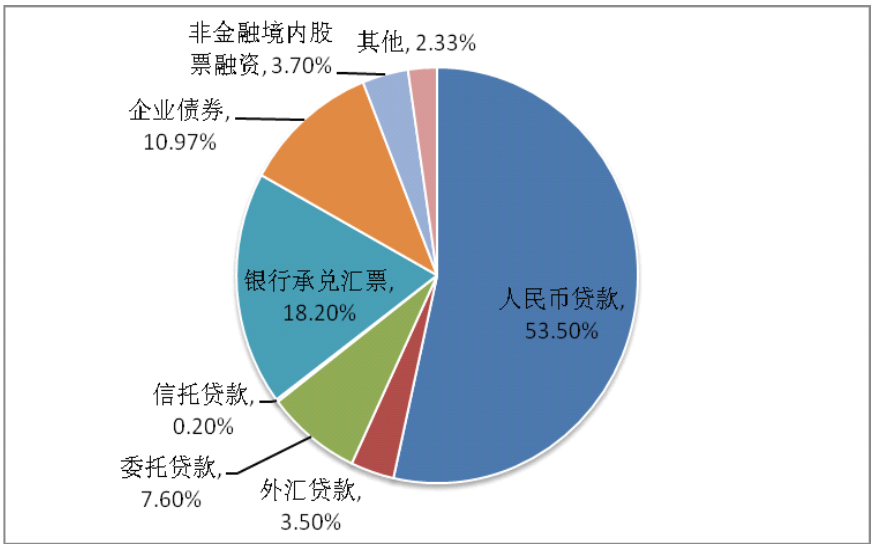



图 6　　2011 年 1 季度社会融资占比

数据来源：中国人民银行网站

从图 6 中我们可以目前社会融资市场结构的具有以下特点：（1）市场份额从高到低的排序为人民币信贷、银行承兑汇票、企业债券、委托贷款、股票。人们过去往往容易忽视的银行承兑汇票融资市场份额值得关注。（2）非贷款融资部分占据了约一半的市场份额。（3）虽然中国股市市值占全球市场的跃居世界第二，但是二级市场的庞大的市值与直接流向实体经济的 IPO 规模差距加大。股票融资占整个社会融资的份额并不高。

伴随着金融结构多元化趋势明显，金融市场向广度和深度发展，以股票、债券为代表等多种新型融资工具和渠道的直接融资比例明显提高，同时商业银行表外业务也对贷款表现出较大的替代作用。货币政策重点监测、分析和调控中间目

[6]万谊青，《让希望飞翔：保险资金运用的回顾与展望》，《中国保险报》，2011 年 1 月 17 日

标一直是 M2 和新增人民币贷款，这些指标已无法准确反映实体经济的融资规模。

## 二、影子银行的特点

影子银行，是指行使商业银行功能却基本不受监管或较少受监管的非商业银行传统业务或非银行金融机构，也就是说这些机构没有银行之名，但有银行之实。我国影子银行体系的风险主要体现在银行表外业务、民间信贷、典当行、融资性担保公司、产业股权投资、银信合作和信贷资产转让等业务上，这些新兴的金融产品在金融监管方面基本处于灰色地带。

1、影子银行的主要形式

（1）银行表外业务

近年来，商业银行的理财业务发展得如火如荼，许多理财业务属于表外业务。其中信托贷款、受让信贷或票据资产、股票质押融资、附加回购或回购选择权的投资等融资类银信理财合作业务占据了较大的份额。

“银信合作”是指银行通过信托理财产品的方式“隐性”地为企业提供贷款。通过银信合作，银行可以不采用存款向外发放贷款，而通过发行信托理财产品募集资金并向企业贷款。由于信托理财产品属于银行的表外资产而非表内资产，可以少受甚至不受银监部门信贷规模和资本金的监管。信贷类理财产品还可以通过购买银行自身的存量信贷资产，使得商业银行腾挪出更多的资金用于发放贷款。

在从紧货币政策下，尽管银行信贷规模受到央行的控制，但部分企业可以通过银行信托理财产品渠道获得资金。例如，伴随着楼市调控深入，房地产贷款、房地产企业直接融资和再融资相继的抽紧，于是开发商将地产信托作为主要融资渠道，房地产信托项目数量大增。2011 年前 4 个月，信托公司共计发行集合类房地产信托项目 222 个，募集资金 722 亿元，发行数量同比增长 67%，募集资金规模同比增长 115%[7]。而且信托公司的一些产品，例如“资金集合信托”、“股权投资集合信托”、“特定资产收益信托”等还不在上述统计范围内。如果加上这些产品，房地产信托资金量恐怕还要再翻倍。为了能顺利从信托公司融资，房产公司给出的回报率普遍在 20%以上，利润被削薄，在严厉的房地产调控背景下，风险则被进一步放大。

2011 年 1-5 个月，银行理财产品规模高达 5 万多亿元[8]。商业银行的表外和表内业务相互转化，影子银行与传统银行体系的业务界限日益模糊，风险容易交

[7] 王大贤，《管不住信托就管不住社会融资总量》，《上海证券报》，2011 年 5 月 19 日。

[8] 银行理财的规模远远超过基金 2.4 万亿的管理规模。蔡宗琦，《银行理财超 5 万亿围剿券业 券商基金或被边缘化》，《中国证券报》，2011 年 6 月 13 日。

叉传染。商业银行采用将信贷资产打包成理财产品转出表外的方式，使得传统信贷量较紧，委托信托贷款以及票据融资规模却增加了。这在客观上动摇了中国人民银行作为央行行使利率、存款准备金率等常规的抑制通胀手段的效果。

同时，一些影子银行的理财产品也非常繁荣，图 7 说明了 2010 年各种理财产品的情况。

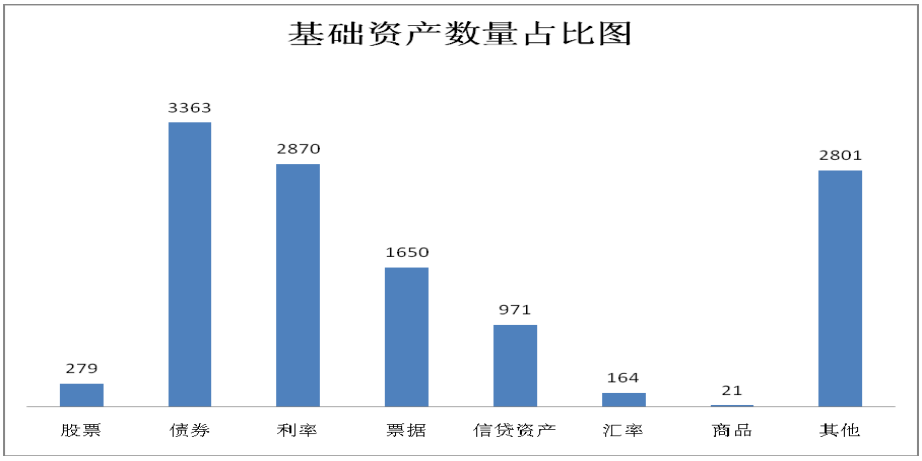



图7　2010年商业银行以各基础资产发行理财产品的期数

注：数据来源：Wind 数据库。由于同一产品可能属于多个不同的基础资产类别，此处的合计值可能大于该时间段内实际发行的产品数量。

(2)私募产业股权基金

由于创业版的推出，私募产业风险投资基金有了合法的退出变现的渠道，近年来，各种私募产业股权基金爆发性增长，规模较大。产业股权基金直接进入实体经济的企业中，构成社会融资规模的一部分。

（3）民间借贷

根据中国人民银行问卷调查测算，2008年3月末我国民间借贷[9]余额在2万亿-2.5万亿元，占同期金融机构本外币贷款余额的6.8%-8.5%。截至2010年6月末，小额贷款公司机构数量达到1940家，贷款余额1248.9 亿元[10]。同时，典当行业也在快速扩张，据商务部公开统计数据显示，2010年上半年，典当行业累计发放当金103万笔，典当总额847 亿元[11]。

从民间借贷市场贷款的客户多为中小企业和房地产企业。在“银根紧缩”的背景下，民间信贷异常活跃，同时吸引大量民间游资加入其中，规模越来越大，贷款利率持续攀升，中小企业压力越来越大，苦不堪言。中国人民银行温州中心支行监测口径显示，2011年1-3月份，温州民间借贷综合年利率分别为23.01%、

9　主要包括私人之间拆借、企业之间不以商业票据为基础的拆借、互助基金组织、和会等组织，也包括非政府小额信贷和典当行等准金融机构。

10　数据来源：中国人民银行网站。

11　数据来源：中国商务部网站。

24.14%和24.81%，较2010年最高点已经上涨了685个基点[12]。

大多数民间信贷、私募基金之间的信用主要基于个人的信誉度和私人关系，存在很多法律的漏洞和盲区，潜在的风险较大。民间金融方式大多都是高利贷，借款企业或个人财务负担沉重，还本付息的风险很大，很可能影响社会稳定。一些互助组织如民间和会、基金会等组织缺乏相关法律的制约，投资人利益难以保障和维护。

截止到2011年6月，已有超过8万亿资金流向信托、理财和民间信贷[13]。同时需要关注的是，与民间金融的出现类似，许多企业在国内贷款收紧的情况下，纷纷转向海外金融，主要渠道是海外上市、境外风投，而这些渠道游离于监管体系之外。

2、理财等非利息收入对商业银行风险的影响

近些年，商业银行的非利息收入无论是产品还是收入均以较快的速度增长。非利息收入扩展了银行的收入渠道，增加了银行金融创新的动力，但是，也给银行带来了新的风险。

目前，以理财为主的表外业务在商业银行非利息收入中所占比重越来越大。借鉴Stiroh(2004)的思想，我们对商业银行净利息收入和非利息收入对银行总收入的波动性进行计量。

根据投资组合理论，用方差或标准差计量的波动是衡量金融产品风险的主要方法之一。我们假定银行两种资产分别为净利息收入和非利息资产。那么有两种风险资产组成的风险组合的收益率方差可以表示为：

$$\sigma^2_{d\ln OPREV} = \alpha^2 \cdot \sigma^2_{d\ln NON} + (1-\alpha)^2 \cdot \alpha^2_{d\ln NET} + 2 \cdot \alpha \cdot (1-\alpha) \cdot Cov(d\ln NON, d\ln NET)$$

其中，将净营业收入(OPREV)定义为净利息收入（NET）和非利息收入(NON)之和，$\alpha = NON/(NET+NON)$为非利息收入占银行营业总收入的份额，dlnX是X的增长率，每一个部分对营业收入波动性的贡献是其方差的加权值,即$\alpha^2 \cdot \sigma^2_{dlnNON}$表示的是非利息收入方差对银行营业收入波动的贡献程度，由于只有两种资产，所以$(1-\alpha)^2 \cdot \sigma^2_{d\ln NET}$则为净利息收入对营业收入波动的贡献程度。

投资组合理论认为，如果非利息收入的波动超过净利息收入，那么营业收入方差的提高是主要是由非利息收入造成的。负向的非利息收入增长和净利息收入增长的协方差将直接使总体的方差降低。如果非利息收入比净利息收入更具有波动性,那么银行营业收入的方差会随着非利息收入份额的增加而增加。如果非利息收入增长率和净利息收入增长率之间的协方差很小,或为负值,即负相关或不

12 李宇欣，《民间借贷利率大幅飙升 》,《大众证券报》，2011年6月10日。

13 苏曼丽，吴敏,《资金去向：逾8万亿流向信托、理财和民间信贷》,《新京报》，2011年6月21日。

相关，那么两者收入之间的方差相互抵消的可能性就会比较大,这样可以降低总体营业收入增长率的波动性。

本文选取16家上市银行就对银行业2007年--2010年的营业收入、净利息收入和非利息收入的波动性进行了实证分析，数据来源于Wind数据库。由于五大商业银行（即中国工商银行、中国建设银行、中国银行、中国农业银行和交通银行）与其他上市银行在规模和经营方面存在较大的差距，因此我们将16家上市银行分成两组来分析。根据上式计量结果如下表3和表4：

表3　5大银行营业收入波动的分解

| | 平均占比 | 方差/协方差 | 贡献度 |
|---|---|---|---|
| 营业收入 | | 0.0236 | |
| 利息收入 | 0.8082 | 0.0241 | 0.0157 |
| 非利息收入 | 0.1918 | 2.2967 | 0.0845 |
| 协方差 | | -0.0240 | -0.0074 |

注：平均占比是指净利息收入或非利息收入在净营业收入中的占比。由于不同时期净利息收入和非利息收入占比处于变化中，所以贡献度并不是净利息收入和非利息收入贡献度两者相加的精确值。

从表3中可以看出，五大银行非利息收入增长率的方差明显高于利息收入的增长率的方差，即五大银行的非利息收入的波动（2.297）普遍高于利息收入（0.024）。有不少文献研究表明，大银行所涉及的非利息收入和创新金融产品的广度和深度远远高于中小银行，在美国这类产品主要与资本市场相关联（Rogers，1999；DeYoung等,2004）；非利息收入在拓展银行收入渠道的同时，会给银行带来更大的风险（Stiroh，2004；黄隽，章艳红，2010）。两种收入增长率的协方差-0.024,表明两种收入之间存在此消彼长的关系。虽然非利息收入占比（19%）比利息收入占比（81%）低很多，但是非利息收入乘以权重后对营业收入波动贡献度远远高于利息收入加权的贡献度。也就是说，营业收入的波动主要来自于非利息收入。

表4　11家中小上市商业银行营业收入波动的分解

| | 平均占比 | 方差/协方差 | 贡献度 |
|---|---|---|---|
| 营业收入 | | 0.0463 | |
| 利息收入 | 0.8553 | 0.0449 | 0.0328 |
| 非利息收入 | 0.1447 | 42.4172 | 0.8882 |
| 协方差 | | 0.0095 | 0.0023 |

由表4中可以看出，非利息收入增长率的方差大于利息收入增长率的方差，

风险较大。从表3和表4的对比中可以看出，中小上市银行非利息收入的占比的平均水平（0.14）低于5大银行(0.19)约5个百分点,这也证实了DeYoung等（2004）的研究结论。中小上市银行与5大银行显示出了同样的结果，即非利息收入的波动或风险均高于利息收入。

2011 年，日益红火的银行理财业务既导致了股市、债市以及基金等业务的缺血，也造成了银行储蓄和存款的增幅的下降。同时全面推高了商业银行的资金成本，导致银行的经营风险加大。

从宏观上来说，只控制信贷，而股票、债券、理财、保险投资放开，在国家整体控制经济过热的情况下，交叉效应对冲，会导致宏观调控失效。伴随着货币供给层次越来越模糊，控制货币 M2 的增长率的难度加大。而且规模越来越大的影子银行业务游离于监管之外加大了整个金融体系的风险。

## 三、融资结构的变化对货币政策的影响

1、融资结构的变化迫使货币政策中间目标改变

中央银行本身并不能直接控制和实现经济增长、稳定物价等货币政策目标，从货币政策工具的运用到货币政策目标的实现中间有一个相当长的作用过程，这就需要通过对中介指标的调节来影响最终实现政策目标。因此，中介指标的选择十分重要，它需要符合可控性、可测性、相关性等标准。

较长时期以来，我国货币政策重点监测、分析的指标和调控中间目标是M2、新增人民币贷款[14]。由于近年来我国社会融资结构的变化，新增人民币贷款已不能准确反映实体经济的融资规模。2011年初中国人民银行提出的社会融资规模将商业银行表外业务、非银行金融机构提供的资金和直接融资都纳入统计范畴，社会融资规模的概念较为完整和全面地反映了整体社会融资真实状况。因此将社会融资规模替代信贷指标作为中间目标适应了我国融资结构的变化趋势。中央银行监测和分析的范围从间接融资扩大到直接融资以及影子银行系统，货币政策视野和范围的扩大，将对货币政策产生深远的影响。

2、信贷融资对货币发行的影响最大

虽然作为社会融资总额重要构成部分的信贷、股票、债券、保险投资等均形成了对实体经济的融资，但是他们对货币发行的贡献是不一样的。在所有的融资渠道中，由于商业银行和货币发行单位中央银行的特殊和直接关系，使信贷融资在货币发行中起着最重要和关键的作用。

（1）股票、企业债融资和保险投资本身没有增加货币发行，只是改变了货

[14]由于我国利率没有完全市场化，无法真实地反映资金的市场供求关系，所以没有像一些成熟的市场经济国家那样将利率作为重要的中介指标之一。

币供给存量的结构

股票和债券的购买者是公众和企业，并不产生增加货币供给的效应。因为企业取得货币后，流通中的货币数量虽然减少，但企业将所获货币再用于支出，这些货币又会回到流通中。具体的过程是公众用现金或银行存款、企业通过转账支付，这可能会使商业银行的存款减少，但是发行股票或债券的企业的存款账户会等额的增加，对流通中的货币没有影响。

但是企业和个人的购买使货币供给余额的结构发生变化。如果个人将现金存入证券公司的资金账户上去购买，或企业用活期存款购买，意味着 M1 的相应缩减。当形成了筹资企业的银行存款后，如果作为结算户存款的活期存款，则结构没有变化。如果用储蓄或定期存款购买，这意味着 M2 中准货币的减少。因此，当筹资企业支出形成 M1 时，虽然按 M2 计的货币供给总规模不变，但 M1 的规模变大了。这会改变货币的流通速度。

直接融资为社会提供了信用，但是没有触动货币供应，这是直接融资与信贷非常重要的区别。在不改变货币存量的情况下，增加社会的信用供给和对实体经济的支持，这是央行调控为什么显得那么被动，为什么微观审慎政策作用减弱的原因，因为它早已超出了传统的货币政策和监管政策的思维和视野。

（2）货币主要是通过商业银行的信贷渠道发行出去的

商业银行的资金来源主要是来自流通中的存款。其次，来自中央银行基础货币，这部分主要有三个来源，第一是再贷款和再贴现。第二是将债券卖给中央银行。第三是将外汇卖给中央银行，近些年这部分的资金来源较大。与直接融资等其他非银行金融机构所不同的是，商业银行具有乘数作用，通过商业银行体系的转存转贷，可以贷出超过原始存款数倍的派生存款。因此，信贷过程对货币发行的作用远比直接融资大很多。

概括来说，信贷过程直接刺激了货币发行，而股票、债券、保险等直接融资只是改变了货币供给层次的结构，一般情况下，不会直接改变货币发行量。

（3）直接融资等金融市场产品对货币发行产生间接影响

第一、资本市场对货币政策传导机制会产生间接的影响。托宾的 q 理论认为，资产价格将沟通货币和金融机构一方与实体经济一方的联系在一起。资产价格会影响企业的投资行为，表现在如果托宾 q 值（即企业市场价值与资本重置成本之比）高，意味着企业市场价值高于资本的重置成本，厂商会愿意更多地投资，反之，企业则不愿意投资。因此 q 值是决定新投资的主要因素，通过货币需求的变化影响货币供给。

第二、银行接受优质的金融市场产品作为抵押或质押产品，从而使信贷扩张。杠杆率是指资产与资本金的比例，即用借来的钱形成资产。以较小的资本控制着

庞大的资产规模，杠杆效应或资本市场泡沫背后的支撑一般均来自银行信贷。资本市场发展较为深入的国家，例如美国，优质的股票、债券、对冲基金均可以作为信贷抵押的工具取得银行贷款，形成高杠杆和加大银行信贷需求的压力，从而形成了新的货币发行。

3、银行理财业务使货币政策的影响效力下降

银行目前推出的理财产品主要以信贷类为主。如前所述，信贷融资对货币发行的影响远远大于其他类型的融资。但是银信合作的信托贷款不属于一般意义上银行信贷的范畴，使得通常统计和观察到的信贷数量远远小于实际进入经济的资金。从流动性来看，规模越来越大的银行理财产品没有被记入货币范畴，货币层次划分难度明显加大。信托类理财产品使储蓄存款转化为企业存款，不仅存在融资行为，而且还创造派生存款的乘数作用。由于商业银行通过信托类信贷理财产品进行的贷款投放多为表外业务，不在信贷规模控制范围之内。商业银行巨额规模成为影子银行的一部分，货币供应量数据的偏差将不可避免地反映到货币政策的调控过程和实际效果中，这使货币政策很难地制定政策目标并精准地执行。

其次，理财类产品成为宏观调控的避风港，既掩盖银行信贷真实投向，也使均使国家宏观调控大打折扣。信贷类理财产品实际是存款的搬家，但表外业务和非银行金融机构的存款并不需要向央行交纳法定存款准备金，这实际上缩小了法定存款准备金的范围，在目前法定存款准备金高达21.5%的高压下，理财产品成为商业银行规避法定存款准备金的一个有效的渠道。同时房地产信托的“暗度陈仓”的融资，既对冲了货币政策工具的效应，也规避了央行对信贷规模的窗口指导。同时金融创新也会降低货币供应量与宏观经济变量之间的相关性，刺激货币的流动性过剩，从而增加货币政策制定执行的难度。

第三，各家银行理财产品利率相互攀比，一方面加大了储户存款的搬家和替代性，使货币供给层次结构和流通速度均发生变化，另一方面加快了利率市场化步伐，这将对货币政策的价格工具利率产生重要的影响。

4、新兴的融资方式加快了货币流通速度

货币供给存量的变化会引起货币流通速度的变化。货币流通速度直接影响到货币政策的有效性。货币流通速度一个很小的变动，如果政策制定者未能预料到或在估算时出现偏差或忽视，都可能对货币政策效果受到影响，严重时有可能使原本正确的政策发生扭曲。例如，如果货币流通速度加快，而中央银行没有监测和预测到，新增货币的发行将可能成为助长通货膨胀的推手。

相对于传统的信贷来说，资本市场、影子银行产品流动性普遍好于信贷产品，货币流通速度和转换程度均高于信贷部分（DeYoung等,2001）。由于金融市场变得越来越复杂，各个市场的关联性、传染性也越来越强，对于一个相对有效的市

场来说，任何信息的变化都可能改变货币流通速度，有时监管部分很难监控，这也限制了货币政策的有效性。

5、政策建议

目前，中国经济中流动性依然很充沛，M2 和新增信贷的增速并不低，资金的紧张是结构性的。楼市、中小企业普遍感到资金的紧缺，但是私募基金、艺术品、银行理财和农产品的炒作等聚集着大量的资金，资金的逐利性、投机性的特征明显。面对新情况的出现，中央银行与中国证监会、中国银监会和中国保监会要保持信息的及时交流与沟通，保证政策的协调性。中央银行在制定货币政策时应该把股票、债券、保险等融资规模纳入考虑范围。央行通过控制信贷来抑制通胀，银监会等通常是鼓励金融创新的，这其中存在着政策的不协调，在将理财产品纳入社会融资规模后，政策调控更需要不同部门之间的协调配合。一行三会需要密切关注社会融资规模的变化，采用一致行动，努力精准地推进各种应对措施。

## 参考文献


黄隽，章艳红，《商业银行的风险：规模和非利息收入—以美国为例》，《金融研究》，2010 年第 6 期。

DeYoung, R., and Karin P. R., 2001, “Product Mix and Earnings Volatility at Commercial Banks: Evidence from a Degree of Total Leverage Model”,*Journal of Financial Intermediation,* Vol.10: 54-84.

DeYoung, R., Hunter, W., and Udell,G., "The Past, Present, and Probable Future for Community Banks," *Journal of Financial Services Research,* vol. 25(2): 85-133,2004

Rogers K.; Sinkey J.F., “An Analysis of Nontraditional Activities at U.S. Commercial Banks - Evidence of Market Discipline”, *Review of Financial Economics*, vol. 8: 25-39, 1999

Stiroh, K.J., 2004, “Diversification in Banking: Is Non-interest Income the Answer?”, *Journal of Money, Credit, and Banking,* vol. 365, 853-882

# 准备金政策与社会融资规模

## ——准备金率政策的有效性

**摘　要：**本文以 2001 年到 2011 年 1 季度的宏观层面数据为研究对象，没有检验出商业银行超额存款准备金率与贷款增长率和更广义货币所代表的社会融资总额之间存在显著的相关性，因此并不支持通过调整法定存款准备金能够有效影响信贷规模的判断。导致这一现象的原因可能来自两个方面：一是来自商业银行基于利润最大化的资产负债管理；另外一个可能的原因在于由于历史原因造成的金融机构在结售汇市场份额上的差异，紧缩的准备金政策不断被外汇储备增加而抵消。因此本文认为要增强准备金政策的效果，还应配合其他结构性政策。

## 一、前言

存款准备金率作为传统理论意义上中央银行控制商业银行贷款规模的最强有力的工具近年来成为最频繁使用的政策工具。如果以产出缺口或者通货膨胀作为最终目标，存款准备金率工具是否有效不仅取决于银行贷款在整个社会融资规模中的比例，还取决于准备金率是否能够有效的调节贷款数量。

随着中国金融市场的发展，社会融资结构出现了实质性的变化。社会融资的主要渠道一度是商业银行发放人民币贷款，统计人民币新增贷款基本上反映了我国社会融资的整体状况，偏差不大。然而最近几年来，随着直接融资的快速发展，非银行金融机构的融资功能日益增强，银行等金融机构创新性地向社会提供形式多样的融资，以及民间融资、私募股权基金的日益发展，使我国社会融资规模和结构发生了显著的变化。

在上述背景下，中央银行准备经政策是否能够取得预期的效果将取决于多种复杂因素。本文将对存款准备金政策的效果进行评估，并试图在理论层面上说明其原因。

下文分为 4 个部分。第二小节介绍当前我国融资结构的变化趋势；第三小节在理论上分析存款准备金政策有效性的前提条件以及异质性商业银行的影响；第四小节从宏观层面上对我国当前的存款准备金政策的效果进行实证检验，最后是结论。

## 二、社会融资总量与结构

2011 年中国人民银行开始公布“全社会融资规模”数据，尽管尚未有足够的历史数据，但是为我们全面了解中国经济的融资结构提供了一个渠道。除此之外，由于中国 M2 指标存在的一些缺陷，有经济学家也在尝试通过其他的指标弥补 M2 在预测中国宏观经济方面的不足。在本小节中，我们简要介绍中国融资数量及其结构问题；此外还将就中国近年来存款准备金率政策的变化进行简要描述。

### （一）社会融资：规模上涨背后的结构剧变

根据中国人民银行《2011 年 1 季度金融统计数据报告》指出：2010 年社会融资规模 14.27 万亿元，2011 年 1 季度则达到 4.19 万亿元。从 2002 年到 2010 年，社会融资规模由 2 万亿元扩大到 14.27 万亿元，年均增长 27.8%，比同期人民币各项贷款年均增速高 9.4 个百分点。2010 年社会融资规模与 GDP 之比为 35.9%，比 2002 年提高 19.2 个百分点。

按照金融统计数据报告公布的数据，我们总结了 2010 年全年和 2010 年、2011 年 1 季度社会融资规模的基本情况。根据中国人民银行对社会融资规模的定义，企业债融资、非金融企业股票融资、银行承兑汇票、委托贷款、信托贷款、人民币贷款和外币贷款折合人民币着 7 大类构成了社会融资的主要组成部分，从 2010 年的情况看，这 7 大类融资渠道约占融资规模的 98%，2011 年 1 季度则达到约 97.6%。

**表 1　　2011 年 1 季度社会融资规模基本情况**

| 万亿 | 总量 | 企业债融资 | 非金融企业股票融资 | 银行承兑汇票 | 委托贷款 | 信托贷款 | 人民币贷款 | 外币贷款折合人民币 | 其他 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2010 年 | 14.27 | 1.20 | 0.59 | 2.33 | 1.13 | 0.39 | 7.95 | 0.41 | 0.28 |
| 各项目比重(%) | | 8.4 | 4.1 | 16.3 | 7.9 | 2.7 | 55.7 | 2.9 | 2.0 |
| 2010 年 1 季度 | 4.51 | 0.27 | 0.12 | 0.91 | 0.15 | 0.21 | 2.59 | 0.19 | 0.06 |
| 各项目比重(%) | | 6.0 | 2.7 | 20.1 | 3.3 | 4.7 | 57.6 | 4.3 | 1.3 |
| 2011 年 1 季度 | 4.19 | 0.46 | 0.16 | 0.76 | 0.32 | 0.01 | 2.24 | 0.15 | 0.10 |
| 各项目比重(%) | | 10.9 | 3.7 | 18.2 | 7.6 | 0.2 | 53.5 | 3.5 | 2.4 |

数据来源：作者根据中国人民银行《2011 年 1 季度金融统计数据报告》和中国人民银行网站相关数据计算。按照人民银行当前的统计，社会融资规模包括各项贷款、银行承兑汇票、企业债券、非金融企业股票、保险公司赔偿、保险公司投资性房地产及其他各项之和，以上项目未单列的部分计入“其他”项中。

根据中国人民银行初步统计，2011 年 1 季度社会融资规模增加 4.19 万亿元，其中人民币贷款增加 2.24 万亿元，占社会融资规模的 53.5%，贷款仍是最主要的

融资渠道；外币贷款折合人民币增加 1474 亿元；委托贷款增加 3204 亿元，信托贷款增加 91 亿元，两项并不进入商业银行资产负债表，约占融资规模的 7.8%左右；银行承兑汇票增加 7611 亿元，企业债券净融资 4551 亿元，是继银行贷款之后最主要的两个融资渠道。

从同比增速角度看，2011 年以来随着货币政策的调整，社会融资规模总水平呈现下降趋势，同比下降 0.32 万亿，其中银行本外币贷款规模较去年同比下降 0.39 万亿；而委托贷款和企业债融资规模则上升 0.36 万亿，基本弥补了银行贷跨下降的影响。

与此同时，我们发现改革开放以来社会融资结构发生了巨大变化，该变化趋势在相当长的时间内得以持续。根据中国人民银行公布的数据，2002 年我国社会融资规模 2 万亿元，其中，新增人民币贷款占比 92%，其他形式的融资仅占 8%。在 2010 前后尽管本外币贷款仍然是中国社会融资的主要渠道，其规模约占融资总规模的 60%左右，其他融资或者通过非银行金融机构或者虽然由商业银行作为中介完成。[15]此外，从增长速度而言，“从 2002 年到 2010 年，社会融资规模年均增长 27.8%，比同期人民币各项贷款年均增速高 9.4 个百分点”则进一步表明除人民币贷款之外的其他融资规模的增长速度要比人民币贷款快得多。因此，仅仅统计人民币新增贷款，已经不能全面、准确地反映我国社会融资状况，迫切需要建立一个有关我国社会融资规模及结构的指标体系，以全面、准确反映金融与经济关系以及实体经济的融资总量。

（图 1）给出了国泰君安根据中国人民银行“全社会融资规模”的组成对历史数据的推断，该结果印证了本文对中国融资结构的推测。

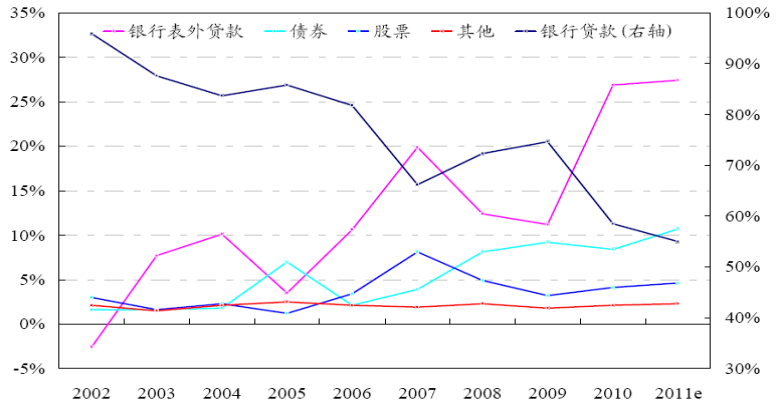



**图 1　2002 年以来中国融资结构变化**[16]

[15]有专家指出“上述数据没有包括实体经济主体之间的商业信用、民间融资、私募股权基金等融资形式。如果考虑这些融资，人民币新增贷款在我国社会融资中的地位将进一步下降。”，参见张伟（2011）。

[16]资料来源：国泰君安《社会融资总量的跟踪和预测》。

尽管社会各界对于中国人民银行所公布的“社会融资规模”指标的理论依据和实践意义有诸多不同的理解，但是该指标对于全面反映我国社会融资的规模和结构变换提供了新的信息来源。例如在一些列紧缩政策下，人民币贷款增速受到抑制，这是否表明我国当前融资总规模也同样得到抑制呢？2011 年 1 季度，人民币贷款同比减少的同时，委托贷款的数量却出现了较快增长，导致人民币贷款在整个融资总额中的比重下降。据《上海证券报》披露，2011 年 1 季度，商业银行新增房地产贷款共计 5095 亿元，同比少增 3338 亿元；表面上商业贷款减少的同时，中国信托协会的统计数字表明 2011 年“前 4 个月，信托公司共计发行集合类房地产信托项目 222 个，募集资金 722 亿元，发行数量同比增长 67%，募集资金规模同比增长 115%。”[17]而信托公司诸多产品，如“资金集合信托”、“股权投资集合信托”、“城市发展基金信托”、 “特定资产收益信托”尚不在上述统计范围内。

## （二）一个更广义货币的概念

由于中国人民银行并未公布“全社会融资规模”的历史数据，现有研究机构对该数据的推测所得到的是时间序列较多，尽管人民银行给出了该指标与主要宏观经济变量的相关性，但是无法判断该指标的动态变化特征及其对其他宏观经济变量的预测能力。

除了上述中国人民银行给出的统计口径之外，对于融资规模还有其他的计算方法。按照所谓内生货币的观点，货币存量的变化实际上是金融机构满足经济主体融资需求的结果，从这个角度出发，融资与货币实际上是相互对性的。针对中国人民银行提出的“社会融资规模”指标，宋国青（2011）认为“央行提出的融资总量在贷款基础上增加了股票债券等指标，没有包括外汇占款，这实际上是国内融资总量。央行购买外汇毫无疑问会增加货币，同时也是融资（国外融资）。国内融资总量加上国外融资总量才是全社会融资总量”。

与流动性总量相对应的全社会融资总量包括三部分：一是贷款，二是外汇占款，三是贷款之外的其他融资。如果不考虑误差，融资与货币应该对等。宋国青认为目前中国 M2 货币口径可能有些狭窄。一方面，一些本应计入 M2 的项目未被计入 M2；另一方面，M2 包含银行存款，但不包含其他金融机构存款，M2 加上其他金融机构存款可以作为 M3 货币口径。

[17] 《央行： 管不住信托就不可能控制社会融资总量》，《上海证券报》，2011 年 05 月 19 日。

本文根据贷款与货币的关系，借鉴宋国青（2007）构建所谓“更广义货币”，该指标通过中国人民银行“存款性公司概览”中的“国外净资产”与“国内信贷”之和构建“更广义货币”，重点考察该指标的增长率。[18]（图 2）显示了该更广义货币指标与 M2 同比增长率之间的差异。虽然两个指标显示出将强的共同趋势性，但是在 2007 年初到 2009 年初期间更广义货币的增长率显著的高于 M2 的增长率，而此后直到 2011 年初期间 M2 的增长率相对更高。

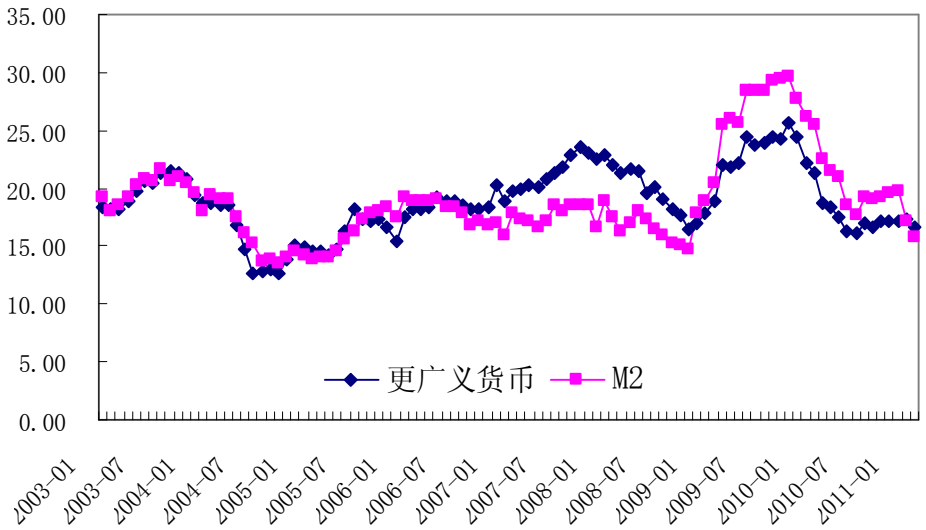



**图 2　更广义货币与 M2 同比增长率比较**

无论是中国人民银行公布的“社会融资规模”还是上述所谓的“更广义货币”概念，最终目标是通过这些中间目标改进宏观经济政策的有效性。构建新的货币或信贷指标的目的是为未来宏观经济则走势提供更好的先行指标。以通货膨胀为例，更广义货币指标的预测能力究竟如何？（图 3）考察更广义货币同比增长率三个月移动平均滞后 3 期值与 CPI 同比增长率的关系，图中显示 2010 年之前该指标对于通货膨胀有较强的预测预测能力或者显示中国通货膨胀有较强的货币数量论特征。然而 2010 年之后，在应对危机的天量货币增长背景下该指标对通货膨胀的预测表现较差。究其原因或许是由于经济危机的特殊性造成，该指标未来尚有改进空间。

[18] 根据中国人民银行对金融机构的分类，“存款性公司”包括“货币当局”和“其他存款性公司”，“其他存款性公司”具体包括政策性银行和商业银行（含合作金融机构、邮政储蓄局和财务公司）。

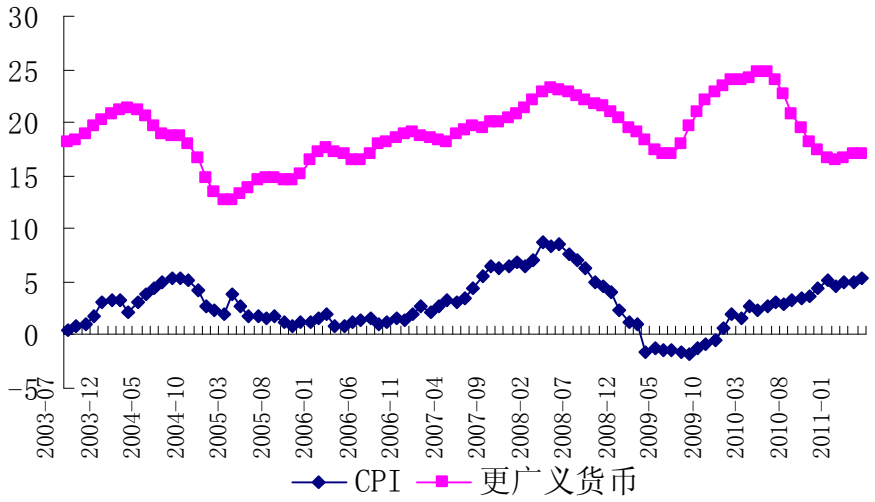



**图 3　更广义货币三月移动平均与 CPI 同比增长率（%）**[19]

## 三、异质性商业银行与存款准备金政策效应

由于商业银行信贷目前仍然是我国社会融资的最主要来源，而且存款准备金政策理论上会对银行可贷资金造成冲击，因此分析准备金政策的有效性仍然具有重要的实践意义。近年来，法定存款准备金率已成为央行调节信贷供给和融资总水平的重要工具之一。然而对于存款准备金率工具的有效性无论是理论研究还是政策实践领域都有较多的争议。要判定法定存款准备金政策的有效性需要回答以下三个方面的问题：首先是存款准备金率调整通过什么渠道影响信贷总量；其次哪些因素会削弱甚至阻碍法定存款准备金政策效果；第三，法定存款准备金政策对不同性质商业银行的信贷行为是否存在差异，这些差异又会对银行信贷供给造成什么影响？

### （一）准备金政策有效性的理论前提条件

货币政策的信贷渠道强调银行贷款在货币政策传导机制中的重要作用，该理论认为银行贷款作为银行资产负债表中资产方的一个重要项目，可以对经济活动产生重要的影响。由于银行信贷一直是中国经济最主要的融资渠道，因此该理论的研究是近年来国内研究关注的热点。

信贷渠道传导理论认为银行贷款市场是不完善的，金融机构的流动性管理使得贷款供给不仅依赖于金融机构可贷资金的供给，还依赖于借款者的资产负债状

[19] 更广义货币三月移动平均为滞后 3 个月数值，从图中可以发现该指标在 2009 年-2010 年期间对 CPI 的预测效果较差。

况、担保等非价格条款的作用。在此基础上，Bernanke和Blinder（1988）提出CC-LM模型，将金融资产区分为货币、债券和银行贷款，假定它们是不完全替代的，并由此提出了信贷市场、货币市场和商品市场三市场均衡的模型，奠定了信贷渠道的理论基础。Bernanke和Gertler(1995)总结了信贷传导渠道的两个主要途径：银行贷款渠道和资产负债表渠道。

余明（2008）梳理了一个存款准备金率调整对实体经济的传导渠道。具体来看，以存款准备金率上升为例，法定存款准备金率上升→商业银行资产负债表→贷款→借款人投资→总产出。在这个传导过程中，法定存款准备金政策的有效性取决于两个方面：一是法定存款准备金政策对商业银行资产负债表的影响能否能够对银行贷款产生直接、决定性的作用。二是家庭、厂商等借款人对银行贷款的依存度，依存度高则货币政策的效果好，反之则差。

在考虑银行资本金和其他负债的情况下，商业银行体系的贷款规模、债券投资规模和准备金规模之和应该等于存款规模，（见表2）。

**表2　　包含银行资本金及其他资金来源的简化资产负债表**

| 资金运用（资产） | 资金来源（负债） |
|---|---|
| 准备金（R） | 存款（D） |
| 贷款（L） | 资本金和其他来源（如同业拆借、借入准备金等）（C） |
| 债券 （B） | |

来源：根据余明（2008）第59页表2扩展得到。

根据会计记帐原则：$D+C=L+R+B$，进一步将准备金区分为法定存款准备金$\delta D$和超额准备金$\theta D$，即$R=(\delta+\theta)D$，代入到上述方程中得到$L=(1-\delta-\theta)D+C-B$，该方程对时间求导数得到本文的核心方程：

$$\frac{dL}{dt}=(1-\delta-\theta)\frac{dD}{dt}+\frac{dC}{dt}-\left(\frac{d\delta}{dt}+\frac{d\theta}{dt}\right)D-\frac{dB}{dt} \qquad (1)$$

方程（1）显示提高存款准备金率是否能实现降低贷款的目的取决于银行资产、负债等其他方面的变化是否会部分或者完全抵消存款准备金率变化的影响。从方程（1）中我们发现商业银行至少可以有四种途径削弱中央银行提高法定存款准备金率的紧缩性政策效果：第一，通过降低超额存款准备金率抵消法定存款准备金率提高的信贷紧缩效果；第二，通过扩大存款负债规模增加可用资金，以抵补法定存款准备金率提高所引起的可用资金减少；第三是通过减少债券等其他投资规模增加可用资金，以抵补法定存款准备金率提高所引起的可用资金减少；最后是通过扩充资本金或增加无需缴纳准备金的同业存款规模以抵补法定存款

准备金率提高所引起的可用资金减少。由此可见, 从商业银行资金来源与运用的角度来看，法定存款准备金政策是否有效；如果有效效果有多大还要受到商业银行超额准备规模、资金来源渠道、资产组合调整速度(债券与贷款的转换速度)等因素的影响。

这方面可以具体看一下我国的情况。目前，我国的准备金制度是滞后管理模式。央行对金融机构的法定存款准备金实行按旬计算，滞后期为5天，持有期为当旬第五日至下旬第四日。在这种滞后管理模式中，商业银行能够明确知道自己需要持有多少准备金，中央银行根据各金融机构法人每日汇总的全系统一般存款余额表和日计表也能明确知道商业银行需要持有多少准备金，目前其持有的准备金是不足还是有剩余。在这种制度下，按照货币供给外生理论的观点，中央银行可以通过调整法定准备金率，从而调整货币供给量。而如果货币要成为内生变量，中央银行就必须根据银行法定准备金持有的情况，在银行准备金不足的时候注入。那么，我国央行对于法定准备金的供给是否是“适应性”的呢？

我国目前向银行系统注入资金的方式为公开市场业务，主要工具是央票和回购。所以，要考虑央行对于法定准备金的供给是否为“适应性”的，可以关注在央行提高法定准备金率后，是否向货币市场注入流动性。因为提高法定准备金率后，首次缴纳法定准备金的时候很容易产生准备金不足的情况，如果是执行紧缩货币政策，那么可以不管商业银行的状况，从而迫使商业银行减少贷款，降低存款，从而降低需要缴纳的法定准备金。但是如果是适应性的，央行会在提高法定准备金率后再给商业银行注入流动性，使得商业银行可以缴纳法定准备金。例如，我国历次法定准备金率上调后，从央票发行和到期量中不难看出，在上调法定准备金率的前一周和后一周，央行大多数情况是注入流动性，商业银行可以从中央银行手中获得本旬需要缴纳的法定准备金。因此，我国央行实际上在提高法定准备金率的同时注入流动性，这就不会对商业银行的资产组合产生什么影响，商业银行有充分的空间发放贷款，并创造存款。同样地，从回购交易的情况也可以得到相似的结论。

同时，如果准备金是适应性供给的，影响银行间市场利率走势的就主要不会是准备金率调整，而是货币市场的扰动因素。准备金率上调对SHIBOR（品种为7天和3个月）影响不大，有时反而会伴随SHIBOR走低。这也证明，我国的公开市场业务实际为“适应性”的，当商业银行需要流动性的时候，中央银行就通过公开市场业务注入流动性。因此，货币内生性另一个前提条件也满足了。

我国央行为什么会适应性供给准备金呢？这是因为中央银行必须保证金融市场稳定运行。因为当商业银行贷款规模扩大，导致存款扩大，从而产生银行系统的准备金不足的时候，如果中央银行拒绝借给商业银行准备金，那么同业拆借市场的利率就会大幅上升。但是，这种上升是没有效率的，因为所有的银行都没有准备金，利率上升也不会改变这种局面。而利率上升会导致金融市场动荡。中央银行的职能之一就是保证金融市场稳定运行，所以必须借出准备金。所以说，中央银行可以拒绝一家银行，但是不能拒绝银行系统，必须提供准备金。

进一步分析，由于超额准备金是银行发放贷款的前提，放映了商业银行增加贷款的潜力。我们进一步考察在存款准备金不断调整的背景下，商业银行超额准备金变化的情况。将方程（1）稍作变形得到：

$$\frac{d(\theta D)}{dt}=(1-\delta)\frac{dD}{dt}+\frac{dC}{dt}-\frac{d\delta}{D}-\frac{dB}{dt}-\frac{dL}{dt} \qquad (2)$$

对于单个银行而言，造成超额存款准备金增加的因素有两个：首先是存款增加，从这个角度来看吸收存款对于增加银行放贷能力有积极意义，特别是随着外汇储备增加，由购买外汇所带来的人民币存款增加对于部分商业银行有较大的影响；第二个因素是银行可贷资金的其他来源（C）的增加，例如同业拆借、借入性存款准备金以及准备金利息收入等等。造成超额准备金下降的因素包括三个方面：法定准备金率上升、其他投资增加以及发放贷款。上述方程仅是数量恒等式，影响商业银行资金在不同资产之间配置的最终决定因素是各种资产的相对风险和收益。

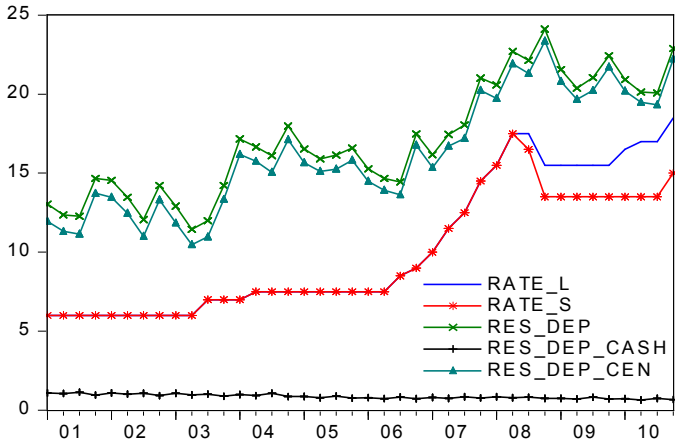



图4 法定存款准备金率与实际总准备金率（2001-2010）[20]

[20] 本图中的研究对象为中国人民银行统计的“其他存款金融机构”。

2006年之后，中国人民银行开始频繁调整法定存款准备金，准备金调整对超额准备金和贷款的影响如何呢？本文计算了在存款准备金率不断调整的情况下，银行实际准备金率的变化。商业银行的准备金区分为现金和存放在中央银行的准备竞。图4中RES_DEP_CASH表示商业银行的现金存款准备金率，从2001年到2010年间该比例基本稳定，维持在0.7%-0.8%左右。商业银行存放在中央银行的准备金与银行存款的比例为RES_DEP_CEN，该比例随着法定存款准备竞率调整表现出相似的调整趋势，现金比例(RES_DEP_CASH)与中央银行存款比例(RES_DEP_CEN)之和构成商业银行实际总准备金率。两者之和与法定存款准备金率之差即为超额存款准备金率。

在法定存款准备金不断上升的背景下，超额存款准备率下降了么？我们采用实际总准备金率与大型和小型金融机构法定存款准备金率之差近似的反应银行超额准备金变化的趋势。2003年和2008年之后银行超额准备金分别经历了一个下降过程。目前超额准备金处于2008年以来的较低水平， 2011年初超额准备金率又有所反弹。以大型金融机构存款准备金率计算，目前的超额准备金率约在4.4%左右，而以小型金融机构存款准备金率计算则在7.9%左右。虽然上述指标并不能反映每个金融机构的状况，但表明从一般情况来看，金融机构存款准备金率尚有调整空间。有两点值得特别说明，超额准备金率高并不表明银行贷款增长一定较快，这取决于借款人的还款能力。例如2003年之前银行超额准备金处于较高水平，但是由于通货紧缩期间企业偿债能力较差，贷款增速较低。另一方面在中国外汇储备高速增长的背景下，外汇流入对不同规模的银行会产生不同的影响，导致不同银行之间可能存在较大差异。这是下文要分析的内容。

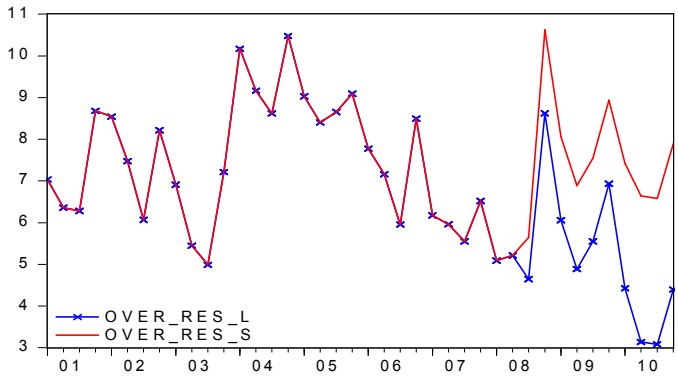



图5 金融机构超额准备金率（2001-2010）[21]

[21] 本图所研究的对象与上图相同。

## （二）异质性商业银行与准备金政策有效性

超额准备不仅是个总量问题，还是个结构问题。根据CEIC统计数据显示，中国大型银行的流动性资产比率显著高于中小型银行，2003年4月-2010年4月期间，全国性大银行一直是同业拆借市场的资金净拆出方，而中小型银行一直是同业拆借市场的资金净拆入方。由于大型金融机构和小型金融机构在资金供需方面的不对等，法定存款准备金政策调整所造成的影响必然也是不同的。这不仅关系到存款准备金政策对个别金融机构的影响，更关系到该政策是否能取得预期的宏观经济效果。

根据货币政策传导的银行贷款渠道理论，由于商业银行在资产规模、流动性、资本状况等方面的异质性，具有不同特征的银行对央行货币政策调整的反应程度也存在较大差异。为了提高货币调控的效率，货币政策不仅要关注金融机构流动性的结构特征，还要分析货币政策调整可能引发的银行信贷供给变动的结构效应。大型银行由于具有更多融资渠道和较低的融资成本，因而与小型银行相比，其流动性资产比例往往较低，并且能通过主动性负债管理以降低资金成本；在银行同业拆借市场，小银行往往是银行间市场上的资金净供给方，而大银行往往是银行间市场上的资金需求方。

那么为什么中国银行业的流动性结构会与传统理论之间存在如此巨大的差异呢？一个可能的解释是由于大量外汇储备增加对大型金融机构和小型金融机构的影响存在显著的不对称性。国际收支的持续大规模顺差被认为是影响近年来中国宏观金融环境和导致银行体系整体流动性充裕的最重要因素。1998-2009年期间，央行国外净资产增加了17.03万亿元，而同期基础货币增长11.26万亿元。这意味着若不考虑央行事后的各种冲销政策，国际收支的持续双顺差，通过企业将外汇资产卖给商业银行，商业银行再将外汇资产卖给中央银行的通道，央行向金融体系注入了17.03万亿元高能货币；2005年以来，央行外国净资产的存量已超过基础货币量，截至2009年底我国央行外国净资产存量折合人民币达18.38万亿元，而同期基础货币存量为14.40万亿元，央行国外净资产/基础货币超过了1.28。[22]

由于历史的原因，我国外汇结售汇等业务主要集中在全国性大银行，大部分城市商业银行及城市和农村信用社在外汇业务领域几乎没有作为。据统计，2006年底5大国有银行（工、农、中、建、交）资产占银行业金融机构的总资产比重

[22] 参见徐明东、陈学彬（2010），由于原文没有标明出处，本文以网站上传时间为准。

为55.15%，当度结售汇市场份额为71.05%；其他12家全国股份制银行的结售汇市场份额为16.68%，城市商业银行以及城市和农村信用社等小型银行总资产占比为16.37%，结售汇市场份额仅为3.25%。2009年上述5大国有银行在结售汇市场上的份额仍然达到67.93%。2003-2009年期间，我国央行国外净资产增加了16万亿元，意味着顺差经结售汇使得结售汇银行初始存款增加了16万亿元，而这些增加的银行初始存款主要集中在结售汇市场占据主导地位的全国性大银行，构成其存款增加和资产规模膨胀的重要来源。不考虑派生存款和存款溢出的情况下，2003-2009年期间全国性大银行结售汇初始存款增加约占其全部吸收存款增加的比例超过50%，约占2009年末全国性大银行存款存量的1/3。23徐明东和陈学彬（2010）进一步从不同规模的商用银行结售汇份额特征对银行间市场上资金供求特征进行了研究。作者发现从2001年到2009年期间，商业银行结售汇市场份额特征对其信贷供给及银行贷款渠道有显著的影响。国际收支顺差的流动性分配效应是解释中国银行业流动性结构特征的重要原因，国际收支持续大规模顺差导致的流动性供给主要集中在大型银行。在控制了其他因素影响的情形下，结售汇市场份额越大的银行，其信贷供给意愿和能力相对越强，对存款准备金率等数量型货币政策工具的反应敏感度越低。

## 四、准备金政策有效性吗——基于超额准备金率变动的实证分析

检验法定存款准备金率政策是否有效取决于给定其他条件不变下，通过提升法定存款准备金降低商业银行的超额准备金，减少银行的可贷资金，从而达到降低银行贷款和社会融资总量进而降低货币供给总量。由于缺乏银行微观数据，本文未从银行微观层面研究准备金政策对银行信贷的影响。本文采取宏观层面的数据研究超额准备金对信贷和更广义货币的影响。本文的实证研究分为两个层次：第一个层次研究超额准备金对银行信贷的影响；第二个层次则研究超额准备金对更广义货币供给的影响。

### （一）超额准备金率与信贷供给

为了通过实证研究分析超额准备金率变化与信贷增速之间的关系，本文首先通过Granger因果检验方法定性的判断银行潜在贷款能力变动与事后贷款增速的关系。表3显示在贷款增速和超额准备金率变动两个变量之间并不存在Granger意

[23] 相关数据得自徐明东、陈学彬（2010）。

义上的因果关系。

**表 3　贷款增速和超额准备金率变动的 Granger 因果检验[24]**

| 原假设: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| 贷款增速不是超额准备率变动的Granger原因 | 38 | 1.25622 | 0.2700 |
| 超额准备率变动不是贷款增速的Granger原因 | | 0.62476 | 0.4346 |

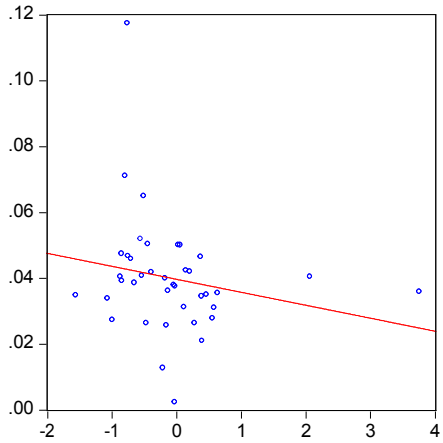



**图 6 贷款增速与超额准备金变化（%）**

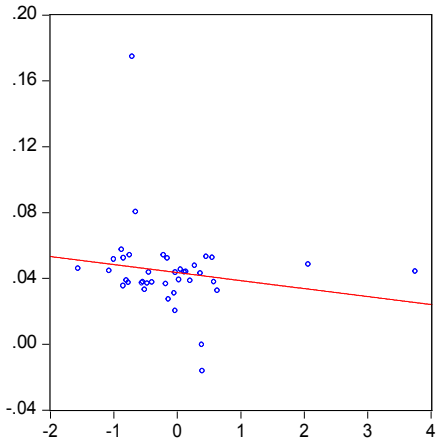



**图 7 更广义货币增速与超额准备金变化（%）**

**表 4　贷款增速对超额准备金变化的 OLS 回归结果[25]**

| 变量 | 系数估计值 | 标准误 | t统计值 | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DOVE_SA | -0.004 | 0.003 | -1.243 | 0.222 |
| C | 0.040 | 0.003 | 13.997 | 0.000 |

简单的OLS回归显示，贷款增速与超额准备金变化呈现负相关现象，但是回归系数不显著，表明超额准备金率的变化对贷款增速的影响有限。虽然进一步，考虑到信贷供给取决于贷款供求两方面的因素。超额准备金反映了银行信贷供给的能力，影响需求方的因素包括贷款的成本以及需求方贷款偿还能力的因素。本文拟采用如下方程形式进行回归：

$$\Delta \ln L_t = c_t + \alpha_1 \Delta \ln L_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln GDP_t + \alpha_3 \Delta \ln INV_t + \alpha_4 \Delta i_{Ct} + \alpha_5 \Delta i_{Lt} + \alpha_6 \Delta OVE_t + \varepsilon_t \qquad (3)$$

其中 $\Delta \ln L_t$ 表示环比贷款增长率，表示贷款供给的变化情况；$\Delta \ln GDP_t$ 表示环比实际GDP增长率作为反映经济增长以及借款人偿债能力的替代变量；

[24] 样本区间为 2001-2010 年，贷款增速和超额准备金率变动分别为季度环比数据。滞后期为 2，结果对于滞后阶数稳定。

[25]限于数据的可获得性，本文选取数据为 2001 年到 2011 年 1 季度季度数据。实际 GDP 根据名义 GDP 和季度 CPI 进行调整得到，OVE 指标为本文计算得到，原始数据来自中国人民银行网站和《中国人民银行统计季报》，其他数据由中经网统计数据库得到并进行相应计算。相应变量均进行了季节调整和平稳性检验。

$\Delta \ln INV_t$表示环比固定资产投资增长率，作为贷款需求的替代变量；$\Delta i_{Ct}$表示银行同业拆借利率环比变化，作为商业银行资金成本的替代变量，$\Delta i_{Lt}$表示实际贷款基准利率变化，作为贷款成本的替代变量；$OVE_t$表示商业银行超额准备金率，作为银行贷款能力的替代变量。考虑到贷款增长率可能对超额准备金率的内生性影响，我们在实际回归中将OVE变量滞后一期，对于GDP和投资增长率适当考虑滞后值的影响。上述方程的回归结果显示，无论是超额准备金率变动的当季值还是滞后值，对于贷款增速的影响均不显著。

## （二）超额准备金率与更广义货币供给

沿用上一节实证研究方法，本节着重考察超额准备金率的变动与更广义货币增长率之间是否存在动态相关性。表5同样显示在更广义货币增速和超额准备金率变动两个变量之间并不存在Granger意义上的因果关系。

**表 5　更广义货币增速和超额准备金率变动的 Granger 因果检验**[26]

| 原假设: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| 超额准备率变动不是更广义货币增速的Granger原因 | 38 | 0.24095 | 0.7873 |
| 超额准备率变动不是更广义货币增速增速的Granger原因 | | 0.21880 | 0.8047 |

**表 6　更广义货币增速对超额准备金变化的 OLS 回归结果**[27]

| 变量 | 系数估计值 | 标准误 | t统计值 | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DOVE_SA | -0.005 | 0.005 | -1.023 | 0.313 |
| C | 0.044 | 0.004 | 10.249 | 0.0000 |

与上一回归结果相似，超额准备金变化的OLS回归系数为负值，但是系数并不显著。同样的，我们也试图通过计量方法研究超额准备金率与更广义货币供给的关系，借鉴方程（3）的形式：

$$\Delta \ln M_t = c_t + \alpha_1 \Delta \ln M_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln GDP_t + \alpha_3 \Delta \ln INV_t + \alpha_4 \Delta i_{Ct} + \alpha_5 \Delta i_{Lt} + \alpha_6 \Delta OVE_t + \varepsilon_t \qquad (4)$$

其中$\Delta \ln M_t$表示更广义货币供给环比增长率，其余变量与方程（3）中的变量相同。方程（4）的回归结果同样表明无论是超额准备金率变动的当季值还是滞后值，对于贷款增速的影响均不显著。

[26]样本区间为 2001-2010 年，更广义货币增速和超额准备金率变动分别为季度环比数据。滞后期为 2，结果对于滞后阶数稳定。

[27]本文选取数据为 2001 年到 2011 年 1 季度季度数据，相应变量均进行了季节调整和平稳性检验。

## 五、结论

本文通过以超额存款准备金率的变化为中间变量探讨存款准备金政策与贷款和社会融资水平的关系。本文的主要结论发现：

首先，理论研究表明，作为银行发放贷款的前提条件，超额准备金率并不会随着法定存款准备金率的提高而同步降低。超额存款准备金进而贷款规模的变化而取决于银行的资产和负债管理行为，特别是当商业银行进行主动负债管理时，甚至可以实现现增加贷款然后再为准备金融资的情况。此外超额准备金仅是银行发放贷款的必要条件而非充分条件，贷款增加与否最终取决于其相对其他资产的风险和收益。

第二，现有经验研究表明中国银行在微观层面上存在较大的差异。由于历史的原因，我国外汇结售汇等业务主要集中在全国性大银行。这些增加的银行初始存款主要集中在结售汇市场占据主导地位的全国性大银行，构成其存款增加和资产规模膨胀的重要来源。从 2001 年到 2009 年期间，商业银行结售汇市场份额特征对其信贷供给及银行贷款渠道有显著的影响。国际收支顺差的流动性分配效应是解释中国银行业流动性结构特征的重要原因，国际收支持续大规模顺差导致的流动性供给主要集中在大型银行。在控制了其他因素影响的情形下，结售汇市场份额越大的银行，其信贷供给意愿和能力相对越强，对存款准备金率等数量型货币政策工具的反应敏感度越低。

第三，以 2001 年到 2011 年 1 季度的宏观层面数据为研究对象，本文没有检验出商业银行超额存款准备金率与贷款增长率和更广义货币所代表的社会融资总额之间存在显著的相关性。据此判断在样本区间内，由于多种原因，银行可贷资金存量整体上与贷款增长之间的稳定比例关系并不存在，因此并不支持通过调整法定存款准备金能够有效影响信贷规模的判断。

## 参考文献

张伟，《正确定位社会融资规模》，http://opinion.hexun.com/2011-05-11/129516523.html

王大贤，《管不住信托就不可能控制社会融资总量》，《上海证券报》，2011 年 05 月 19 日。

徐明东、陈学彬，《中国国际收支顺差的流动性分配效应与银行贷款渠道检验》，2010，http://www.doc88.com/p-38179033603.html

# 家庭数量、结构变动与房地产需求

**摘　要：**随着快速的经济发展和社会进步，中国家庭人口结构和家庭数量在快速变化，使得房地产市场经常满足不了快速变化的人口对应的需求，从而政府对住房市场的调控经常达不到目的。本文结合我国统计局公布的家庭人口结构特征、家庭数量，分析家庭数量变动对房地产价格的影响。**分析发现：使用家庭户数分析房地产价格走势，比使用人口数量具有更好的解释力。可以说，关注家庭户数而非总人口，关注住房套数而非建成面积，是根本的分析当前我国房地产问题的依据。**本文也根据预测的未来家庭户数的变动，预测中国未来房地产市场需求，并结合家庭户规模分布，指出应该采取的政策调控引导方向。

## 一、引言

房地产市场波动剧烈和人口结构变动都是中国面临的严峻问题，已有的特别是国内学者的研究都较少提及二者间的关联，而是把他们分别放在房地产经济学和人口学下分别研究。本文尝试从家庭户数以及家庭户内人口结构出发分析解释中国过去多年房地产市场变动，并结合曾毅等（1998）的预测分析未来房地产需求。

Mankiw and Weil(1989)首次考虑将人口结构与房地产需求结合分析，之后带动了一批相关研究，但是都没有取得较好的实际指导结果。比如，Mankiw and Weil(1989)认为，20 世纪 70 年代美国房价上涨源于二战后的婴儿潮人群进入市场，随着这批需求的消化，之后的 20 年不会出现房价的大幅上升。但是，众所周知的是论文发表 20 年内发生了房地产泡沫和金融危机。结合人口结构变动和房地产需求考虑经常有偏误主要有两个原因：第一个原因是，住房既具有耐用消费品属性，又具有金融投资品属性。预测人口及其对应需求，只能将其消费品属性对应的需求捕捉，而不能预测到其金融投资需求的变动；第二个原因是，目前针对房地产需求的人口预测主要停留于人口总量的预测，或者细化到年龄结构、性别比例的预测，而没有深化到家庭数量及家庭规模的预测上，而家庭才是住房需求的基本单位。同样的人口总量，如果家庭结构发生变化，那么家庭数量变化，对应的住房需求会有很大不同。

相比与对家庭户数结合分析解释和预测房地产需求变动，已有的其他对房地

产和人口的研究主要有以下特点：

（1）对房地产需求的分析过度关注城市化、货币政策、土地制度、税收制度、中国投资渠道缺乏和人口的社会特性（如中国人爱储蓄的天性，住房投资可以认为是一种储蓄）上，较少从人口结构、家庭户数对住房需求进行分析。比如，Bernanke(2010)认为货币政策是房地产泡沫的根源；Glaeser 等（2010）认为利率政策对房地产有影响，但影响有限；Glaeser and Joseph (2002)认为政府规划对房地产市场影响显著;Oates(1969)认为房产税对抑制房价作用很大,Yinger 等（1988）持相似观点；Zheng(2010)认为人们的预期及行为导致泡沫。毛振华、孙文凯（2010）对于以上相关研究进行了较详细的总结。近期，有部分学者认为人均住房面积不足才是房地产价格暴涨的根本原因。方福前（2011）、满燕云（2011)都指出了房地产投资、供给不能满足人们收入上涨带来的居住需求扩张。方福前（2011）对住建部声明的“中国城镇居民人均居住面积已经达到 30 平方米”进行了质疑，并且在考虑折旧后认为人均居住面积只有 20 平米多一点，绝对水平并不高。而满燕云（2011）也指出当前收入增长速度远大于住房投资增长速度，因此房地产存在投资不足现象。

（2）国内学者对人口预测主要用于人口本身问题研究，近期也有少量与经济问题联系的研究，关注度在提高。一些学者从经济史的角度考量，认为欧洲自工业革命后曾在世界上建立起来的优势地位，以及 20 世纪 50 年代以来美苏两家独霸世界的经历，都与相应时段这些国家人口数量及人口转型密切有关；近年来世界政治重心逐渐由西方向非西方转移，也与非西方的人口迅速增长而西方人口增长相对停滞的过程相一致（程亚文，2007，2008）。近年的研究主要侧重于老龄化、人口负担与储蓄、消费、经济增长和收入分配的研究（都阳，2010；左学金，2010；郑常德，2007；曲兆鹏，赵忠，2008；贺菊煌，2003；），缺乏与房地产需求联系的研究。在国外一些学术文献中，有很详细的通过人口结构和人口预测研究房地产需求的研究。Wang， Gu and Zeng (2005)做过较详细总结，并用美国加利福尼亚州部分数据做了分析，分析人口结构对应的可能家庭对住房需求。而在国内，将人口结构与房地产进行结合量化研究的还很少见。

已有对房地产方面的研究仍然过于宏观，只能在总量上给人以直观认识，上升到更精确的层面还不够，因为缺少对家庭户数的分析预测。

预测家庭户数和规模，需要借鉴人口预测方法。方建卫（2008）总结了一些诸如 Malthus 人口理论、灰色预测理论等人口学理论，都是理论上的一些预测人

口总量的方法，但和经济问题没有联系，也不符合本文要求。曾毅等（1998）提出了一个基于微观数据（主要是人口普查数据）预测人口分布、家庭数量的方法，也主要是分析预测人口变动本身。本文尝试将家庭户数与住房需求结合起来，并结合曾毅等（1998）的方法及预测结果用来预测中国未来房地产需求。

本文的主要出发点是：由于房地产有一定的建设周期、建成后难以改变格局，而且我国特殊的用地制度及有限的土地，使得土地供给不能完全有弹性地满足市场需求，因此必须对人口结构预测以指导土地供应和房地产调控政策。人口系统是一个动态系统，人口总量和结构变化对经济发展和房地产需求有直接影响。以往的住房市场剧烈变动很大原因是未能满足人口结构变动带来的需求。中国处于人口结构剧变的关键时期。提前预测人口结构，并做好土地供给计划，是调控房地产市场的必要手段。

## 二、中国人口与房地产特征

### （一）典型人口特征

近年，中国人口表现出如下特征，使得家庭结构和数量在发生持续性变化：

**（1）出生率、死亡率和自然增长率**

新中国建国初期，人口出生率和死亡率变动比较剧烈。如图 1 所示，至今基本经历了三个阶段，即建国初到上世纪 60 年代初的高出生率高死亡率、60 年代初至 90 年代末的高出生率低死亡率，以及 2000 年以后的低出生率低死亡率伴随。这些特征使得人口出生率先增长后下降，增长率高点出现在 1987 年前后，和出生率高点一致。近年的自然增长率在不断下降，至 5‰左右。1987 年之前十几年不断增加的出生率类似于美国的婴儿潮，是如今房价暴涨的动力。1987 年出生人群正在进入生育期，也意味着我国人口总量还将不断增加若干年。

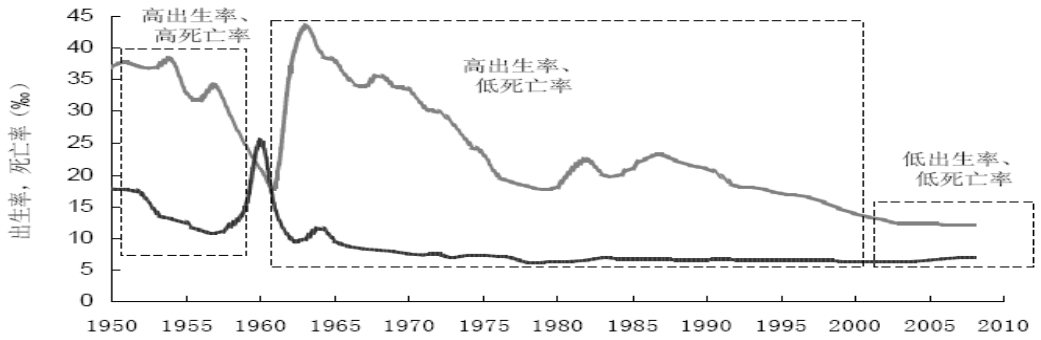



**图 1 新中国建国后人口出生率、死亡率变动**

**（2）结婚率和离婚率都呈上升趋势**

**表 1 2000-2007 年结婚率与离婚率， 单位：‰**

| 指标 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 结婚率 | 6.7 | 6.3 | 6.1 | 6.3 | 6.7 | 6.3 | 7.2 | 7.5 |
| 离婚率 | 1.0 | 1.0 | 0.9 | 1.0 | 1.3 | 1.4 | 1.4 | 1.6 |

注：数据来自各年《国际统计年鉴》

结婚率和离婚率分别指千人中结婚和离婚的对数。近年比较明显的现象是离婚率增加趋势，结婚率也在增加。离婚率增加说明家庭规模有进一步缩小化的趋势，结婚率上升反映了上文所说的 1987 年及之前人口出生率剧增那段期间人口进入结婚期。需要说明的是，结婚率上升并不能减少家庭户数，只会增加家庭户数，因为结婚前子女往往随父母同住，而结婚会产生新的家庭。离婚率上升肯定会增加家庭户数，由原来的一个家庭分解为两个。因此，离婚率和结婚率上升都会增加家庭户数从而增加房地产需求。

**（3）期望寿命提高，男女期望寿命差异的有所增加**

1990 年，男性和女性期望寿命分别为 66.84 岁和 70.74 岁，人口平均期望寿命 68.55 岁。2000 年男女期望寿命分别为 69.63 岁和 73.33 岁，平均期望寿命 71.40 岁。近年部分城市如上海、杭州统计人均期望寿命已经超过 80 岁。人均寿命的增长使得家庭户数减少速度放慢。同时，男女寿命差距使得丧偶人数增加，即使相同的总死亡率，家庭户数减少有限。

**（4）人口的大量迁移与流动**

中国处于城市化高峰期，农村到城镇的流动人口达到 2 亿以上，每年增加的城镇常住居民占总人口 1.4%以上。2000 年及以后，平均每年增加城镇人口达 1843.8 万，以上一年城镇人口数为基数，平均每年城镇人口增加 3.58%。如此巨大的人口增加必然带动住房需求的上升。

**（5）核家庭化**

五次普查数据显示平均家庭人口规模在改革开放后不断下降：1982 年每户家庭人数 4.41 人，2000 年为 3.44 人，2010 年人口普查最新公告显示，平均每户家庭人口规模进一步下降为 3.10 人。可见，核家庭化趋势越发明显。

**表 2 各年人口普查得到的住户家庭人口规模**

| | 1953 | 1964 | 1982 | 1990 | 2000 | 2010 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 户均规模 | 4.33 | 4.43 | 4.41 | 3.96 | 3.44 | 3.10 |

以上的几个人口学特点，即人口总量增加、核家庭化、向城市迁移，决定了

中国的家庭数量特别是城镇家庭数量在不断增加，这个结果可以由图 1 直观地看到。根据中国统计年鉴中我国每年对人口进行千分之一的小普查数据，可以反推全国家庭户数。同时，根据城市化比例，可以反推城市家庭户数。2009 年全国约 4.23 亿户家庭，而 2007 年还只有 4.08 亿户，1995 年只有 3.18 亿户。而且由于城市化的过程，城市户数增长更快。众所周知的是，家庭是住房需求的基本单位，一户家庭至少需要一套住房。而过去我国人口结构变动导致的家庭数量变动，可能是住房需求上升的重要原因。

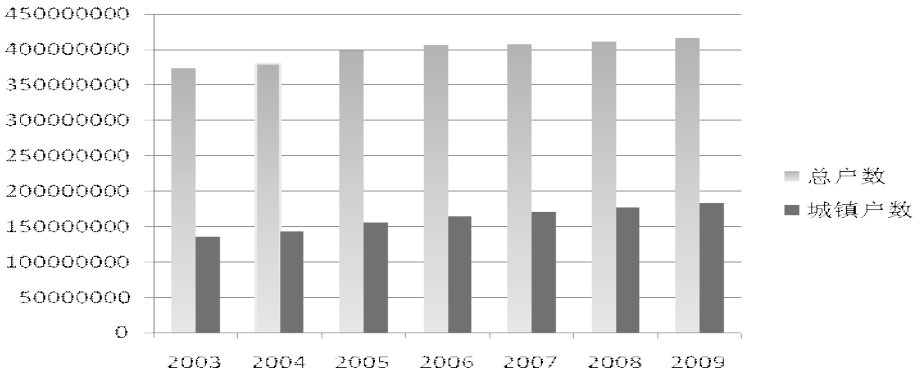



**图 2 近年家庭户数变动**

## （二）房地产特征及已有研究总结

近年，城镇房地产市场的土地由政府垄断供应。由于土地供给后开发和出售需要一定的时间，因此，土地规划和人口结构变化经常不能适应，这可能是房地产价格变动的重要原因。下文分别总结近期房地产市场特征和已有研究认可的原因，并说明本文猜测的原因。

**总结近年房地产市场变动特征如下：**

### （1）房地产价格快速上涨

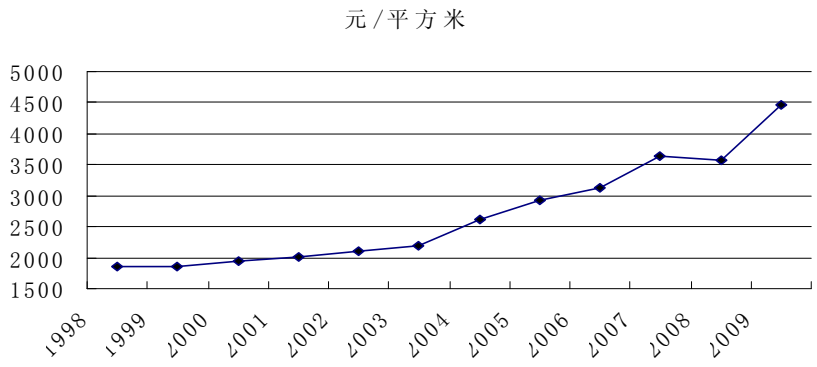



**图 3 1998 年后住宅销售平均价格**

如图 3 所示，1998 年房改后，住宅销售均价快速上涨，平均每年涨幅超过 5%。由于图 3 是将所有住宅简单平均，如果考虑住房郊区化、中小城市化的特点，相同住宅价格涨幅更高。

**（2）居民对拥有住房需求热切，乐于购买住房**

统计局 2007 年和 2010 年分别进行了大规模城市家庭调查，分别调查了 250000 和 480000 户家庭。调查了城市居民的住房消费特征，包括：住房面积，住房自有化率，住房产权结构，住房建筑类型，及住房市场价值。

从这两次调查看，2007 年到 2010 年居民住房面积在增长，从人均 28.3 平方米/人升至 31.7 平方米/人。住房面积随着城市行政地位的提高而减小，即大城市人均面积较小。人口较多地区即使经济发展水平高，人均面积仍相对小。比如，2010 年东部地区人均面积达到 32.2 平方米，西部 31.4 平方米，中部 33.2 平方米。这个调查的问题在于更倾向于调查户籍居民，如果包含进入非户籍城市人口，可能会降低这个人均居住面积的估计，如方福前（2011）。

居民居住需求的增长，也体现在住房自有率上。调查显示住房自有化率在不断提高。2002 年全国平均自有住房率为 80.0%，2007 年达到 82.3%，至 2010 年达到 84.3%。相比之下，小城市自有化率偏高，大城市由于流动人口较多且增长快，租赁市场比较完善，住房自有化率偏低（满燕云，2011）。东部和中部城市住房自有化率偏高，而西部和东北地区偏低。

居民投资需求也很大，调查显示拥有二套房的家庭占到一定比例。2010 年，北京拥有二套房家庭占 12%，上海占 18%，常州占 25.3%，杭州占 18.2%，广州占 15.8%，东莞比例最高达到 39%。可见，拥有二套住房的居民比例较高。

**（3）中国房地产发展历程较短，房地产投资占社会总投资的比重相对发达国家偏低**

美国 1980 年城市化水平已经达到相当高的 73.7%，但是，此后其房地产业发展仍然非常兴盛地发展了二十多年。根据美国经济分析局（BEA）的统计数据，上世纪八十年代，美国房地产投资占到整个经济总投资的 40%以上，此后虽然一直减少，但直到 2008 年，即使有次贷危机的影响，此比例仍然在 20%以上。随着居民对房地产需求不断增加，美国的房地产市场特征是不断增加投资供应。而我国过去十几年虽然房地产投资占总投资比例不断增加，但至今也只是达到美国发展后期的水平，离可能的房地产投资占社会总投资的最大比重相差甚远，也和中国快速的城市化过程不符。

回顾美国和日本经济发展过程中的房地产价格走势，可以看出，随着经济发展，房地产价格往往有持续 30 年以上的增长。观察美国 OFHEO 房地产价格指数，可以看到从 1975 年开始，美国房地产价格几乎延续了 30 多年的持续增长，直到 2003 年开始加息至 2007 年底房地产价格下挫。其中部分年份房价涨幅非常明显，比如从 1970 到 1980，标准普尔指数只增加了 48%，而同时期自有住宅的价格指数上涨了 140%以上。日本的历史和美国相似，从 1954 年经济起飞开始，直到 1992 年房价地价暴跌，中间虽然有一点波折，但整个近 40 年可以看作持续增长。反观中国，真正的房地产市场发展起于 1998 年以后，即使从 1994 年开始计算，我国房价上涨不过 16 年左右。我国城市化还没有完成，离理想的 80%城市化水平相去甚远，可以想象房地产价格涨幅还将持续很长时间。

**造成当前房地产状况的几个基本得到认同的原因如下：**

**（1）城市化增速高和人均收入高导致住房需求扩张**

城市化过程和人均收入提高是促进房地产需求的两大原因。过去十几年我国城市人口数量持续快速增长、人均收入的上升都促进同期城市总居住面积增加。根据世界经验，收入增长会带动房地产需求和房价更快速度增长，除非供给足够有弹性。但是，我国城市竣工面积增长却相对缓慢，2001 年至 2009 年住宅竣工面积年平均增长率只有 4.83%，低于城市人口与收入增长之和。这导致城市人均住房面积的增长滞后于人均收入的增长，这必然使得居住价格上升。

**（2）政府公共房供应偏少**

政府提供公共住房太少也是居民需求不能满足的一个原因。2010 年住户调查显示当前居民住房中自购商品房占 31.7%，租房占 6.5%，本身私有住房的 20.5%，私有化公房的 28.8%，而居住在经济适用房和租住于公屋的分别只有 3.4%和 5.8%。这个调查说明政府在提供居住这一基本生活品方面供应偏少。目前政府对中低收入家庭住房支持力度不够，保障性住房所占比例太小，经济适用房供给量也不足，投资额偏小。要解决低收入困难家庭的居住问题，很大程度要依靠政府投入。

**（3）供给不足是关键**

我国房价严控不下，其原因有多方面，但是其基本原因可能很简单直接，这就是房地产市场上的供求关系。

根据住房和城乡建设部提供的最新数据，到 2007 年底全国城镇人均住宅建筑面积为 27.1 平方米；按照住建部 2004 年 12 月发布的《全面建设小康社会居

住目标》，到 2010 年城镇住房的小康标准是人均 30 平方米；按照 2005 年之后新增住宅面积累加，到 2010 年底，我国城镇人均住房面积已经超过了 30 平方米的小康标准。但是，方福前（2011）指出住建部的这种测算问题很大，没有考虑新建的同时进行的拆迁。考虑拆迁后，人均住宅面积在 2010 年也只有 20 平米多一点。

正是由于投资不高和供给不足，中国房地产价格涨幅还可能更高。从绝对涨幅上看，过去我国房地产价格上涨速度超过 10%的只有有限的几年：2005 年初、2008 年初和 2010 年初。而在整个过去十年，我国 GDP 增长率平均接近 10%，人均可支配收入增长也接近 8%。如果我们认为这些统计数据都是正确的话，那么房地产价格涨幅在过去多年也并不过高。

住房供给不足的一个重要原因是土地供应不足。从一个侧面可以看到这点。2010 年城镇居民居住情况调查显示：已有住房建筑已经比较有效利用。这表现为高层住房占据了相当高比例，达到 72.3%，这说明供应不足主要应该是土地供应不足。

**（4）结构存在问题**

总量不足之外，我国住房市场还存在结构问题。就我国城镇居民住房来说，虽然人均建筑面积已经达到 20 平方米以上，但是住房的家庭结构或人口结构分布是有很大差异的。根据住建部等六部委 2010 年 6 月 11 日发布的《关于做好住房保障规划编制工作的通知》提供的数据，目前我国城镇至少有 1540 万户低收入住房困难家庭，他们的人均住房建筑面积低于 13 平方米。相反，拥有二套房以上家庭比重相对较高，全国平均拥有二套房的家庭比例达到 11.5%。

仅仅为实现困难家庭人均住房 30 平方米的小康目标，按照每户 3 人计算，需要新增住宅面积就远超过近年每年住宅竣工面积。这还只是一个静态考虑，因为它没有把由于我国城镇化率提高、每年 1800 多万农村人口转入城镇而需要解决住房考虑在内。2009 年，住宅竣工面积只有 8.3 亿平方米，远远不能满足困难家庭改善居住需要和入城农民工的需求。如果加入城镇居民的投资需求，那么当前的供应就更是相差太远。

**（三）人口总量解释房价上涨的困难**

以上的简单分析侧重于人口总量对房地产需求分析。从数据可以看到，我国城镇人口增速赶不上住宅价格上涨速度，因此单纯从人口总量来分析住房价格上涨必然存在问题。我们必须关注家庭结构对应的户数的增加来解释房地产需求变

化。表 3 根据历年《中国统计年鉴》列示了各年各类规模家庭比重。

通过表 3，可以看到家庭内部结构的如下特点：

（1）三人户家庭占据最大家庭类别比重，四人户及以下占据 80%以上家庭数量。

（2）一人户、二人户整体呈现增长趋势，而三人户及以上呈现下降趋势，家庭规模越大的家庭类型，其下降趋势越明显。以上两点都证实家庭平均规模下降。

（3）联系图 2 家庭户数变动，可知当前家庭户数增加主要来自一人户、二人户的增加。家庭规模的结构性变动对于指导房地产建设的意义必须考虑。

**表 3 各类家庭规模占总家庭数比重**

| | 一人户 | 二人户 | 三人户 | 四人户 | 五人户 | 六人户 | 七人户 | 八人户 | 九人户 | 十人以上 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2003 | 7.65% | 19.06% | 31.71% | 22.77% | 11.48% | 4.72% | 1.56% | 0.64% | 0.23% | 0.18% |
| 2004 | 7.82% | 19.65% | 31.44% | 21.83% | 12.40% | 4.40% | 1.46% | 0.58% | 0.23% | 0.19% |
| 2005 | 10.73% | 24.49% | 29.83% | 19.18% | 10.18% | 3.77% | 1.10% | 0.42% | 0.16% | 0.14% |
| 2006 | 9.14% | 24.17% | 30.68% | 20.03% | 10.78% | 3.59% | 1.01% | 0.37% | 0.13% | 0.10% |
| 2007 | 8.94% | 24.43% | 30.36% | 20.89% | 10.11% | 3.75% | 0.98% | 0.35% | 0.11% | 0.08% |
| 2008 | 8.93% | 24.58% | 30.35% | 21.00% | 9.96% | 3.68% | 0.96% | 0.34% | 0.13% | 0.09% |
| 2009 | 10.03% | 25.01% | 29.39% | 19.56% | 10.58% | 3.79% | 1.03% | 0.39% | 0.13% | 0.10% |

## 三、利用以往数据论证人口结构与住房需求的关系

本文首先搜集整理了 2000-2009 年各省人口信息与房价信息，对人口结构和房地产信息结合分析，观察人口总量和人口结构对房地产价格影响的强弱。房地产价格信息包括三项：商品房价格指数、土地价格指数和租金价格指数，这三个价格指数都是各省省会城市的统计信息，数据来自中国统计年鉴中“35 个大中城市房地产价格指数”统计项目。人口信息包括各省家庭数量和人口总量。为了控制回归分析要求的其他条件不变假设，本文进一步控制人均实际 GDP、贷款利率和消费价格指数。

本文采用常用的面板数据模型估计房地产价格指数对人口结构变动及其他控制变量的反应方程，分别对人口结构采用对数总人口和对数家庭数量进行回归。房地产的三种价格信息分别估计反应函数，每种又对应固定效应和随机效应两种方程，得到估计结果如表 4 和表 5 所示。

**表 4 对三种房地产价格指数的回归结果：采用家庭户数代表人口信息**

| 商品房价格指数 | 固定效应 | | 随机效应 | |
|---|---|---|---|---|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 对数家庭户数 | 18.10*** | 2.66 | 0.24 | 0.33 |
| 对数人均实际 GDP | 0.35 | 0.38 | 0.01 | 0.29 |
| 贷款利率 | -0.77 | 0.48 | -0.89 | 0.51 |
| 物价指数 | 0.44*** | 0.10 | 0.62*** | 0.10 |
| _cons | -231.04*** | 42.41 | 42.57*** | 10.20 |
| N | 300 | | 300 | |
| R2 | 0.2879 | | 0.1570 | |
| Hausman 检验 | 68.83 | 概率 | 0 | |
| 土地价格指数 | 固定效应 | | 随机效应 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 对数家庭户数 | 6.08 | 5.71 | 0.36 | 1.11 |
| 对数人均实际 GDP | -0.39 | 0.81 | -0.29 | 0.67 |
| 贷款利率 | 0.99 | 1.02 | 1.03 | 1.01 |
| 物价指数 | 0.39* | 0.21 | 0.44** | 0.20 |
| _cons | -35.17 | 90.91 | 51.45** | 24.44 |
| N | 300 | | 300 | |
| R2 | 0.0619 | | 0.0572 | |
| Hausman 检验 | 2.97 | 概率 | 0.5630 | |
| 租房价格指数 | 固定效应 | | 随机效应 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 对数家庭户数 | -5.15 | 4.14 | -1.15*** | 0.44 |
| 对数人均实际 GDP | 0.38 | 0.59 | 0.96** | 0.41 |
| 贷款利率 | -0.11 | 0.74 | -0.01 | 0.73 |
| 物价指数 | 0.24 | 0.15 | 0.20 | 0.15 |
| _cons | 157.86** | 65.92 | 91.31*** | 14.32 |
| N | 300 | | 300 | |
| R2 | 0.0187 | | 0.0145 | |
| Hausman 检验 | 2.95 | 概率 | 0.5666 | |

注：*，**，***分别代表 10%，5%，1%显著性水平，下表同。

由表 4 的 hausman 统计值可见，我们应该采用固定效应估计结果解释家庭数量对商品房价格变动影响，对土地价格指数和租金价格指数则应该采用随机效应模型。从表 4 可以看到新增家庭户数对于房地产价格上涨具有高度显著影响，对土地价格没有影响，对租房价格甚至有负影响。需要适当解释的是租房价格的负影响来源，有可能是家庭户更倾向于购房，而对租房市场形成替代性负面影响。其他三个控制变量中，人均 GDP 在前两个方程中没有显著影响，物价水平对商品房与土地价格有显著影响，贷款利率没有显著影响。

**表 5 对三种房地产价格指数的回归结果：采用总人口代表人口信息**

| 商品房价格指数 | 固定效应 | | 随机效应 | |
|---|---|---|---|---|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 对数总人口 | 0.79 | 0.73 | -0.13 | 0.33 |
| 对数人均实际 GDP | -0.74* | 0.39 | 0.30 | 0.31 |
| 贷款利率 | -1.28** | 0.53 | -0.83 | 0.53 |
| 物价指数 | 0.68*** | 0.11 | 0.62*** | 0.11 |
| _cons | 43.44*** | 11.19 | 44.76*** | 10.26 |
| N | 270 | | 270 | |
| R2 | 0.1757 | | 0.1479 | |
| Hausman 检验 | 20.02 | 概率 | 0.0005 | |
| 土地价格指数 | 固定效应 | | 随机效应 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 对数总人口 | 0.77 | 1.35 | 0.15 | 0.96 |
| 对数人均实际 GDP | -0.61 | 0.72 | -0.18 | 0.67 |
| 贷款利率 | 1.24 | 0.97 | 1.49 | 0.97 |
| 物价指数 | 0.32 | 0.20 | 0.29 | 0.20 |
| _cons | 64.47*** | 20.78 | 67.90*** | 19.54 |
| N | 270 | | 270 | |
| R2 | 0.0604 | | 0.0584 | |
| Hausman 检验 | 1.59 | 概率 | 0.8112 | |
| 租房价格指数 | 固定效应 | | 随机效应 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 对数总人口 | -0.40 | 0.54 | -0.53** | 0.25 |
| 对数人均实际 GDP | 0.00 | 0.29 | 0.35 | 0.23 |
| 贷款利率 | 0.16 | 0.39 | 0.25 | 0.39 |
| 物价指数 | 0.10 | 0.08 | 0.09 | 0.08 |
| _cons | 94.21*** | 8.39 | 92.15*** | 7.51 |
| N | 270 | | 270 | |
| R2 | 0.0169 | | 0.0122 | |
| Hausman 检验 | 4.86 | 概率 | 0.3025 | |

根据表 5 的结果，我们可以发现使用总人口解释三类房地产价格指数的解释能力非常有限，人口总量对房地产价格指数并没有显著影响。

结合以上两个表，我们可以初步判断，家庭数量对于解释过去房地产价格变化更有力量，从而对未来中国房地产将比总人口有更显著影响。

## 四、未来家庭数量和结构预测与房地产需求讨论

### （一）曾毅、金沃泊和王正联（1998）回顾

预测家庭数量、结构的方法有户主率方法、计算机微观仿真模拟和宏观模拟

预测，而曾毅等（1998）发表在《中国人口科学》上的论文，简化地建立了多维家庭人口预测模型。该模型可用于同时预测家庭户以及人口的规模、结构、特征及分布。该模型从个体普查信息推导对应家庭信息。比如“处于无配偶状态，不与父母一起住，没有子女一起居住的人代表一人户；有配偶，不与父母一起住，没有子女一起居住的妇女代表一对夫妇户；有配偶，不与父母一起住，有C 个子女一起居住的妇女代表二代核心家庭户，其户规模是2+C；如果一妇女无配偶，其代表的是二代单亲(母) 户规模为1+C；无配偶，不与父母一起住，有C 个子女一起居住的男子亦代表二代单亲(父) 户，其户规模为1+C；有配偶，与父母双亲或一位父母大人一起居住，有i个子女一起居住的妇女代表三代家庭户，其户规模为2+2+C 或1+2+C； 如这一妇女无配偶，其代表的三代户规模应减去1； 无配偶与父母双亲或一位父母大人一起居住，有C 个子女一起居住的男子亦代表三代家庭户，其户规模为2+1+C 或1+1+C。无配偶的有子女一起居住的男子及无配偶、无子女，不与父母一起居住的男子是家庭户代表。而有配偶的男子及无配偶、无子女但与父母一起居住的男子不是家庭户代表”。这种识别办法以女性为主要识别家庭标志，对女性的调查信息进行统计可以得到总体家庭分布。曾毅等（1998）利用这个方法的个人信息推算1990年家庭分布信息，发现预测的1990年家庭信息与普查得到的实际家庭数量和结构信息偏误极小，对于一人户、二人户和二代户，估计误差率分别为0.43%，0.60%和0.28%。

应用曾毅等（1998）的方法，需要利用普查数据中的调查信息是：某一年份(t) 的每一个个体都考虑了年龄(x) ，性别(s) ，婚姻状态(m) ，是否与父母一起居住(k) ，曾生孩次状态(p) ，一起居住的孩子数(c) 以及居住地类型(r)，根据这些组合可以确定某个个体，进而根据状态转变概率估算下一个时期的人口特征和不同规模家庭分布。家庭人口预测模型同时包括与计算男性和女性，父母、子女等不同世代，要求保证男、女两性婚姻状态变化的一致性、父母子女相关状态变化的一致性、按照育龄女性与育龄男性计算的出生数之间的一致性、男女双方离婚(或同居结束) 前后一起居住子女数的一致性、男女双方再婚(或同居) 前后一起居住子女数的一致性。涉及变量：人口总量、生育率、死亡率、人口迁移率、人口增长率、人口性别比、人口年龄结构等诸多微观变量。

计算的主要假定包括“(1) 马尔科夫假定，即假定单岁年龄区间内的状态转换取决于该单岁年龄区间年初的状态，更确切地说，模型假定生育事件取决于年龄、已生育孩次数与婚姻状态。死亡、初婚、离婚、丧偶、再婚、子女离家等事

件取决于年龄、性别与婚姻状态。(2) 处于相同的年龄、性别、婚姻、已生育孩次、一起居住子女数、是否与父母一起居住及城乡居住地状态的人的状态转换概率是相同的。(3) 生育事件分别在第一个半年与第二个半年计算，婚姻、死亡、离家、迁移等事件在年中计算。(4) 父母可能与一个已婚子(或女) 及其配偶、子女一起居住，也可能不与已婚子女一起居住，为避免模型过分复杂，忽略父母与两个及以上已婚子女一起居住的联合大家庭。(5) 在估算生育率时，将双胞胎、三胞胎分别考虑为两个或三个生育事件。(6)假定离家与死亡事件相互独立；生育与死亡事件相互独立；父母死亡及其婚姻状态变化与之生育子女数及一起居住子女数相互独立；子女离家、返家与父母的死亡、离婚、再婚事件相互独立。(7) 夫妇离异时，如子女数为偶数，一半随父，一半随母；如子女数为奇数，随母子女数比随父子女数大1。(8) 男(女) 再婚者在再婚当年一起居住子女数的增加(即随新婚配偶一起来的继子女) 的概率分布取决于当年女(男) 性结婚者婚前一起居住子女数的频率分布。”给定这些假设，曾毅等（1998）进一步假设农村和城镇生孩次概率，以及离家不与父母住的年龄，还有结婚后最终离婚概率、离婚后再婚概率、丧偶后再婚概率，再加上期望寿命假设，即可以预测总人口及家庭类别和数量。

此处直接引用曾毅等（1998）的预测结果，但因为他们的预测发生在1998年，我们需要用2010年的普查数据公布信息来进行重新校对。校对的简单方法是：将曾毅等（1998）预测的2010年总人口以及城市化比率和人口普查数据对比，按照此比值调整2010年之后的人口数及家庭数。

在预测总人口时，曾毅等（1998）根据不同死亡率对应的期望寿命（分别为“中”等死亡率和“低”等死亡率）预测了两种总人口结果，如表 6 所示。根据表 6，曾毅等（1998）预测的 2010 年总人口数量在中等死亡率和低等死亡率下分别为 13.75 亿人与 13.89 亿人，城市化率分别为 44%和 43.99%。而根据 2011 年公布的人口普查数据可知，2010 年我国大陆 31 个省份共有人口总计为 1339724852 人。可见，曾毅等（1998）的预测显著高估了总人口。2010 人口普查显示，大陆 31 个省、自治区、直辖市和现役军人的人口中，居住在城镇的人口为 665575306 人，占总人口 49.68%。可见，曾毅等（1998）也显著低估了城市化率。

实际上，2000 年人口普查数据显示：全部人口数 1242612226 人，城市化率为 36.92%。比起曾毅等（1998）预测的 2000 年总人口数据低，实际城市化率也

高于曾毅等（1998）的预测 35.99%。可见，曾毅等（1998）的预测基本都高估了人口，低估了城市化率。如果要正确预测未来中国人口、城市化率和家庭户数，必须对他们的结果进行修正。

**表6 曾毅等（1998）预测城乡各自总人口**

| | 1990 | 2000 | | 2010 | | 2020 | | 2030 | | 2040 | | 2050 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 总人口 | | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 |
| 城镇 | 2.94 | 4.61 | 4.63 | 6.05 | 6.11 | 7.57 | 7.72 | 8.72 | 9 | 9.59 | 10.07 | 10.33 | 11.05 |
| 农村 | 8.37 | 8.2 | 8.23 | 7.7 | 7.78 | 6.99 | 7.13 | 6.31 | 6.52 | 5.39 | 5.66 | 4.43 | 4.74 |

进一步地，曾毅等（1998）预测了农村和城镇的家庭规模及分布，如表7所示。仍然需要和人口普查数据对比计算期预测结果准确性并对未来预测值进行修正。曾毅等（1998）预测2000年平均农村家庭规模3.98人，城镇家庭规模人均3.57人，而2000年人口普查公布数据显示农村家庭户均只有3.64人，城镇只有3.28人。2010年，曾毅等（1998）预测家庭人口规模（中等死亡率下）分别为农村3.64人/户、城镇3.60人/户，这样全国的家庭平均人口当在3.60和3.64之间，而2010年普查数据显示全国家庭户平均仅为3.10人/户。在调查中，户分为家庭户和集体户，一般来讲集体户均规模较大，但2003年以来，集体户有平均规模下降的趋势。以2006年至2009年千分之一抽样调查为例，集体户军规模从4.12人/户下降为3.58人/户。这样，虽然2010年人口普查只公告了家庭户人均规模，但由于家庭户占所有户型绝大多数，且集体户规模和家庭户差别不大，因此2010年户均人数只是稍高于3.10人/户。参照2009年平均城镇户规模3.15人/户，可以认为2010年户均规模3.10人/户可信。这样，曾毅等（2010）预测的户均规模明显偏高，低估了核家庭化的速度。

**表7 曾毅等（1998）预测城乡各自户规模分布**

| | 1990 年 | 2000 年 | | 2010 年 | | 2020 年 | | 2030 年 | | 2040 年 | | 2050 年 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 | 中 | 低 |
| 农村 | | | | | | | | | | | | | |
| 1 人户 | 6.30 | 8.53 | 8.46 | 9.33 | 9.13 | 11.74 | 11.26 | 16.10 | 15.24 | 21.85 | 20.80 | 26.72 | 25.66 |
| 2 人户 | 8.37 | 9.45 | 9.48 | 14.84 | 14.93 | 21.30 | 21.58 | 26.42 | 26.92 | 29.22 | 30.10 | 30.32 | 31.73 |
| 3 人户 | 19.31 | 16.42 | 16.33 | 20.98 | 20.92 | 22.96 | 22.93 | 20.72 | 20.69 | 17.29 | 17.10 | 14.29 | 13.87 |
| 4 人户 | 27.20 | 28.47 | 28.42 | 26.39 | 26.26 | 23.15 | 22.97 | 19.81 | 19.62 | 16.79 | 16.46 | 14.95 | 14.48 |
| 5 人户 | 20.34 | 21.94 | 21.98 | 17.83 | 17.86 | 13.68 | 13.72 | 10.96 | 11.05 | 9.59 | 9.69 | 8.71 | 8.74 |
| 6 人户 | 10.28 | 9.72 | 9.79 | 7.53 | 7.69 | 5.73 | 5.99 | 4.85 | 5.22 | 4.28 | 4.69 | 4.04 | 4.38 |
| 7+人户 | 8.20 | 5.47 | 5.54 | 3.09 | 3.22 | 1.44 | 1.55 | 1.13 | 1.27 | 0.99 | 1.16 | 0.98 | 1.13 |
| 平均家庭规模 | 4.14 | 3.98 | 3.99 | 3.64 | 3.65 | 3.29 | 3.31 | 3.02 | 3.05 | 2.80 | 2.83 | 2.65 | 2.67 |
| 城镇 | | | | | | | | | | | | | |
| 1 人户 | 6.30 | 10.37 | 10.28 | 10.33 | 10.04 | 13.71 | 13.14 | 17.56 | 16.77 | 22.05 | 21.27 | 25.40 | 24.75 |
| 2 人户 | 10.90 | 12.02 | 12.07 | 18.79 | 19.05 | 23.16 | 23.67 | 25.95 | 26.81 | 27.25 | 28.93 | 27.79 | 29.88 |
| 3 人户 | 35.22 | 23.31 | 23.19 | 14.39 | 14.20 | 11.48 | 11.21 | 10.91 | 10.51 | 10.81 | 10.05 | 10.17 | 9.28 |
| 4 人户 | 24.16 | 33.02 | 33.07 | 31.63 | 31.70 | 27.93 | 27.9 | 24.82 | 24.64 | 22.28 | 21.82 | 20.96 | 20.34 |
| 5 人户 | 13.79 | 9.96 | 9.94 | 9.31 | 9.11 | 9.83 | 59.60 | 9.01 | 8.88 | 8.19 | 7.90 | 7.51 | 7.16 |
| 6 人户 | 5.68 | 9.58 | 9.68 | 13.94 | 14.24 | 12.39 | 12.83 | 10.26 | 10.76 | 8.13 | 8.60 | 6.98 | 7.28 |
| 7+人户 | 3.94 | 1.74 | 1.76 | 1.61 | 1.65 | 1.50 | 1.59 | 1.50 | 1.63 | 1.28 | 1.43 | 1.20 | 1.32 |
| 平均家庭规模 | 3.63 | 3.57 | 3.57 | 3.60 | 3.61 | 3.41 | 3.43 | 3.19 | 3.22 | 2.97 | 2.98 | 2.83 | 2.83 |

### （二）修正预测

根据 2010 年人口普查数据的公布结果，我们修正曾毅等（1998）的结果，重新预测 2020-2050 年人口总量、城市化率以及户数分布。其中，由于曾毅等（1998）预测的中等死亡率下的结果比较接近普查数据，因此我们只对他们预测得中等死亡率下预测数据进行修正。修正后的 2020-2050 年城乡人口、户数如表 8 所示。

**表 8 修正后的预测户数与人口规模**

| | 2020 | 2030 | 2040 | 2050 |
|---|---|---|---|---|
| 总人口（亿人） | 14.19 | 14.64 | 14.60 | 14.38 |
| 城镇人口（亿人） | 8.18 | 9.33 | 10.17 | 10.88 |
| 农村人口（亿人） | 6.00 | 5.32 | 4.42 | 3.50 |
| 城镇户数（亿户） | 2.93 | 3.47 | 3.93 | 4.37 |

2000 年人口普查城镇家庭户均人口 3.28 人，全国平均家庭户均 3.44 人，农村 3.70 人，而到了 2010 年人口普查家庭户均人口降低为 3.10 人，降幅非常惊人，表现为人口小家庭化趋势越发明显。也要清楚的是，10 年户均下降 0.34 人的速度是不可持续的，因为家庭规模有下限，户均人口下降速度只能越来越小。我们假设 2000 年的城乡户均人数差异得以保持，可以知道 2010 年城镇户均人口大约为 2.89 人/户。按照每 10 年减少 0.10 人/户规模测算（这个减少速度为作者设定），预计 2020-2050 年户均人数分别为 2.79、2.69、2.59 和 2.49 人。这样，预测得到城镇家庭数量不断增加，每十年大概增加 5400 万、4600 万和 4400 万户。相比于曾毅等（1998），我们预测的城镇总人口及户数要明显高。

曾毅等（1998）论述“下世纪中叶中国一人户与二人户比例将等于 1990 年的 3 倍以上，而成为主要的家庭规模种类之一，其形成机制与更多年青人离开父母异地就业或在本地自立门户、快速增长的离婚率、独居老人及无子女一起居住的老年夫妇户的快速增长密切相关。”“下世纪中叶中国一对夫妇户比例将大约等于 1990 年的 3 倍，主要是因为无子女一起居住的老年夫妇户比例的快速增长造成的。” 这些论断的事实依据都是很明显的，但是没有具体的数据来量化地验证它。对于人口户型的具体分布，我们仍然不能接受曾毅等（1998）的预测，及表 7 的结果。原因如表 3 所示，当前中国一人户与二人户比例已经明显超过了曾毅等（1998）的预测，家庭小型化趋势大大超过预期。即使按照表 3 中 2009 年的人口分布，未来二人以下户占到 35%以上，三人以下户占 64%以上，四人以

下户占近 84%。这意味着，小型家庭占据家庭类型的绝对主导。而且随着时间推移，小家庭只能进一步增加其比例。

**（二）住宅市场信息**

虽然没有权威的公布全国房地产市场结构的信息，但我们可以通过一些地方统计局的调查大概地观察全国城市住宅结构分布。为了和家庭结构及数量结合分析，我们主要关注当前住宅结构中一居室、二居室、三居室的比例。

根据江苏省统计局对盐城市调查发现：2008 年底，拥有四居室的居民家庭占 2.4%，拥有三居室的占 32.1%，拥有二居室的占 34%，一居室占 2.8%，

根据徐州市统计局公布，2007 年底，丰县城镇居民家庭住房成套率达 61%，不成套的普通楼房和平房居住率分别为 32%和 7%。在成套住宅中，三居室住宅最多，比例达到 33%，其余依次为二居室住宅 21%、四居室住宅占 4%、单栋住宅 2%及一居室住宅 1%，显示出以三居室为代表的套房正成为居民住宅的主流户型。

西安市统计局调查显示，2006 年，城市居民住房成套率已达 87.4%。居住三居室及以上的占 24.3%，二居室占 58.9 %，一居室占 4.3 %，其他占 12.6 %。

以上信息显示：目前住宅结构中，一居室所占比例极小，而人口预测显示未来我国一人户和二人户将在未来占到很大比例。从这个角度看，即土地确实存在供给量刚性的前提下，必须通过增加一居室供应增加住房套数，否则难以满足人口结构变化带来的需求增加。

通过过去宏观统计数据，可以看到上述说法的进一步证据。从 1999 年到 2009 年，竣工住房套数在不断增加，由 194.6 万套增加到 554.9 万套。同时，套均面积也在不断增加，由 90 平米/套增加到 107 平米/套。显然，这样大面积的住房不会是一居室甚至不会是两居室。根据上文对人口的预测，今后的三十年分成三个十年期的阶段，每阶段至少需要新建住房 540 万套/年、460 万套/年和 440 万套/年。这还没有考虑拆迁旧房子的补建，也没有考虑投资需求等。由于我国土地供应越来越受到 18 亿亩耕地的限制，拆迁成本越来越高，很难想象未来三十年能够持续提供像 2009 年那样高峰的住房套数供应，除非大幅度减小套均面积。

住宅结构和人口结构的不匹配，可能也是住房价格上涨的原因，因为少数人占有了更多面积（即使这么大的面积未必是想要的），市场不能提供足够多的一居室住房。而对于住房套数的需求比较刚性，平均面积大或者居室多，将导致套数减少。在这里，关键点是要认识到供给的单位不是建筑面积，而是套数。从这

个角度看，建设保障性住房也是合理的，因为今后保障性住房的建设都将是以小户型为主。当然，对于保障性住房由市场提供还是政府提供，是另外的操作性话题。

## 五、相应政策的讨论

正如本文开始所论述的，单纯地预测人口从而预测住房需求是有问题的。Mankiw and Weil (1989)的论文之所以预测失败，在于只考虑人口特征，对应地只能预测居住需求，而如果无法控制投资需求，即住房的投资品属性的话，那么房地产市场仍然难以有效调控以达到居者有其屋和住宅宜居的目的。在这方面，需要通过其他手段控制房地产的投资性需求，才能在有限土地供应下满足绝大部分住房需求。

在实际应用中，各国要合理控制房地产市场，多半结合着控制其他方面需求的政策。杨媚（2011）总结了几个国家的例子，简要说明如下：

**（1）美国**

美国的税收制度、房地产评估系统、法制体系、金融市场以及房地产金融体系都比较完善，这些保证了货币政策和税收制度起到很好的调控作用。美国的货币政策非常有效。格林斯潘时代的美联储，调联储贴现率往往起到立竿见影的效果。具体例子不一一细说，2007 年以来的次贷危机，也可以说是之前不断放松利率积累起大量泡沫、之后提高利率导致断供造成的。

美国地广人稀，可提供用来建房土地非常多，因此以商品房为主，政府基本不提供社会保障住房，只是以法规形式鼓励建设廉价房，并适当抑制投机。比如，对住房购买和出售差价征收增值税；规定自住房住满两年以上出售时可以享受大幅度增值税减免政策；投资房不能享受相应的增值税减免政策；政府还出台有利于普通消费者购房的规定，如在有 70 套以上的住宅项目中，开发商必须将至少 10%的住房出售给像教师、消防员、警察和图书馆工作人员等为当地社区服务的人。这些住房面积可以比较小，但售价必须比整个项目住房平均市价低 25%。一个人在同一个小区里只能购买一套住房；自住房如果居住不满两年就出售，屋主必须缴纳高额罚金。美国的物业税也保证家庭不占有过多房产，因为那会增大税收支出。

**（2）英国**

英国在世界上最早开始针对城市住房问题实行住房法案，并兴建公房，以较

低的租金出租给贫穷的居民。到 1979 年，公共住房占全国住房总量的三分之一。但由于缺乏规划，公房建设速度过快，房屋质量差，维护负担重，财政压力大，因此撒切尔政府开始改革住房体制，主要是住房私有化。政府出售了 150 多万套公房，使住宅私有化的比率从 57%上升至 69%。到了近期，私有化为主体的的住房市场价格涨幅很大，波动也很大，带来了一定金融风险。2003 年以后，英国政府多种手段管理住房市场。包括类似于美国的货币政策，以及对贫困人群的公屋补贴。

**（3）德国**

德国土地规划的出发点是全国的人口特征。符轩（2008）也指出固定利率和严格的保障供给计划使得德国房价稳定。目前德国有 8200 万人口，家庭数量为 3800 万左右，为全国家庭提供相应数量的住房便是政府规划的首要目标。另外，根据政府规划，近年来德国每年新增住房为 25 万到 30 万套左右，完全能够满足居民的新增购房需求。刘华，王艳（2011）总结了德国房地产政策，认为德国能够维持多年平稳的房价，源于多渠道的住房供给、固定房贷利率和良好的抵押贷款评估体系。

为限制房地产炒作，德国政府一直对市场上的相应资金通过课重税方式限制。德国实行所得税改革计划，将对投资者的房租收入征收 25%的所得税。德国许多地方政府为此出台法规限制最高房价和房租，极大打击了内外资炒作德国房地产的热情。另外，为了促进住房租赁市场的发展，德国政府特别重视租赁市场的法规建设和管理，这些法规重在保障租户的合法权益。法规明确禁止“二房东”现象。

**（4）新加坡**

由于土地资源非常有限，新加坡政府积极推行合理土地供应机制。目前，新加坡 88％的土地属国有，政府对土地使用的控制相当严格，全国的所有土地划分为近千个小区，每一小区内都有详细的土地规划。

新加坡政府将注意力放在了合理解决普通收入者的居住问题上。地产商根据不同居民的收入水平设计不同的住宅，以解决各个层次居民的住房。供给普通收入者的经济适用房以高层住宅为主，居民可以通过公积金购买住房。对低收入居民，政府会提供更多的补贴。此外，新加坡政府还采取严格措施限制房地产投机行为：一方面，购房者只有取得相应的资格、符合条件才能购房；另一方面，购房者购房之后，倘若在十年内卖出新房要征收百分之百的所得税。这些政策的出

台，有效地抑制了房地产投机需求，对稳定房地产市场价格起到了重要作用。

新加坡的政策最突出之处在于采取了各种措施来压制房地产投机行为，如购买的新住宅五年内不得转让，如果需要五年内出售的，必须通过政府机构，不能直接在市场上出售。

纵观以上各国的房地产调控政策，可以看到各国主要采取了两个大方面措施：首先是在提高供给方面加大力度，既包括土地面积极其有限的新加坡，当然也包括土地面积相对有限的英德，每年都由政府投资建立相当数量的公屋，确保满足新增人口带来的需求。第二，控制投机需求，否则即使提供再多供给，如果集中在少数投资者手中，仍然解决不了大多数人居住问题。

值得关注的是实行不同调控政策有不同的前提。有几个因素影响不同国家采用不同调控措施：第一是可利用土地面积。美国土地面积辽阔，因此政府投资建立公共房屋直接提供给居民的做法极少见，对居民居住方面的措施以直接补贴为主。而其他相对面积狭小的国家更多地是采用直接政府控制土地或者住房，低价提供给低收入居民居住。第二个经验是调控措施的有效性都来自强大的政府执行能力。对高低收入居民收入的识别、对作为收税依据的房产价值评估、对有限土地的细致规划、对买卖房屋条件和时间的审核、对公共财政的预算执行等能力，都是保障调控措施生效的前提。第三个经验是财政收支决定了调控手段的选择。英国在 1982 年以前政府提供大量公屋，但财政负担过重而逐步减少。政府负担绝大多数住房的建设、维护成本多半到最后难以支撑，需要和居民转移所有权和负担。OECD 国家基本都征收了房产税，这一方面是提供保障房的来源，另一方面本身也是调节房价的重要手段。

我国人口密度每平方公里超过 130 人，虽然低于英德和新加坡，高于美国，但如果考虑适宜居住的面积，那么我国和英德的平均水平非常接近。也就是说，在政策选择上，我国应该更多地借鉴英德的做法。尤其需要学习德国，因为德国以家庭总量变动对应的需求变动规划住房供给、同时采用各种手段打击投资投机需求正是本文要提出的最主要建议。

最后，本文并非支持计划代替市场。一般都会有疑问：住房市场通过市场调节，自动会达到供需平衡、结构合理的局面，而一相情愿地计划住房结构和匹配人口需求可能会由于收入结构与人口结构不匹配而达不到目的。但由于住房本身固有的负外部性，且建设存在周期、建成后难以改变，加之土地有限，政府必须针对土地进行规划，结合人口需求和抑制投机的政策，尽可能达到供给需求平衡。

本文最主要的建议是：（1）提高供给，尤其是优化住宅供给结构，针对未来家庭小型化的趋势，增加一居室供应。住宅整体套数的增加将促进租赁市场和销售市场价格的稳定。（2）合理的行政手段、金融手段和税收手段打击投机，是居者有其屋的进一步保证。

## 参考文献：


[1] 程亚文， 世界因人口而变. 东方早报， 2007 年 7 月 18 日第 A23 版.

[2] 程亚文， 人口变迁挑战中国安全. 环球时报， 2008 年 2 月 19 日第 11 版.

[3] 都阳， 人口转变、劳动力市场转折与经济发展. 国际经济评论， 2010， 6: 136-148.

[4] 方福前，区分需求、分类调控——对我国房地产市场调控的几点意见。促进房地产市场健康发展的财税政策国际研讨班，2011，工作论文

[5] 方建卫，人口预测方法的研究及改进——以中国人口总数及人口结构预测为例，成都理工大学硕士论文，2008

[6] 符轩，稳定房地产市场_可以借鉴的德国模式，北京房地产，2008 年第 9 期

[7] 贺菊煌， 人口变动对经济的影响. 数量经济技术经济研究， 2003， 12: 41-46.

[8] 刘华，王艳，德国房地产金融政策介评，银行家，2011 年第 1 期

[9] 满燕云，中国住房市场现状与挑战。促进房地产市场健康发展的财税政策国际研讨班，2011，工作论文

[10] 毛振华，孙文凯，中国房地产周期的影响因素及当前形势判断，2010，工作论文

[11] 曲兆鹏， 赵忠， 老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响. 经济研究， 2008， 12: 85-99.

[12] 杨媚，我国房地产调控政策效果分析，北京科技大学硕士论文，2011.

[13] 曾毅，金沃泊，王正联，多维家庭人口预测模型的建立及应用，中国人口科学，1998（5）：1-17.

[14] 郑长德，中国各地区人口结构与储蓄率关系的实证研究，人口与经济，2007，6: 1-4.

[15] 左学金， 人口增长对经济发展的影响. 国际经济评论， 2010， 6: 127-135.

[16] Bernanke ， Benjamin. Monetary Policy and the Housing Bubble. Available at http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20100103a.pdf， AER， 2010，100(2).

[17] Glaeser，Edward L.，Joseph，Gyourko，The Impact of Zoning on Housing Affordability. Working Paper 8835， NBER， 2002.

[18] Glaeser，Edward L.，Gottlieb，Joshua，Joseph，Gyourko，Did Credit Market Policies Cause the Housing Bubble? Harvard Kennedy School， Rappaport institute for greater

Boston， Taubman Center for State and Local Government， 2010， May.

[19] Mankiw， N. Gregory and David N. WEIL， the Baby Boom， the Baby Bust， and the Housing Market， ， Regional Science and Urban Economics 19 (1989) 235-258.

[20] Oates， Wallace E.， The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis， The Journal of Political Economics， 1969， Vol.77， pp.957-971.

[21] Wang， Zhenglian， Danan Gu， and Yi Zeng，Households and Housing Forecasts at State and Small Area Levels--A New Approach and Applications to the State， Two Counties and One Town of North Carolina，2005， working paper.

[22] Yinger， John， Bloom， Howard S.， Axel， Boersch-Supan， and Ladd， Helen F.， Property Taxes and House Values: The Theory and Estimation of Intrjurisdictional Property Tax Capitalization.，San Diego， 1988， CA.:Academic Press.

[23] Zheng, Jie， Strong Bubbles and Common Expected Bubbles in a Finite Horizon Model. 2010， working paper

# 住房保障还是保障性住房？

## —中国城市化过程中的住房保障政策

## 一、引言

进入本世纪以来，随着经济增长速度的进一步加快，中国城市化进程也开始加速推进。城市化加速在推动农村人口大规模向城市迁移的同时，也带来了城市实体规模的迅速增大和城市空间范围的大幅度扩展。但是，在中国城市化的两个主要维度，“人口城市化”和“空间城市化”并不平衡，从 2001 年到 2008 年，中国城镇人口年增长率只有 3.55%，而城市建成区面积却高达 6.2%，城市建设用地面积增加速度更高达 7.4%。从 1990-2004 年，中国城镇建设用地由 1.3 万平方公里扩大到近 3.914 万平方公里，城镇人均建设用地已达 155 平方米（谈明洪，李秀彬，2010）。

在城市实体规模迅速扩张的同时，城市用地结构却很不合理。全国城市工业用地规模 2004 年已经达到 7900 平方公里，到 2008 年，进一步增加到 9853 平方公里。占全部城市建设用地面积 25%以上，而生态用地比重只有 10%，居住用地比重一直在 31%左右徘徊，上海、苏州等发达城市也达到了 25.77%和 31.79%。而世界各国城市规划标准是城市工业用地一般不超过 城市用地的 10-15％（黄贤金等， 2007，戴雪芬，2006）。[28] 从城市建设用地出让的增量来看，工业用地占比往往在 40-50％之间。比如，，2003、05、07 年分别供应工矿仓储用地 9.94、9.05、13.56 万公顷，分别占建设用地供应增量总量的 51.4%、54.7%、57.7%，工业用地价格在这三年中增长缓慢，分别为每公顷 125，138， 156 万元，而同期商服用地价格分别为每公顷 355、634、871 万元， 住宅用地每公顷 598、 680、1131 万元。 包括保障性住房在内的住宅用地，这三年供给分别为 81487、80285 和 87393 公顷，只分别占同时期政府出让土地 22.4%，26.4%和 28.3%。

上述土地出让模式带来的负面结果相当突出：一方面，廉价的制造业用地导致各类工业开发区用地不集约，浪费了宝贵的耕地资源；各城市经济的高速增长大多依靠土地的“平面扩张”，土地和空间利用效率较低。换句话说，城市发展

[28]这显然与土地出让价格紧密相关。比如 2006 年全国主要城市总体综合地价水平值为 1544 元/平方米，其中，商业用地平均地价为 2480 元/平方米，居住用地平均地价为 1681 元/平方米，；工业用地平均地价为 485 元/平方米，到 2010 年，全国主要城市综合地价水平值为每平方米 2882 元，比上年增长了 229 元。其中商业用地地价最高，为每平方米 5185 元，其次为居住用地，每平方米 4245 元，工业用地地价最低，为每平方米 629 元（中国社会科学院，各年）。

占用了大量土地资源，而这些土地资源的绝大部分却没有用到人民生活最需要的居住用地上。

以工业用地低价、过度供给为重要特征的经济增长模式，加上地方政府为最大化包括居住用地在内的商住用地上出让金收入而必然会进行的垄断、控制性供给，共同造就了中国当前的房地产泡沫：正是由于 “区域竞次”中的过低生产要素（包括工业用土地）价格必然导致经济体中制造业投资过多，并形成过剩的、国内市场无法消化的制造业生产能力。为消化积累的过剩制造业生产能力，政府不得不人为地压低人民币汇率，因为只有这样才可以把过剩的制造业生产能力输出到国际市场。而一旦人民币被人为低估，就会带来不断增加的制造业部门出口顺差。人民币汇率无法随生产力进步适时调整又自然会诱致那些认为人民币最后不得不被迫升值的投机者向中国投入大量热钱，结果是外汇储备迅速累积，中国的外汇储备从 1995 年只有 736 亿美金到 2000 年缓慢增加到 1656 亿美金，到 2004 年就迅速达到 6,099 亿美元，2006 年更超过一万亿，在 2009 年 4 月突破 2 万亿后，到 2011 年三月更一举突破三万亿。央行被迫发放超过 20 万亿的人民币对冲，结果是经济中出现严重流动性过剩（国家外汇管理局，2011）。

过剩的流动性自然会涌入到因地方政府垄断少供的商、住用地上，导致房地产价格的飙升和畸高。2004 年之前的大部分时间，中国房价仍然以低于 5%的增长速度稳定增长。但是，2004 年第一季度，房价迅速上升，增长甚至接近两位数。为稳定市场，中央政府开始推行房地产调控政策，当时主要是管理和规范土地供应，因为当时普遍认为土地市场中存在太多的腐败，并助长了投机和高价格。但这些规范土地市场的措施并没有解决问题，房价上升速度达到了两位数。2005 年 5 月，另一轮房价调整措施出台，除了增加中低收入阶层住房建设用地供应之外，还包括惩罚土地投机者，营业税也被用来当成管理房价的政策工具。此后，房价增长虽有所放缓，但仍保持了 5%以上的增长速度。中央政府发现这些政策无法实现控制房价的目标后，就开始采取更强硬政策，强制规定住宅用地的供应比例，以及商品房比例甚至面积。税收和利率调控手段都被运用起来。[29] 特别是从 2006 年年底开始，随着经济流动性增加，招拍挂大规模推行，各地不断刷新“地王”纪录，出现了地价房价追涨的局面。尽管央行 2007 年前后连续四次加息，均未遏制房价急速上涨之势。直到 2008 年金融危机，经历过 2007 年的两位

[29] 2003 年下半年以来，中国政府对地产行业的调控名目繁多，先后出台了 121 文、新老国八条、国六条、国十五条等政策，包括推行招拍挂，控制土地供应和推进经适房与廉租房建设等，并首次祭出取消房贷优惠利率、提高购房首付比例、加息，对二手房交易征收交易税等金融财税手段。尽管实行了这些干预措施，房价上涨速度仍在高位运行，甚至出现了越调越涨的情况。

数增长之后，中国房地产市场才开始出现调整，房价涨幅趋缓， 2009 年第一季度价格同比下跌 1.1%。但随着四万亿财政投入、10 万亿信贷投入政策的出台和一系列房地产刺激政策出台，2009 年第三季度的房地产市场又出现了戏剧性的反弹。并在 2010 年上半年实现两位数增长。如 2010 年 4 月，房价增长了 12.8%，这是自 2000 年以来的最快增长速度，而且房价增长是在全国大范围内发生(Su and Tao, 2011).[30]自 2011 年中央采取更严厉宏观调整政策以来， 一线城市房地产价格上涨趋势得到遏制，但二三线城市住房却开始加速上涨。即使是一些中小县城，最近两三年的房价也普遍一飞冲天，很多国家级贫困县的房价都已经超过了 4000 元。

上述房价在过去 10 年以来的迅速增长乃至泡沫化，使得成为人口城市化主力的绝大部分农村流动人口根本无法支付商品房价格。实际上，在当前发展阶段，即使那些具有高等教育学历的劳动力市场新进入者也往往发现现有住房价格远远超出其支付能力。按照世界银行的标准，发达国家的房价收入比一般在 1.8-5.5 倍之间，发展中国家合理的房价收入比在 3-6 倍之间，中国目前全国房价收入比已超过 15 倍，上海、北京、广州等地的房价收入比则超过 50 倍以上，近年来中国房租上涨幅度远低于房价涨幅，当前中国租售比一般都在 400 以上，一些泡沫严重地区甚至在 1000 以上，而国际警戒线为 200（王军， 2011）[31]，泡沫现象严重。这显然对中国大量农村人口城市化构成了主要约束。

为了抑制房价，以及为包括农村到城市迁移人口在内的城市中低收入阶层解决住房问题，中国中央政府近年来开始大力推动保障性住房政策。特别是伴随着 2009 年以来的房价调控，政府已经把保障性住房建设放到了前所未有的重要地位。从趋势上看，公共租赁住房将成为保障性住房的主要形式，来解决低收入和中等偏下收入群体、新就业职工和外来务工人员的住房问题。那么，目前政府正在建立的保障性住房体系是否具有经济上可行性？保障性住房在建成后的分配和管理方面是否能够保证公平和有效率？ 中国应该如何合理选择保障性住房的覆盖面？ 保障性住房体系之外的商品房与住宅用地市场应该如何发展？这些问题，都是目前中国城市化过程中面临的重大公共政策问题。

本分报告将集中讨论这些问题。在报告第二部分，我们将结合中国既有城市化的现状和未来中国城市化发展的趋势，考察城市新增人口对住房的巨大需要与

[30]我国 2010 年新建商品住宅全年的均价：北京 20328 元 / 平方米；同比涨幅 42%（与 2009 年相比）。上海，22261 元 / 平方米，同比涨幅 40%。广州，11579 元 / 平方米，同比涨幅 23%。深圳，20596 元 / 平方米，同比涨幅 33%

[31]泡沫现象严重 目前中国房价收入比已超过 15 倍，http://sz.focus.cn/news/2010-04-22/914306.html

有效需求之间的关系，指出在绝大多数流动人口收入水平较低的情况下，中国城市化过程中目前的城市高地价和房价，尤其是作为流动人口主要接受地的沿海地区和内地大中城市高地价、房价，将使得上述住房需要无法变成经济学意义上的有效需求。在报告第三部分，我们将讨论目前中国的住房保障体系所取得的进展，现状与问题， 提出目前大规模建设保障性住房的模式可能面临融资、分配与管理方面的诸多问题。在报告第四部分，我们研究了中国保障性住房的覆盖面选择问题，提出保障性住房和住房保障是两个有关系、但不能等同的概念，一个健康的房地产行业发展模式，是保障性住房主要面对那些连市场水平租金也付不起的最低收入阶层。绝大多数家庭的住房，无论是购住，还是租住，都应该，而且也能够通过房地产市场来解决。报告第五部分提出了中国保障性住房融资机制改革与土地、财税制度配套改革的政策建议。

## 二、住房需要与有效需求：中国城市化过程中新增人口住房问题

在当前的户籍制度下，接近两亿的城市农民工虽然已经以城市为主要工作和生活所在地，但却无法定居下来。实际上，人口从农村到城市的大规模流动却没有带来户籍制度改革相应的突破，中国的户籍制度不仅仍然存在，而且还在继续发挥作用。不仅主要大中城市的户籍制度没有真正放开，跨省区的户籍改革更是困难重重。这就使得中国的乡—城人口迁移模式不同于其他很多国家城市化过程中那种以永久性家庭迁移为主导的迁移模式，而多以临时性、单身、钟摆式迁移为主（陶然，徐志刚，2005）。[32]

在有关中国城市化问题的讨论中，学术界和政府部门没有分歧的一点，是城市化首先应该是人口的城市化，是把大量农民工变成市民的城市化。因此，只要大部分农民工没有在城市实现永久定居，任何人口城市化指标体系得出来的高城市化率都是“伪城市化”或“不完全城市化”。

但现实情况正是“伪城市化”或“不完全人口城市化”。国务院发展研究中心 2007 年对劳务输出县 301 个村的调查，改革以来累计迁移落户的外出就业农民工，只相当于目前外出就业农民工 1.7%。若照此计算，全国 1.4 亿进城农民工中只有 200 万左右通过买房、结婚等方式获得城镇户口。基于 2000 普查和 2005

[32]以广东这个外来打工人口最多的省份为例，数千万外来流动人口聚集在广东，尤其是珠江三角洲就业，但却基本没有稳定的长久居留预期，只能每年在广东城市和内地农村之间进行往返式流动。这不仅带来了每年春运期间珠三角巨大的交通压力和移动成本，也给流动人口家庭和整个社会带来了多维度的负面影响：大量农村流动人口不得不忍受家庭分居、子女成长和教育无法有效监护、老人得不到照顾等痛苦。

的 1%人口抽样调查数据的计算，在这两个年份期间，城市人口比重从 36.6%提高到 44.7%。而与此同时，被算为城市的人口中仍持农业户口者的比重却从 40.3%提高到了 46.8%。也就是说，城市人口的增量中，71.8%是农业户口（崔传义，2007）。而根据最新的人口普查公报，到 2010 年，我国大陆地区的 13.4 亿人口中，居住在城镇的人口为 6.66 亿人，占 49.68%；居住在乡村的人口为 6.74 亿，占 50.32%。同 2000 年第五次全国人口普查相比，城镇人口增加 2.07 亿人，乡村人口减少 1.33 亿人，城镇人口比重上升 13.46 个百分点（国家统计局，2011）。在新增的城市人口中， 仍然有相当部分是农业户口。据估计， 在目前统计的城镇人口中，包括 1.5 亿农民工在内，至少有 2 亿人无城市户口（陈锡文，2010）。

因此，我国城市化率近年来的迅速攀升很大程度上是流动人口被统计为城市人口导致。在户籍改革没有实质性突破的情况下，这些流动人口不能享受与拥有城市户口者相同的城市公共服务，其中大部分预期未来仍要回农村老家。要改变作为外来劳动力吸纳主体的沿海地区和内地大、中城市存在的城市常住与流动人口结构失衡的情况，关键是如何尽快改善农民工在城市的生活状态，把他们由单纯的劳动力转变成有助于城市持久发展的生产力。任何有关户籍制度的改革努力，如果不能切实以外来农民工为主体的外来人口为重点，就容易变成表面功夫。从这个意义上讲，对当前中国的发展阶段而言，更有意义的城市化不是城市常住人口的简单增加，更不是城市面积扩大和开发区、新城大规模建设，而是尽享城市公共服务的市民的增加。

户籍制度改革不仅涉及到地方政府的激励问题，也涉及到对现阶段“城市户口”到底包含什么排他性公共服务以及通过什么方式提供这些服务的认识问题。实际上，无论是学术界，还是政府部门对这个问题都还存在认识上的误区。实际上，目前我国几乎所有的生活消费品都已市场化。而随着就业市场化和非国有企业成为城市就业的主要创造者，就业也逐渐与城市户口脱钩。即使是一些城市政府提供的就业岗位，比如环保、卫生之类的低端职位，也开始招纳外地人口。城市户口与就业的逐渐脱钩，也就意味着户口与就业相关的社会保险（即所谓的“五险一金”，养老、医疗、失业、工伤、生育保险及住房公积金）脱钩，这些保险是由作为雇主的企业和作为雇员的个人（单独或共同）缴纳。因此，如果劳动者就业单位为其雇员上了这些社会保险，则不管该雇员是否有本地城市户口，都可以享受这些保险。从这个意义上讲，当前阶段某地城市户口主要意味着那些由该地城市政府所提供的、与城市户口相关的、具有排他性的三项公共服务：以城市

最低生活保障为主的社会救助服务，以经济适用房和廉租房实物或租金补贴为主的政府补贴性住房安排，以及迁移人口子女在城市公立学校平等就学的机会（陶然，汪晖，2010，陶然等，2011）。

上述三项福利中，最困难的，或者换句话说对于地方政府而言成本最高的是“保障性住房”。近年来， 中国的住房保障体系（如经济适用房和廉租房）建设上取得了相当快的进展，经济适用房和廉租房的建设已经初具规模，或开始加速。特别是伴随着 2009 年以来的房价调控，政府已经把保障性住房建设放到了前所未有的重要地位。“十二五规划”中关于房地产发展的一个重要举措是大大增加保障性住房供应。从 2010 年来，我国城市住房保障对象已经大大扩展。不仅要对没有购房支付能力的低收入家庭提供廉租房，还要对有一定支付能力的低收入家庭配售经济适用房，外加对中等收入家庭自住需求提供限价房，以及对夹心层和过渡期住房需求提供公租房。2010 年全国各类保障性住房和棚户区改造住房已经开工 590 万套，基本建成 370 万套，而 2011 年计划保障性住房、各类棚户区改造要达到 1000 万套。

按照其他国家现代化发展的一般进程，中国今后 10-20 年仍然是城市化发展的高峰阶段。要在城市人口比例到达 70-80％以上之后，城市化的势头才会逐步放缓。这意味着每年还会有 1000 多万农民进入城市，今后 20 年左右时间还有 5 亿左右农民将进入城市定居。在我国现在约 13.2 亿人口中，城镇户籍人口约 3.7 亿，农村户籍人口约 9.5 亿，有 2 亿多已经进入城镇工作、但未能落户的农民工及其家属。20 年之后，我国人口将到达 15 亿左右的峰值，即使按照 67％左右的城市化率的低线，城镇落户人口应达到 10 亿左右，也就是说将新增 5-6 亿多农村人口在城镇定居落户，平均每年在 3000 万人左右。如果按照党的十六大中央提出的在 2020 年全面建成小康社会，城镇化率超过 60％的目标，中国在今后 12 年内将要解决新增 3 亿人口的城镇化落户问题，每年需安居落户的农民工及其家属将达到 2500 万人左右。这就意味着每年需要 800 万套甚至更多左右的住房需要。但由于目前城市房价高企，而绝大部分农村迁移人口的收入较低，这些需要并不能全部转化为有效的市场需求，因为，通过何种方式来解决这些城市新增人口与家庭的收入问题，就成为目前政府公共政策的重大挑战。

为此，一些学者提出，现在就需要综合考虑补欠账和新进人口的常住人口模型，重新审视和全面规划我国的城镇规模布局和空间分布。根据农民工市民化的需要，需要分年有步骤地以千万套的规模兴建福利性住房，同时根据各地财政负

担能力，显着降低和重新修订经济适用房和廉租房的标准，将分期分批市民制的农民工及其家属纳入城镇住房建设规划和福利保障计划。参照资源秉赋与中国相近的周边国家和地区的情况，经济适用房的标准应在 40 至 50 平方米以下，廉租房的标准应在 30 平方米左右。当前，可以结合扩大内需的积极财政政策，大规模地调整支出结构，将相当大一部分投入转移到农民工市民制安居这个综合经济社会收益最高的方向上来，集中偿还一批欠账。这样也会相应产生巨大的基础教育、基本公共卫生和城镇基础设施等基本公共服务等需求，拉动一系列的巨量投资和消费支出(华生等， 2011)。从目前的情况来看，中央政府也似乎希望未来推进一个广覆盖的保障性住房建设体系。考虑到此项工程的规模，其可行性与合理性需要深入探讨。为此，有必要进一步研究一下目前中国已有的住房保障体系所取得进展和仍然存在的问题。

## 三、中国的住房保障体系：进展，现状与问题

在中国，“保障性住房”包含多个住房类别，它是提供给符合地方政府所制定标准（如收入、总资产、婚姻状况和目前生活条件等）的居民的一种社会保障形式。按照文林峰（2010）的分析，中国的住房保障体系建设可以大致分成四个发展阶段。第一个阶段是 1978 年以前，以全社会低水平、广覆盖的福利分房制度为特点，这是极具中国特色的住房保障形式。福利分房制度包括两种方式，即城镇居民职工从单位获得的分房，以及农民在政府分配的宅基地上自建房屋。这两种方式解决了广大城乡居民的住房问题，但也存在只有投入没有产出，难以形成良性的循环机制。个人和企业都没有积极性，住房问题解决的进程非常缓慢，住房拥挤、危旧房等等问题。在住房保障体系的第二阶段，即上世纪八十年代末九十年代初，政府在全国开始进行住房制度改革的试点，也就是开始于上世纪九十年代的“经济”和“适用”住房。与现在的经济适用住房不同，当时的“经济的”是指价格便宜，“适用的”是指面积适度、能满足基本居住需求的住房。这一阶段住房形式主要体现为集资合作建房和“安居工程”两种方式，同时实物分房还没有完全取消。[33]

我国住房保障体系建设的第三阶段以 1998 年国务院的 23 号文为标志，建

[33]在这个阶段进行了一系列的住房改革，可以概括为“三改四建”。“三改”指投资方式的改革，从过去国家统一的投资改为国家、单位、个人三方共同负担；管理方式的改革，从由居民所在单位和房管所进行房屋管理改为由物业管理公司进行管理，使得政府和单位摆脱住房管理的包袱；分配方式的改革，从实物分配改为货币补贴，逐步走向市场化、货币化。“四建”指的是逐步建立新型的公用体系，建立住房公积金，建立与住房消费相适应的住房金融，以及建立规范有序的房产交易市场（文林峰，2010）。

立了包括三个方面的住房保障体系：一是面对最低收入家庭、救济性的廉租住房。廉租住房的核定标准是“双困标准”，即收入和现有住房面积的双困；[34]二是为中低收入家庭提供的、援助性的经济适用住房。[35]投入中政府贴一部分，个人掏一部分。三是完全市场化、面向中高收入阶层的商品房。住房制度建设之后，全国各地开始大规模建设经济适用住房和廉租住房，最高峰的时候经济适用住房投资额占到全部投资额的17%。2004年全国经济适用房建设套数达到44.77万套，2005年达到49.75万套，2005、2006 年的经济适用房竣工套数分别下降到28.73万套和33.80万套、从2002、2003 年开始，经济适用住房投资比例大幅下降，2005年更达到了历史最低点4.5%，一些城市甚至停止经济适用住房的建设文林峰（2010）。

第四个发展阶段始于2007 年。从2003年开始，随着城市房价上涨，政府开始不断进行宏观调控，每次宏观调控虽然都强调住房保障，但不仅房价调控效果不明显，而且地方政府在保障性住房建设方面积极性也不足。2007年国务院发布24号文，明确提出全面推进廉租住房发展的若干意见，要求各地方政府编制住房保障的发展规划，2008 年底提出对所有“双困家庭”实现应保尽保。随着城市房价上涨，政府又开始推出所谓“两限房”政策，主要面向城市中等收入家庭，其单位面积限制在90平方米以内。限价房的价格上限由地方政府在将土地售予开发商时确定，价格水平通常介于经济适用房和普通商品房之间。和经济适用房项目一样，买方须达到预定的标准，并须遵守类似的转售限制条件，此外。政府这几年大力推动的另外一个保障性住房项目是棚户区安置房，中国大部分的棚户区位于城区。在改造过程中拆迁的家庭可获得经济适用房、限价房或者经济补偿（李晶，2010）。在中央政府压力之下，各地方政府2008 年、2009 年加快了住房保障力度和步伐。中央政府也开始一些财政支持，比如，2007 年后中央也改变过去先由地方政府向中央财政申请专项补贴，但到位率不高的情况，开始向地方直

[34] 廉租房归政府所有，以较低的租金（有时低至可比较市场租金水平的1/10）出租予城市特困人口的住房（面积小于50平方米）。此类住房的建设资金主要来自地方政府预算，但鉴于近期的预算限制，来自中央政府的财政转拨已成为整体融资不可或缺的组成部分。廉租房的所有权为国有，不可出售。2009年7月，政府扩大了廉租房的建设规模，以满足更多人的需求，其中包括不符合正常居住标准的应届毕业生和农民工。相对于市场租金水平，此类人群在租金方面享有的折价一般不会太高（李晶，2010）。

[35]单位面积一般限制在60平方米以内，并且按低于市场的价格（通常较同类普通住房低20%至30%）出售给符合条件的家庭。经济适用房的所有人通常在住满一段时期（通常为5年）以及缴纳土地出让金以前不得出售或出租他们的住房，但按原价卖回给地方住房主管机关除外。经济适用房通常会优先分配给因市区重建项目而拆迁的家庭。经济适用房的开发可能会由地方政府直接、由工作单位或（在通常情况下）由商业开发商进行。此类开发商可免费获得土地，并可获得50%的所有其他税收减免，但须遵守售价和建筑标准方面的指引。开发商的利润率通常限制在3%至4%，而普通商品房的利润率一般为15%至20%（李晶，2010）。

接拨付专项转移。[36]在廉租住房资金投入方面，2006 年以前的投入比较少，累计只有70 亿左右，而2007 年当年的廉租房投资就达到80 亿，2008 年更达到了历史性的354 亿，是2007 年的3.7 倍。 2008年金融危机后政府开始的四万亿的财政刺激政策中，就包括了九千亿的住房保障投入。2009年以来，中国开始了大规模保障性安居工程的建设。统计数据显示，2008年中国保障性住房建设规模仅有100多万套，2009年达到了330万套，而2010年保障房开工建设规模达到了590万套，是2008年的5倍多，基本建成370万套，分别相当于同期商品住房开工套数和竣工套数的82%、67%。在2010年“史上最大规模”保障性住房建设的基础上，2011年中国计划建设保障性住房1000万套，而目前中国一年的商品房竣工总量约为600万套。中国政府更提出了从2011至2015年建设保障性安居工程3600万套的庞大计划。如果该计划实现后，所盖保障型住房大概可以容纳现有城镇家庭的五分之一，超过目前的10%左右一倍以上。

如何评估目前中国保障性住房融资、分配与管理体制的现状？回顾历史，中国从 1990 年代中期开始实施“安居工程”开始以来，中央政府一直在推行各类保障性住房建设。但至少在 2010 年之前，保障性住房一直存在用地供给不足、建设资金缺乏、地方政府缺乏动力、法律监管空白，经济适用房分配不公平、地方政府没有积极性建设廉租房等问题。相对于高速发展的商品房市场，保障性住房建设明显滞后，居住矛盾较为突出。供给严重不足。

2010 年以来，为了加快保障性住房的建设，中央政府在加大中央财政支持力度。国土资源部提出 2011 年为保证中央调控政策规范实施。确保保障性住房、棚户区改造和自住中小套型商品房“三类住房”用地不低于住房建设用地供应总量的 70%，实现保障性安居工程用地应保尽保。与此同时，中央还要求在未来几年间由地方政府官员直接负责保障性住房的供应。北京和上海等一线城市均已颁布政策，要求提高保障性住房用地在商品房项目用地中所占的比例：上海由 0 提高到 5%，北京则由 15%提高到 30%。

目前的做法，是中央向省、省再向市、县各级层层下压保障性住房建设的指标，与目标责任书一并下发的还包括工作周期日程，明确要求地方政府所有签订在责任书内的 2011 年的保障性安居工程任务必须在 10 月 31 日前开工建设。届时，住房城乡建设部将联合监察部、审计署等部门组成联合检查组进行检查，对

[36]当然，不同地区的补贴标准是不一样的。东部个别的贫困地区也能获得补助，补助的标准为实物建设住房的地方每平方米补助 200 元；中部地区每平方米补助 300 元，西部地区每平方米则补助 400 元（李晶，2010）。

于未能按期开工的地方政府，视情况对行政首长问责（参见专栏一）。

但是，政府如此大规模保障房建设工程确实会面临土地、资金、规范管理等一系列的问题和挑战。尤其是目前以公共租赁住房为主的保障性住房供给，最大问题就是资金问题。据住房和城乡建设部估算，今年1000万套保障房需要建设资金1.3至1.4万亿元人民币。2011年1000万套保障房的投资资金预计达到1.3万亿元，十二五期间保障性政府的总投资额接近5万亿元。而2011年中央财政中保障性住房的补助资金为1030亿元，因此，剩余1.2万亿元则需要地方财政、银行信贷、开发商等民间资金参与。再加上各种公用设施配套，未来每年可能需要3万亿元资金。仅依靠政府财政资金、住房公积金很难解决。

**专栏一　保障性住房指标分配**

根据住房和城乡建设部2009年发布的2009-2011年《廉租住房保障规划》“省级负总责，市、县抓落实。建立住房保障绩效评价和考核制度，实行目标责任制管理，省级人民政府对本地区廉租住房保障工作负总责，市、县人民政府具体负责廉租住房房源筹集、配租和租赁补贴发放工作。”从2009年起到2011年，争取用三年时间，基本解决747万户现有城市低收入住房困难家庭的住房问题。其中，2008年第四季度已开工建设廉租住房38万套，三年内再新增廉租住房518万套、新增发放租赁补贴191万户，年度工作任务是2009年解决260万户城市低收入住房困难家庭的住房问题。其中，新增廉租住房房源177万套，新增发放租赁补贴83万户；2010年，解决245万户城市低收入住房困难家庭的住房问题。其中，新增廉租住房房源180万套，新增发放租赁补贴65万户；2011年，解决204万户城市低收入住房困难家庭的住房问题。其中，新增廉租住房房源161万套，新增发放租赁补贴43万户。相应任务分解直接各省、自治区、直辖市和新疆生产建设兵团任务。

住建部明确提出2011年计划建设保障性安居工程任务1000万套，各地方政府的保障房建设任务量将急剧增多，建设规模和力度将超过以往历年。北京2010年的目标是通过新建、改建、购买、长期租赁等方式筹集各类保障房20万套以上；上海需要新增各类保障房约22万套，广东省把推进建设保障性住房和棚户区改造31万套(2010年实际完成7.75万套)，其中广州为6.87万套，新开工建设4.3万套保障房。山东2011年为32万套保障房，陕西与河南更分别达到44.83万套与42.09万套。

“十二五”期间，北京计划建设收购各类保障房100万套；上海同样拟建100万套保障房；广州将累计新增保障性住房建设面积1000万平方米以上；天津为“十二五”期间的保障房建设确定了4400万平方米的计划。 广东省未来五年要建180万套保障房（为“十一五”20万套的9倍）。十二五”期间，成都计划建设保障性住房和改造棚户区住房共2000万平方米（“十一五”期间保障性住房建设量的5.6倍）。 山西省将在“十二五”期间开工建设各类保障性住房和改造各类棚户区、农村危房80.86万套、4728万平方米。

资料来源：中央政府明确今年1000万套 各地"补课"保障房 中国证券报 2011年03月11日 http://house.focus.cn/news/2011-03-11/1224080.html

目前，各地政府都在运用财政、金融、土地、税收政策鼓励，动员银行资金、地方投融资公司、社保基金等多种更多的社会资金进入，以满足保障房建设巨大的资金需求。期望通过政府的优惠和鼓励，撬动更多的民间资本介入，形成政府与企业的双赢，利于解决保障房建设资金的缺口。经适房和两限房虽能一次收回

成本，但企业和金融机构往往因其利润低而更愿意向商品房贷款。；公租房和廉租房等资金沉淀量大，回笼较慢，社会资金投入的激励更低。

实际上，我国从 1998 年开始探索以经济适用房为主的保障房建设，其间一直鼓励社会资金介入，但社会资金一直没有大规模进入。而目前阶段保障房建设“主力军”也从经济适用房转向廉租房和公租房为主。与经济适用房相比，廉租房和公租房资金压力更大，社会资金筹集的迫切性也更加凸显。根据新华社报道以陕西为例，2011 年需要完成保障性安居工程总投资约 776 亿元，其中政府配套资金和补贴占 180 亿元，将近 600 亿元需要其他渠道筹措。以上海市为例，2011 年计划新开工建设保障房 1500 万平方米、22 万套。，但对于公租房和廉租房项目，则几乎全部由政府渠道筹集（新华视点·关注保障房 http://news.xinhuanet.com/2011-05/11/c_121404703_2.htm）。

为了筹集保障性住房资金，近年来很多地方开始进行“捆绑式开发保障房”，即指用商品房的利润冲减公租房的投资成本，用租金收入偿还公租房投资的财务成本。但正如专栏二所示，从国内、国际经验来看，这种模式无论从经济合理性、透明度和公正性、还是社会整合效果上看都并不理想。此外，“捆绑式”配建方式也只能适用于产权式保障房，开发商可以通过出售产权回笼资金，但利润较商品房开发要低。

**专栏二 “捆绑式开发保障房”**

“捆绑式开发保障房”是指用商品房的利润冲减公租房的投资成本，用租金收入偿还公租房投资的财务成本。比如在一块基地上，40%的土地用来建商品房，60%的土地建保障房，商品房盈利全部投到保障房建设，以降低公租房的建设成本。捆绑式开发在土地层面，政府给予了一定优惠。具体操作是，在商品房土地招投标中，政府会以低于周边商品房土地的价格、高于公租房土地的价格（公租房按照基准地价）出让给保障房开发企业。这样就产生了一个利润空间，房企可用以投资公租房。公租房的租金，则可以作为房屋折旧，追加经营管理的费用、人员机构运作的费用、后续维护的费用等财务成本。总体来看，近年来贫富混居、在商品房小区中配建一定比例的保障性住房正是一种较为典型的做法。如北京、兰州、武汉都有过这方面的相关规定。其理由主要是可以避免保障性住房“边缘化”，而且可以让政府将一部分成本转移给开发商。但通过这种方式转移成本，首先往往会导致住宅用地往往只能进行招标出让，而无法进行拍卖，无法保证土地出让中的透明性和公正性；其次，必然导致住宅用地在招标中土地出让金显著下降，政府可能反而得不偿失；从开发商的角度来看，所建成的商品楼楼盘往往价格要下降，因此，从经济的角度看可能缺乏合理性。

根据文林峰的调研，无论从国内国际经验来看，这种所谓贫富混居带来的问题比解决的问题更多。比如，在中国，就存在水电及物业费如何交、怎么交，也容易引起并激化社会矛盾。一些已建成的贫富混居社区已经出现因为中低收入家庭不交水电和物业费而导致各种纠纷不断的现象，最后是贫富双方都住得不安心，甚至会出现贫富混居牺牲穷人尊严的情况。从国际经验来看，目前也很少有成功先例。比如，纽约市曾经有政策，如果开发商愿意拿出整个建筑面积的 20%交给政府作为保障性住房（政府以成本价收购），开发商便可以获得容积率奖励，比如原来可以建 20 层高的公寓，可以奖励到 25 层。

但即便优惠力度如此之大，这么多年来却没有一个开发商愿意享受这个优惠政策，没有一个项目是贫富混居的。因为他们认为，一旦贫富混居，这个项目就有点不伦不类了，也卖不出好价格，并且由于是不同阶层的群体居住，管理起来更是增添了麻烦。英国的情况也大致相似。伦敦附近的社会住房（类似我国的保障性住房）时发现，同一个开发商在一个大区域内建设了一个商品房小区，同时，还承担建设一个社会住房小区，两个小区可以共享商业和配套设施，但却彼此完全分开，并不“混搭”。因此，从国外的政策和实践看，贫富混居并没有得到提倡，目前依然走的是分开建设的路线。

资料来源：文林峰，保障性住房该如何配建 http://house.focus.cn/news/2010-10-13/1069881.html

这里需要进一步讨论一下引起广泛关注的保障性住房（主要是公租房）的”重庆模式”。重庆是中国最早大规模启动公租房建设的城市，并在今年再度提速。根据该市政府规划，重庆将在 10 年内建成 4000 万平方米公租房，然而,随着房价上涨和重庆高层加大民生投入,2010 年底重庆公租房的计划进行了大规模调整。原来 10 年建成 4,000 万平方米公租房的计划缩短到 2012 年完成。以户均 50 平方米计算，可解决 150 万人的住房问题。如果能够实现上述目标，重庆市将成为中国公租房供应量最大的城市。2011 年重庆将提供 1000 万平方米的公租房摇号，这相当于去年重庆主城商品房销售总面积的 50%，今年将有 10 万套左右的公租房在主城供应。根据重庆政策，这些公租房租金将比周边房屋租赁市场低 40%，符合条件的转户农民也可申请公租房。

但重庆大规模提供公租房，与重庆市政府手中有较多土地储备，因此可为此类建设提供低成本土地的特殊情况有一定关系，由于重庆储备土地较早，区位相对较好，大片区成批建，周边配套较完善，有利于房子的升值，这就使得重庆模式中商业银行融资渠道较为畅通，但这种做法只适合产权式保障房，即经济适用住房、限价房和棚户区改造。目前，重庆公租房的业主单位是重庆地产集团、重庆城投公司等国有企业,动用的土地也是这些公司的储备用地，政府也可以较快推进公租房建设。最后，重庆模式中的一个有利条件是公租房、廉租房租金可结合通胀水平涨价，并可在五年后出售。因此，通过销售能够较快回收资金。

综上，重庆保障房建设模式有一定特殊性，与地方政府先期大规模储备具有较好地段土地，以及未来可租转售带来的预期有一定关系。尽管如此，相对于重庆的经济基础,重庆公租房建设的规模可能仍然过大,而且还有一再加快进度的情况。原来 10 年 4000 万平米的计划要缩短到 3 年完成，无论在融资、管理还是未来可租转售是否可以带来预期交易收益方面都存在不确定性。租转售规模过大，可能带来市场供过于求，影响收益，规模过小，可能导致还款压力，其可行性值得关注(参加专栏三)。此外，租转售本身也可能是对住房保障性功能的削弱。

由于保障房建设投入大，收益低，大规模的建设计划给地方政府带来的“资

金缺口”很难弥补。尤其是保障性住房土地为划拨，且收益有限，在地方政府过度依赖土地和房地产税收，没有其他增长率较高的收入来源的情况下，地方收入将会下滑。另一方面，包括险资等社会资金进入保障房通道并不通畅。获得银行贷款难度较大，地方融资平台对于银行债务已经很重。在建设速度过快情况下，近年保障性住房建设资金压力开始凸显。由于并不是所有地方都有足够的财政实力和融资能力，就出现了河北石家庄没收住宅用房作为保障性住房（参加专栏四），以及部分地方以企业员工宿舍“充数”保障房（参加专栏五），甚至把职工宿舍、教师宿舍，动迁安置房都算到保障房里凑数的情况。此外，由于工期与资金紧张，一些地方的保障房也出现了质量问题（王玉光，2011）

**专栏三 保障性住房的重庆模式**

相比于重庆 2010 年财政收入 1,991 亿元，千亿财政收入的重庆实施公租房的建设力度甚至大于财政相对宽裕的广州等地，仅仅在 2010 年开工建设的面积，就已经远远超越国内其他城市，成为中国公租房建设的排头兵。按照重庆市领导的说法，重庆的公租房配置体上为三种人服务：一是为农民工服务；二是为新生代大学生服务；三是为家庭住房面积人均 15 平方米以下的城市原住民服务。公租房租金的基本定价原则是不超过中低收入群体家庭收入的 1/6，每平方米每月租金 10 元左右，大于银行利息，可基本平衡银行贷款。但如果按当地约每平米 3000 元的建安成本推算，2010-2012 年重庆 4000 万平方米公租房的投资将高达 1200 亿元。其中，其中 300 亿元是政府拨款，政府的土地储备加现金拨款（包括 3 年内中央政府给重庆的保障房、公租房的投入补助会达到 100 亿和重庆政府要拿出 200 亿），但其他资金必须通过银行等筹集。

重庆公租房的建设主体是市政府和各区县政府，在财政性投入和各项优惠政策的基础上，由国有的集团公司和区县政府性投资公司为投资建设主体。目前重庆地产集团、城投公司、建工集团、中冶建工、外建公司等，都在实施公租房建设计划。投资建设主体拥有所建租赁房的完全产权，享有升值收益，但是没有房屋租金的定价权和转让权。

比如，重庆地产集团拥有土地储备 18.45 万亩，占重庆土地储备公司总量的 28.46%。在重庆主城范围内，土地储备主要由重庆地产集团、重庆城投和重庆渝富三家公司负责，但也存在资金筹措问题。2011 年，重庆地产集团计划发债筹资 60 亿元，其中 36 亿元用于公租房、廉租房建设；12 亿元补充流动资金，其余用于还债。重庆公租房今年建设所需资金近 400 亿元。以重庆地产集团承担的项目为例，70%-80%来自银行贷款，由于这些公租房项目在重庆地段不差，这两个公司土地储备实际上没有交土地出让金，建设时把土地成本减掉，保障房五年后可上市交易，到时再交土地出让金。

尽管 2011 年重庆公租房的融资相对顺畅，但如此大规模建设公租房，加之转让交易不活跃，融资情况就不太乐观。此外，此外，这样大规模的投放，必然造成房地产市场的压力，最终也会让重庆土地出让出现困局，影响重庆的土地财政收入。

资料来源： 重庆：公租房的海量胃口，财新《新世纪》 2011 年第 18 期 出版日期 2011 年 05 月 09 日 http://magazine.caing.com/2011-05-06/100256347.html

## 专栏四　河北石家庄：没收住宅用房作为保障性住房

以河北省为例，今年中央下达给河北省保障性住房任务是 38 万套，根据测算共需各地政府投资 119.9 亿元，截至 4 月初，河北省各地政府已经落实 60.39 亿元，仍有近一半的资金缺口，而省会石家庄市 2011 年的任务为 41248 套，超过 2010 年的 3 倍多。其中公租房建设的任务量比原计划增加了 20 多倍。毋庸置疑，完成这一任务的挑战是空前的。在这种自上而下的保障性住房建设的巨大压力下，石家庄日前出台了《关于加快保障性安居工程建设的实施意见》，提出在城市规划区内，未取得建设工程规划许可证或违反建设工程规划许可证的规定进行建设，影响城市规划的，由市及县（市）、矿区人民政府予以没收，没收的住宅用房可作为保障性住房，产权归政府所有，此举系全国首创。

石家庄的政策一出台，就引起巨大争议。从政府部门的角度来看，包括城中村居民超标建设住房、以及各类小产权房在内的违法建筑泛滥，破坏了正常的经济秩序和社会秩序，是一个早就应该处理的问题。因此，罚没违法建设的住宅，并用来当成保障性住房，产权归政府所有，同时解决低收入家庭住房问题，就既可以节约拆违成本，避免社会资源浪费；又解决了需要被保障群众的住房难题，减轻了政府的财政压力。但从被罚没者来看，他们的建筑是违章建筑，但如果被没收后转到政府手上就变成了合法建筑，于法理上似乎也不太说得通，而且，违章建筑也是他们投资的财产，或者为他们提供居住之所，或者为他们提供出租屋的收入来源，政府说没收就没收，从情理上看无法接受。可以预见，这个政策如果真正执行下去，引起的社会矛盾和麻烦恐怕不小，甚至会超过政府可能获得的收益。

资料来源：陶然 ，**小产权房变身保障房，是政府请客农民买单 中国网评论**
**http://opinion.china.com.cn/opinion_69_15969.html**

2011 年以来，一个新的动向值得注意，地方政府视保障房为地方开拓投融资渠道的新舞台，土地、资金、政策优惠，以及其他资源纷纷汇集而来，银行和开发商的积极性也大为改观。在中央不断收紧流动性和清理地方融资平台大背景下，保障房就这样变成了地方红利，由于地方投融资平台资金使用比较难以监控，而且如果贷款量过大的话，就可能在未来带来金融风险。2008 年金融危机后财政“4 万亿”投资引致的地方融资平台债务问题仍未很好解决的情况下，保障房建设融资就有可能成为不良贷款又一个来源（参见专栏六）

## 专栏五 部分地方以企业员工宿舍“充数”保障房

为完成今年保障房建设任务，包括河南、江苏等在内的部分地方政府将之前在建的教师宿舍、企业员工宿舍等统统纳入保障房房源，结果虽然 2011 年的保障房任务能够完成，但实际的保障房新增量并未明显增加。企业自建员工宿舍纳入公租房房源，一方面政府解决了建设资金的问题，另一方面企业也能够受惠于土地、税收等多种保障房建设方面的优惠政策，因此有被各地效仿之势这种情况在河南、江苏等省市都存在，程度有所不同。在河南省郑州市，目前地方政府已经审批核准了 47 公顷的公租房建设用地，负责承接的企业包括郑州市航空港区、富士康、格力电器等。在江苏省苏州市和无锡市，政府也与企业合作，开始在各个工业园区以及区县兴建民工公寓，纳入公租房房源。

地方政府建设部门官员表示，有两个原因导致上述做法：一是今年的保障房任务量大并且突然，此前各地财政并没有此项任务的资金、人力等安排；二是公租房和廉租房需要政府掏钱，并且难以回收成本，因此地方政府更希望由企业来投资建设，因此将保障房的责任转嫁给了企业

目前，包括郑州市航空港区、富士康、格力电器在内的很多企业，已经通过这种方式分担了保障房建设的任务，总规模达到 47 公顷。类似的还有江苏，采用与企业合作、在大的工业园区修建青年公寓的办法，一方面解决了政府的公租房房源问题，另一方面，本来就要修建员工宿舍的企业也搭上了保障房的“顺风车”，享受土地出让、税费优惠等各方面的好处。但上述保障房项目的土地性质，是

“工业用地”还是“住宅用地”目前尚无说法，这为未来的保障房产权问题埋下了隐患。尽管如此，截至目前，这种做法已经被北京、上海、陕西、福建等地方政府纷纷仿效。

资料来源：李慎，部分地方以企业员工宿舍“充数”保障房

http://business.caing.com/2011-05-11/100257983.html

**专栏六 保障房为地方投融资平台开闸**

2010 年 1000 万套保障房的建设任务刚刚下达时，很多地方政府还视之为“土地财政”的大敌，大多数商业银行和开发商也避之惟恐不及；但目前，各种新鲜的保障房融资平台和操作手法正应运而生。2011 年 3 月，审计署 18 个特派办和 37 家地方审计机关，开始了对 31 个省（区、市）和 5 个计划单列市政府性债务的全面审查。在前几年兴盛的城投债平台被各方聚焦并“围剿”之后，地方政府转而将保障房视为新的机会，重新包装并推出了保障房融资平台，无论是资金还是土地，地方政府都发明了新的解决办法，还计算出为期不远的“保障房红利”释放期。

所谓保障房融资平台，即地方政府通过土地划拨，或以现有廉租房和公租房等政府资产先行注入成立一个融资平台公司，并以政府信用为担保吸引银行资金。河南省漯河市、重庆市、湖北省黄石市都在探索实施这种保障房融资平台模式。经济适用房项目仅需要政府投入前期的土地整理成本，资金压力并不大。而租赁式保障房对银行毫无吸引力，此即政府发明保障房融资平台的主要动因。

资料来源：李慎　保障房变身地方红利

http://magazine.caing.com/2011-04-22/100251286_1.html

除了融资以外，大规模建设保障性住房还可能存在分配和管理问题。从目前的情况来看，很多一线甚至二线城市的保障房一般针对本地户籍人口，公务员和国企事业单位人员更容易受益。这里就可能存在保障性住房的分配公平问题（参见专栏七）。 一般情况下，外地务工人员只能慢慢排队，虽然如专栏四所示，目前的一个新情况是地方政府开始施压给企业盖员工宿舍并算成保障性住房，这可能有助于解决部分务工就业人员的住房问题，但仍然解决不了很多城市里那些自己租房、自我雇佣的外来打工者的居住问题。特别需要指出，在我国很多城市，很多自我雇佣人群流动人口居住在以城中村、城郊村为主体的租赁房中。这些房子里有相当部分都是违法的小产权住房。如果政府经过拆迁这些城中村或小产权房后再建设包括保障房在内的各类住房，或如石家庄那样直接没收再经改造后变为保障房，那些不被目前保障房建设所覆盖的流动人口居住情况就会很不乐观。换句话说，如此方法建立起来的保障性住房体系，可能有损、而不是有利于外来人口的居住。大规模保障性住房建立起来后，如何能够真正实现公平分配，特别是不歧视那些外来人口，是一个很难解决的问题。至少从过去我国保障性住房建设的情况看，并没有有效的体制和机制来实现这一点。

**专栏七 公租房房租与保障房融资可持续性**

按照陈昌华的分析，首先，3600 万套保障房中，假定 20%用来出售，80%即 2900 万套是用以出租，用于出售的保障房融资相对容易，但出租那部分难度较大。假定每套保障房平均面积为 60 平方米，每平米建筑成本为 2000 元，则 2900 万套保障房的总投资为 3.5 万亿元。再假定股权和贷款的融资比例为 3∶7，保障房贷款规模将为 2.4 万亿元。以年利率 6%计算，平均每年为保障房贷款所付出的利息支出将为 1450 亿元。若要以租金来抵销利息支出，这批住房的月租需定在 420 元。 目前全国最低月工资水平 870 元来算，一个双职工家庭的收入为 1740 元，420 元租金将占家庭收入的 24%。这是一个相当高的比例，并不易为整个社会接受，特别是在那些不太发达的中西部城市。当然，理论上大部分家庭的收入应高于最低工资水平，房租占收入的比例亦会更低。但无论如何，400 元以上的租金远高于现在廉租房几十块钱的租金水平，如何让各地居民接受将是一个挑战。而倘若租金远在 400 元之下，则抵不上贷款的利息支出，银行贷款的利息收入将不得不依赖于地方政府的支持，这又会演变为类似地方融资平台的“尴尬”。

除了偿还利息，如何筹措资本金和偿还贷款也是问题。在 2011 年财政预算中，用于住房的支出为 2500 多亿元。假设在未来几年财政在住房上的支出维持在 2500 亿元，其中 2000 亿元直接用于保障房建设；那在五年时间里需要 1 万亿元作为保障房的资本金。根据规定，土地收入扣除赔偿现居民和平整土地等支出，地方政府应把净收入的 10%用于保障性住房。根据 2010 年政府“资金预算”的数据，土地净收入约为土地收入的一半。在 2011 年预算中，政府的土地收入目标为 2 万亿元，如果假定能维持这一水平，未来五年的土地收入能达到 10 万亿元。扣除成本后，地方政府能得到约 5 万亿元的净收入，其中用于保障房的 10%约为 5000 亿元，可用来偿还部分债务。此外，地方政府另一个收入来源是出售商铺。以香港公共房屋建设经验，建公屋时可腾出住宅面积的 4%作为商铺租售弥补支出。以现在出租性保障房总建筑面积来计算，商铺面积应能达到 6900 万平方米左右。假设政府以均价 1.5 万元/平方米出售这些商铺的话，将可筹措约 1 万亿元的资金用来还贷。综上，土地收入和出售商铺可提供约 1.5 万亿元用来还贷，余下的 9000 亿元可以从企业或职工筹集，特别在棚户改造方面。无论如何，但总体来看，把保障房租金定在可以偿还贷款利息的水平，是确保这项整体融资计划不对中国整体金融风险造成负面影响的必要措施

资料来源 陈昌华，保障房如何融资财新《新世纪》 2011 年第 13 期
http://ucwap.caing.com/2011-04-02/100245078.html

## 四、保障性住房还是住房保障： 保障性住房的覆盖面选择

实际上， 上世纪 80 年代中国政府曾推行过以“公房”为主体的住房保障形式，但公房的建设、运营和维护成了沉重的财务包袱。由此才有了 1998 年结束福利分房、进行市场化改革的“房改”。当时，“住房市场化”成为改革大方向，有关“要建立什么样的住房制度”的判断中，也往往先提市场、后提保障。

但随着最近 10 年来房价较快增加，尤其是 2005 年后房价涨幅在政府不断调控政策压力之下仍然加快增长，就中国当前的发展水平而言，中国的房地产泡沫开始出现,房价收入比较快攀升。对于大部分新就业群体和农民工来说，在所工作的城市买房已经越来越成为一种奢想。

房价重压下，中央政府的直接反应是增加保障性住房，尤其是公租房供应。

政府从2008年明显加快了保障性住房建设的力度，并期望十二五期间进一步扩大覆盖面。目前，保障性住房体系的保障对象有日益扩大趋势，不仅要对没有购房支付能力的低收入家庭提供廉租房，还要对有一定支付能力的低收入家庭配售经济适用房，外加对中等收入家庭的自住需求提供限价房，以及对夹心层和过渡期住房需求提供公租房。[37] 但如此大规模建设保障性住房，并扩大保障性政府覆盖面，不仅需要评估政府财政能力，也需要评估政府在住房分配与保障性住房管理方面的可行性。

应该说，在当前房价超过大多数城市化过程中新增家庭支付能力的背景下，适当增加保障性住房的供应，可能确有一定必要。但如果不能通过采取有效增加商品房供给的措施，让泡沫化的市场房价逐渐降下来，并使社会中的大部分家庭通过房地产市场购买或租赁住房，那么不仅会增加因大规模建设性保障性住房而带来的金融和财政风险，而且政府不得不大规模提供保障性住房来实现广覆盖。更重要的是，即使能够建起来广覆盖的保障性住房，这套体系能够有效运作吗？还有没有比大规模建设保障性住房更有效的住房供给模式？

从目前情况来看，即使中央不断施加压力，相当部分地区实际上没有很强积极性去大规模建设保障性住房，尤其是没有积极性去为那些真正需要住房的外来农民工家庭、以及非本地户籍的大专毕业生提供保障性住房。道理很简单，在地方财政垄断、过少供给商、住用地、地方财政高度依赖商、住用地出让金搞城市基础设施、工业开发区的情况下，要求地方政府大规模提供保障性住房，不说是与虎谋皮，也至少是勉为其难。一旦开始大规模供地以进行保障性住房建设，地方政府不仅商、住用地出让金会显著下降，而且还需要直接增加建房和维护的财政支出。因此，不少地方政府，尤其是那些房价高、外来人口流入较多的地方政府，没有积极性就不足为奇。即使短期内地方迫于中央压力会做出一些动作，但如果要求地方长期这样做，除非中央愿意大规模增加转移支付，否则很容易出现的情况，就是“中央请客，地方买单”，最后难以实施。

[37]目前，《住房保障法》的起草已列入人大常委会立法规划和国务院立法计划，并已形成《基本住房保障法(征求意见稿)》。作为一部保障公民居住权利的法律，其根本出发点是明确政府在为公民提供住房保障方面所应承担的责任，并以法律的形式，对保障性住房的资金来源给予保证，其中内容包括规定城镇基本住房保障标准、范围和方式，保障性住房的规划、建设与管理，住房租赁补贴，土地、财政、税收与金融支持，基本住房保障的组织落实和农村住房保障制度，等等。这里实际上对“定位”的讨论，实质上涉及到“一个国家的住房制度到底是依靠市场，还是依靠政府解决，或者是两者都要”，也即“住房的供应渠道”问题。从目前的舆论，以及政府的实际行为来看，中国的“基本住房保障”范围会进一步扩大，应该在“立足现有的保障性住房的基础上，往上再扩一点，覆盖‘夹心层’如刚毕业的大学生可以给予“过渡性的住房保障；而且“提供基本住房保障的责任在政府”。资料来源,王玉光，基本住房保障立法“细节”论战， 财经国家周刊 2011年第5期

此外，保障房盖起来后，如何能够真正实现公平分配，特别是不歧视那些外来人口，也是一个很难解决的问题。至少从过去情况看，并没有有效的体制和机制来实现这一点。从世界各国经验看，早期公租房供给少的时候政府发挥主导作用；后期公租房管理运营负担加重，很多政府在逐渐退出；更多的是政府通过激励政策发挥杠杆作用，让私营机构建设、提供、管理公租房，政府仅负责监督及准入的管理。实际上，世界上广覆盖的保障性住房体系案例并不多，即使是被认为比较成功的香港，大规模公屋体系建设也因其对房地产市场健康发展的破坏，商品房价格过高，政府被地产商俘获而屡遭诟病。此外，各种保障性住房，尤其是廉租房、公租房后期管理和监督问题，在目前大规模建设保障性住房的中国，并没有得到有效解决。，从我国过去“经济适用住房”建设和分配的经验来看，面向社会的供给并不多，有相当部分属于定向分配，不合理且浪费国家资源，反而带来了更大的社会不公平。

更重要的问题，是建立一个覆盖面如此之高的保障性住房体系，是解决广大百姓、尤其是最需要住房的大批农民工和新就业人群住房问题的最好方法吗？从全世界的情况来看，一个健康的房地产行业发展模式，是保障性住房主要面对那些连市场水平租金也付不起的最低收入阶层。绝大多数家庭的住房，无论是购住，还是租住，都应该，而且也能够通过房地产市场来解决。如果市场房价已经高到迫使政府必须要为占人口相当高比例的中低收入阶层全面提供保障房时，那么政府应该反思：为什么目前的土地供应体制会导致住宅用地供给会这么少，导致房价如此高？

**4.1 住房价格高涨的体制性原因**

那么， 导致目前房价高涨的结构性和体制性原因到底是什么？简单而言，2002 年以来中国的房价一路上涨，主要是由于中国经济当前存在一些根本的体制性问题。这些问题在带来经济中的整体流动性极度膨胀的同时，又导致住宅用地被人为地过少供给。当过高的流动性，或者说过多货币去追逐经济中特定的、因人为操纵而缺乏供给弹性的商品事，该商品价格出现泡沫就不可避免。

为什么中国的经济中会有过高的流动性？这首先是因为 1994 年分税制改革让中央上收了财权， 地方政府在财政压力之下 开始逐渐以低地价、低劳动保护和低环境保护的方式进行大规模的工业招商引资，出现了所谓的“竞次性”区域竞争。由于制造业部门的关键生产要素，如土地、劳动力乃至环境价格被人为压低，导致制造业投资过高，制造业产能过剩。当过剩产能在国内市场无法得到充

分消化时，国际市场就成了目标。而 2002 年加入 WTO 恰恰为中国的过剩产能在国际市场上找到了出口。国际市场在本世纪初的洞开大门恰恰又给更多企业和地方政府提供了可以继续扩大产能的信号，于是各地招商引资强度继续增大，产能进一步累积。为了消化积累的过剩制造业生产能力，政府不得不人为地压低人民币汇率，而一旦人民币被人为低估，就会带来不断增加的制造业部门出口顺差。人民币汇率无法随生产力进步适时调整又自然会诱致那些认为人民币最后不得不被迫升值的投机者向中国投入大量热钱，结果是外汇储备迅速累积，央行被迫发放人民币对冲，于是经济中出现严重流动性过剩（陶然等 2009）。

住宅用地被过少供给的原因首先是因为在目前土地制度下，地方政府是中国城市土地市场的垄断供给者，垄断供给者必然过少供给住宅用地来获得最高垄断利润；其次，住宅用地被过少供给也与房地产行业是一个主要为本地消费者提供住房的服务行业有关。从经济学上讲，住宅业提供的是属于“非贸易品”的服务。由于服务提供商（房地产商）必须在本地提供住房来销售给本地人群。地方政府就可以利用其对本地商、住用地一级市场垄断的权力，构建一个住宅用地的“局域性卖方市场”，这也就是为什么我们看到各地地方政府总是通过设立“土地储备中心”来控制商、住用地的供地规模，并同时以“招、拍、挂”方式高价出让住宅用地的原因。

与住宅业供地过少相反，中国工业用地供给却过多。各地为工业招商引资不惜压低地价。在 2003 年前后的一波工业开发区热潮中，各地制定的招商引资政策中几乎毫无例外地设置了用地优惠政策，包括以低价协议出让工业用地，按投资额度返还部分出让金等。于是，经常出现的情况是，基础设施完备的工业用地仅以成本价、甚至是所谓的“零地价”出让给投资者 50 年。于是我们自然会观察到，与商住用地过少供给，形成“局域性卖方市场”不同，工业用地由于各地投资竞争而形成“全国性买方市场”，结果是过多供给，价格奇低， 工业园区过度扩张，用地浪费情况。如专栏八所示，一旦包括土地在内制造业生产要素价格扭曲带来制造业产能过剩，人民币汇率人为压低、经济中流动性过剩和地方政府垄断供应、商、住用地结合起来，房地产价格飙升和畸高不可避免。

因此，要解决目前房价畸高的问题， 增加保障性住房和抑制房地产投机虽然有一定必要行，但远远不够，甚至不应该是主要的调控措施。在房价这么高的情况下， 地方政府不仅没有积极性去大幅增加保障性住房（因为要求被保障的人会更多），而且也会带来以前经济适用房销售中的各种不公平，甚至破坏房地产

市场的健康运行。而抑制房地产投机，通过房贷政策等系列宏观调控措施即使短期能奏效，也最多只能治标，而难以治本。从根本上讲，需要消除导致房地产泡沫形成的条件， 就不仅必须要改变地方政府垄断、高价供应商、住用地的局面，也要彻底改变因工业招商引资竞争而带来的产能过剩、贸易顺差和流动性过剩。

要实现上述根本改变，必须要进行土地制度和配套财税制度改革。只有通过土地制度改革，允许农民直接与制造业用地者直接谈判用地补偿水平，才能遏制工业用地的零地价乃至亏本出让局面，才能遏制目前沿海欠发达地区和内地大量城市大建工业开发区的热潮，也才能够逐渐消除我国经济中的过剩流动性；只有通过土地制度改革，允许农村集体建设用地直接进入城市商、住用地一级市场，允许农村集体在城市规划、土地规划到位的情况下进行商品房（包括产权房和租住房）的开发，也才能够改变目前地方政府垄断、过少供应住宅用地的局面。

实际上，大多数国家城市化过程中工业用地只占新增用地 10-20%，城市新增的大部分土地被用于老百姓居住与城市公益事业建设。与此形成鲜明对比，虽然中国城市空间扩张速度很快，但大约一半以上土地被用于搞工业开发区。正是在地方政府低价、多供工业用地招商引资，高价、少供商、住用地的扭曲性土地财政下，城市房地产泡沫才越吹越大（参见专栏八）。

**专栏八 中国城市土地出让结构与房地产泡沫**

从中国近年来城市建设用地出让的增量来看，工业用地占比往往在 40-50％之间。比如，2003、05、07 年分别供应工矿仓储用地 9.94、9.05、13.56 万公顷，分别占建设用地供应增量总量的 51.4%、54.7%、57.7%，工业用地价格在这三年中增长缓慢，分别为每公顷 125，138， 156 万元，而同期商服用地价格分别为每公顷 355、634、871 万元，住宅用地每公顷 598、 680、1131 万元。

上述土地出让模式带来的负面结果相当突出： 一方面，廉价的制造业用地导致各类工业开发区用地不集约，浪费了宝贵的耕地资源；各城市经济的高速增长大多依靠土地的“平面扩张”，土地和空间利用效率较低，尤其是一些城市大建“花园式工厂”，各种形式的“圈地”现象严重。但另一方面，城市发展占用了大量土地资源，而这些土地资源的绝大部分却没有用到人民生活最需要的居住用地上；地方政府为最大化商、住用地出让金收入而必然会进行垄断、控制性供给。

分析一下以工业用地低价、过度供给为重要特征的经济增长模式与当前房地产泡沫的关系：正是由于 “区域竞次”中的过低生产要素（包括土地以及缺乏劳动保护及足额社会保险支付的劳工）价格以及环境管制松懈必然导致经济体中制造业投资过多，并形成过剩的、国内市场无法消化的制造业生产能力。同时， 现有的低补偿征地模式和低水平（执行）社会保险也使得失地农民和流动劳工这两个巨大群体的消费水平很难随着经济增长而同步提升，而这又进一步恶化了中国经济增长中的内需不足问题。为了消化积累的过剩制造业生产能力，政府不得不人为地压低人民币汇率，因为只有这样才可以把过剩的制造业生产能力输出到国际市场。而一旦人民币被人为低估，就会带来不断增加的制造业部门出口顺差。人民币汇率无法随生产力进步适时调整又自然会诱致那些认为人民币最后不得不被迫升值的投机者向中国投入大量热钱，结果是外汇储备迅速累积，中国的外汇储备从 1995 年只有 736 亿美金到 2000 年缓慢增加到 1656 亿美金，到 2011 年三月更一举突破三万亿。央行被迫发放超过 20 万亿的人民币对冲，结果是经济中出现严重流动性过剩（国家外汇管理局，2011）。过剩的流动性自然会

涌入到因地方政府垄断少供的商、住用地上，导致房地产价格的飙升和畸高，2004 年以来多次调控不力，即使 2011 年中央采取更严厉宏观调整政策后， 一线城市房地产价格上涨趋势得到遏制，但二三线城市住房却开始加速上涨。上述房价在过去 10 年以来的迅速增长乃至泡沫化，使得成为人口城市化主力的绝大部分农村流动人口根本无法支付商品房价格。而要求地方政府为广大流动人口提供保障性住房，并都不太现实。但绝大多数新城市化人口可支付、能维持基本尊严的住房，是农民工市民化、农民工家庭永久迁入城市的必要条件。而为广大流动人口建设其购买或租住得起的住房，并配合以较好基础设施和公共服务，也是未来中国人口城市化过程中必须面对的重大挑战。

参考文献： 陶然等，2009

## 4.2 可支付住房与住房可支付性

实际上，“可支付住房”（Affordable housing）这个概念，广义上可以指由各种主体提供的，用于解决中低收入人群基本居住问题的住房，它当然包括地方政府或非营利组织,以解决中低收入家庭负担不起租用和购买住房费用的问题为目标,通过行政手段干预住房市场而供给的廉价住房，但它并不必然意味着一定要由政府直接或间接来提供住房保障，也不意味着住房方面的福利社会；更广义的说，如果市场可以为大多数中低收入者提供他们可以租住或购买得起，而且基本体面的住房条件，实现“居者有其所”，那么，住房可支付性（Housing affordability）就得到了较好的解决。以商品房价很高的珠三角为例，该地区除了 40-50%外来流动人口（主要是农民工）的居住方式是依附性居住（在企业宿舍、或干脆在工作场所居住）。剩下的超过 40% 的流动人口都居住在以城中村、城郊村为主体的租赁房中，虽然由于这些地方大都是违章建设的小产权房，导致大部分地段基础设施和公共服务都不到位但对于外来人口而言，这些城中村、城郊村由本地农民盖的房子比较有效地解决了他们的住房问题，而且帮助他们实现了家庭的团聚。有研究表明，自行租房的农民工，在几项会增强人口城市化趋势的人口特征与社会特征因素上，均好于依附性居住的农民工：家庭成员团聚程度，学历程度，收入程度，社会网络结构（蔡禾、刘林平、万向东，2009），

**表一 珠三角农民工居住方式-2006 年**

| 住所来源 | 比例 |
|---|---|
| 员工宿舍 | 45.14% |
| 工作场所 | 5.34% |
| 租赁 | 41.82% |
| 借助 | 4.14% |
| 自有房 | 1.23% |
| 其他 | 2.33% |

**资料来源**：蔡禾、刘林平、万向东（2009）

实际上，珠江三角洲广州、深圳、佛山和东莞等地的经验表明，城郊的农民和村集体过去和现在都有很强积极性来去供大量租金低廉的住房出租给外来人口。这一方面是农民主动分享城市化收益的表现，另一方面也表明，外来流动人口的居住问题可以通过土地制度的创新来完成，而并不必然要过多增加政府的财政压力。以深圳为例。该市有超过 700 万的流动人口，其中一半以上居住在城中村。 2005 年，全市城中村常住户籍人口为 32.7 万，暂住人口共 469.4 万人，是常住户籍人口的 14 倍多。据《深圳市住房建设规划 2006—2010》，在全市近 2.5 亿平方米的住房中，原村民和村集体建房约 1.2 亿平方米；而其中集中于城中村的“私房建设集中区”，总占地约 95 平方公里（其中特区内约 8 平方公里），总建筑面积约 1 亿平方米（其中特区内约 0.2 亿平方米）。正是由于大量外来人口的居住，城中村的原有居民依靠房租收入获得了大量收入。

从全国来看，农村外出务工人员已经接近两亿。在目前体制下，城市住房保障对象又主要限于城市户籍人口，而这些外来民工往往收入较低，加上还需要给迁出地老家寄钱，因此对迁入地住房房价、租金的承受能力也相当低，所以除了部分住在工棚、或用工企业员工宿舍外、其余大豆在相对便宜的“城中村”和“城郊村”租房暂住。在居住上形成 “大分散、小集中”的格局。据估计，全国上亿进城民工中，半数住在 5 万个城中村。实际上，我国的城市化背景和目前土地管理体制，必然导致流动人口大量聚居“城中村”和“城郊村”。很多“城中村”就是因城市在扩展过程中地方政府为减少征地成本有意避开农民宅基地、而只征收耕地所导致的。而在我国户籍制度改革滞后、城市政府提供的保障性住房主要瞄准本地户籍人口的情况下，相当部分外来民工也只能选择城中村和城郊村居住。而那些拥有城中村和城郊村房屋的本地农民，也因此可以获得相当可观的房租收入。从这个意义上看，这些城中村与城郊村在我国城市化过程中发挥了非常积极的作用，不仅在政府住房保障职能缺位的情况下为外来人口提供了其可支付得起的住房，也为城市化扩张过程中的失地农民解决了失地后的收入来源问题，部分弥补了政府低价征地而对其生活造成的困难。一些政策制定者和学者把这些地方看成是中国的贫民窟，甚至有人希望除之而后快，其实是没有看到”城中村”对流动人口与失地农民这两个弱势群体的重要价值。

也正是因为城中村给城市扩张过程中那些失（耕）地农民提供了不菲收入收入，所以当城市改造、拆迁涉及到这些聚集了大量外来人口和本地农民的“城中村”和“城郊村”的情况下，拆迁就会变得特别困难。在拆迁补偿不能反映他们

出租房屋的机会成本的情况下。原有“城中村”和“城郊村”宅基地所有者自然会反对拆迁。但随着最近几年以来我国的城市地价、房价高涨，很多城市政府、包括房地产开发商发现拆迁“城中村”开始变得有利可图。不少地方于是以“改造城中村”、“提升城市形象”为名开始了“运动”式拆迁。目前很多城市进行的所谓“改造”， 无非是对这些地段进行房屋拆迁后再将土地转为国有，然后出让土地牟利。这些措施不仅会因损害被拆迁农户利益而造成政府和被拆迁农民之间的直接对抗和社会冲突，而且也使很多居住在城中村或城郊村的外来流动人口居无定所。从保护失地农民和流动人口这两个中国社会中已经非常弱势之群体的利益角度看，很难相信如此性质的拆迁是一种可持续的城市改造模式。其中暴力拆迁、群体性事件、乃至恶性事件发生频率大大提高。此外，虽然改造后的城中村基础设施和城市面貌大大改善，但大都变成了中高档商品房小区和商业开发区，基本丧失了对流动人口的容纳功能；即使有配建的廉租房，但由于其成本和管理方面的问题，还无法向普通农民工开放，无法真正与户籍等公共服务均等化改革对接。这里值得深思的问题， 是城中村拆了， 那些原来靠房租收入维系的失地农民怎么办 ？ 那些居住在城中村的大量流动人口又往何处去？

客观地说，由于城中村和城郊村地方往往缺乏规划和市政基础设施、公共服务配套，居住环境较差，公共卫生水平较低，“脏、乱、差”现象突出，各种违章建筑泛滥，消防隐患堪忧，同时也有碍观瞻，与现代城市发展不够协调。因此，如何构建完善的制度框架，并采取合理措施来改造城中村，做到既提升这些地段的基础设施、公共服务和城市面貌，又照顾到所有利益相关者（失地农民和外来流动人口）的利益，是一个需要解决的重大问题。

总之，在中国城市化过程中，房价过高的一个根本制度原因是城市政府作为本地供地单一主体垄断供地，过少供地。因此，解决相当部分中低收入群体住房问题的一个选择，是在政府建设少量保障性住房或提供租金补贴给少数最低收入人群使得“居有定所”的同时，逐步放开以宅基地为主体的城郊村、城中村之集体建设用地入市，让本地的农民给外来的农民工和其他城市中低收入群体盖房子。只要不损害公共利益，符合土地利用总体规划和城镇总体规划，就应当赋予城郊村、城中村集体建设用地与国有建设用地平等的权利。鉴于此，政府当前要做的是允许城市内部和周围“城中村”、“城郊村”的农民，以及农村集体参与城市出租房乃至商品房开发。

## 五、保障性住房融资机制改革与土地、财税制度配套改革

根据前面的讨论，我们认为，有必要进行适当调整目前中国正在进行的、以政府为主导、通过上级向下级压指标而展开大规模保障性住房建设政策。显然，这并不意味着中国不需要进一步总结国内各城市乃至世界各国建设保障性住房的经验和教训，并以此为基础建立一个覆盖适度、经济可行、分配公平和管理有效的住房保障体制。

但在未来的改革中，政策制定部门必须认识到，住房保障体制与以政府为主导的保障性住房建设两个概念不能等同，政府建设的可支付住房（affordable housing）与住房可支付性（Housing affordability）问题也不能等同。考虑到未来中国将有大批农村人口向城市进行永久性迁移，在这个过程中需要为这些流动人口及其家庭提供足够的、基本体面的可支付住房。但目前由政府主导融资、建设、分配与管理的住房保障体制，难以完全实现上述目标。未来的政策调整必须通过土地和住房制度改革，尤其是放开集体建设用地入市，充分利用市场机制来解决大部分农村迁移人口与城市中低收入人群的居住问题，而政府主导建设的保障性住房应该只针对社会中最低收入、支付市场化房租都存在困难的城市弱势群体。即使对于这类缩小范围后的保障性住房建设，也需要借鉴与汲取国际与国内建设、管理保障性住房的经验和教训。包括欧美日等发达国家、香港、新加坡等高度城市化地区在政府建设、管理保障性住房方面的经验。考察各国、各地区保障性住房融资体系、供地模式、管理方式的差别（参见专栏九）。

总体来看，在当前商品房房价过高的情况下，为解决商品房价格过高问题，以及未来户籍改革后外来流动人口入户后的居住问题，住房与土地制度的创新就非常重要。首先，政府可以通过一定的金融手段创新，直接提供部分公租房；其次， 应该也需要允许城郊的农村集体建设用地入市，不仅可以降低城市的地价和房价， 有助于解决包括外来流动人口中较高收入群体人口在内的所有人口购买产权房的问题。第三，在“城中村”、“城郊村”的改造中，完全可以借鉴台湾的“区段征收”和“市地重划”经验，并创造性地通过规划限制来将这些地段改造成具有良好生活环境的出租房集中区，就可以在政府不用投入资源建设廉租房的情况下，通过市场机制创造性地解决外来流动人口住房问题。这样不仅解决了城中村和城郊村的基础设施改造问题， 也兼顾了失地农民的利益，并最终大大降低户籍制度改革的成本。

## 专栏九 保障性住房的国际经验

抑制房地产投机的同时，许多国家和地区采取多种措施完善住房保障制度，目的均在于解决购房困难群体，尤其是中低收入家庭的住房问题。如美国采取实物与货币补贴相结合的模式，德国以住房补贴为主，新加坡则以政府建房为主。概括起来，各个国家保障性住房模式差别主要体现在融资机制上。目前，国际上较为成熟的融资机制主要有四种：

政府财政拨款。财政拨款包括中央和地方两级财政拨款。即在财政预算中，确定一定比例份额用于建设保障性住房和租金补贴。虽然融资模式出现多样化趋势，但财政拨款已成为保障性住房的常态固定资金来源，也成为政府调控保障性住房建设规模的重要手段。例如新加坡政府就为其建设发展局（专门负责组屋，即保障性住房的建设和租售的部门）提供超过 20 年的长期贷款；而且政府每年都从财政预算中给建设发展局安排一笔补贴。英国政府扶持非赢利组织兴建的可支付住房和对低收入者的租金补贴，一直保持在政府财政支出的 5%左右。

地方政府发行债券。 地方政府在提供地方公共产品，尤其是准公共产品时一般主要依靠税收、准公共产品的规费收入。若这些资金不能满足需要，地方政府就必须通过其他渠道筹集资金，发行债券即是其中比较有效的一种。在美国、日本、法国、德国、英国等大多数西方国家，都有着十分完善的支持住宅建设的地方债券市场，例如，美国的住宅债券。地方政府发行这种债券是为了筹集资金建造低租住房，其还本付息不仅有地方政府房产部门收取的租金做保证，而且还有联邦政府房产部门作后盾，所以资信等级较高。日本的地方债的一个主要用途就是用于地方道路建设和地区开发、公营住宅建设、购置公共用地及其他公用事业。

房地产信托基金（REITs）。房地产信托基金是一种以发行收益凭证的方式汇集特定多数投资者的资金，由专门投资机构进行房地产投资经营管理，并将投资综合收益按比例分配给投资者的一种信托基金。例如，目前美国大约有 300 个 REITs 在运作之中，管理的资产总值超过 3000 亿美元，而且其中有近三分之二在全国性的证券交易所上市交易。2005 年香港领汇 REITs 在港交所上市发行，为香港特区政府回笼资金 200 亿港元，有效缓解了房委会公屋建设资金不足的难题。

政府担保专项基金。 政府部分出资，以政府信用作担保，建立专项基金。主要用于提供住房建设融资担保、为购买中小型住宅提供资金支持。例如，荷兰政府于 1984 年建立社会住房担保基金，主要是向住房协会提供住房建设融资担保，以便提高住房协会信用，降低融资成本。基金由中央政府和住房协会共同出资组成，按股份公司方式运作，但政府对其公司章程有最终决策权，当担保基金无力偿还担保债务时，由政府承担基金履行债务责任。韩国政府从 1981 年 7 月开始通过国民住宅债券（国债）、住宅预约储蓄、政府财政、国债管理基金预收金、住宅彩票、国外贷款、利息等，设置国民住宅基金，为建设和购买中小型住宅提供支援。

资料来源：保障性住房的模式选择与政策支持，中国金融 40 人论坛专题研究报告，2010 年 9 月

总体来看，要解决当前商品房价格过高问题，以及未来户籍改革后外来流动人口入户后的居住问题，进行有效的住房与土地制度改革与创新非常重要。首先，政府可以通过一定的金融手段创新，直接提供部分公租房；其次， 应该也需要允许城郊的农村集体建设用地入市，不仅可以降低城市的地价和房价， 有助于解决包括外来流动人口中较高收入群体人口在内的所有人口购买产权房的问题。第三，在“城中村”、“城郊村”的改造中，完全可以借鉴台湾的“区段征收”和“市地重划”经验，并创造性地通过规划限制来将这些地段改造成具有良好生活环境的出租房集中区，就可以在政府不用投入资源建设廉租房的情况下，通过市

场机制创造性地解决外来流动人口住房问题。这样不仅解决了城中村和城郊村的基础设施改造问题， 也兼顾了失地农民利益，并最终降低户籍改革的成本。

**5.1 保障性住房财政融资： 土地出让金 抑或土地增值税、物业税？**

就保障性住房财政融资来看，目前政府的政策是除了要求中央地方从预算内财政拨付一定资金外，还要安排土地出让金的 10%来进行融资。但通过土地出让金为保障性住房进行财政融资实际上面临至少以下两个问题。

首先，是土地出让金的 10%到底是按照土地出让金总收入还是纯收益来计算？考虑到我国土地出让中有一半左右的出让是不盈利、甚至亏损的工业用地，那么按照总收入 10%的比例划拨建设保障性住房，就很可能给地方政府预算外财政带来巨大压力，更不用说建设保障性住房本身还会通过压低地方政府市场化招、拍、挂商住用地出让金带给地方预算外财政收入来负面影响。而如果按照纯收益来来计算，则地方政府很容易通过增加征地等成本来降低纯收益，从而使得 10%的纯收益数额太低而无法为保障性住房提供足够的资金。

第二，正如报告前面部分所谈到的，中国目前的土地征用-出让体制以及地方政府目前所依赖的“土地财政”模式，本身就具有经济、社会的不可持续性，起本身就是需要通过土地-财税体制配套改革来进行调整的对象。而继续以土地出让金为保障性住房建设进行财政融资，就可能强化、而不是弱化这种不合理的土地征用-出让体制，结果是地方政府继续通过征地，拆迁，甚至进一步强化土地财政，而把负担转嫁到被征地拆迁农民的身上。

另外一种保障性住房财政融资的思路，是结合征地拆迁体制改革，并引入土地增值税与物业税为保障性政府进行财政融资。这就要求（1）政府调整土地征用制度，以符合公共利益为征地的唯一合法依据，明确定义公共利益边界和征地范围。(2) 在土地农转用或集体建设用地征用拆迁过程中引入用地者和土地所有者的谈判和协商机制，建立以市场价值补偿为改革目标的征地补偿机制。但土地出让征地制度改革并不意味着地方政府无法获得土地由农地转非过程中的增值收益。从理论上讲，城市化过程中土地用途转换所发生增值主要来自于具有“外部性”的城市基础设施和产业发展，而非土地原使用者（即占有土地的农民）对土地的投资。因此，征收一定比例的土地增值税不仅有经济效率的合理性，也可实现由不规范预算外土地出让金向预算内土地增值税转化，从而减少当前地方政府在土地出让中的寻租行为和预算外财政缺乏透明度的情况，改善地方财政管理。

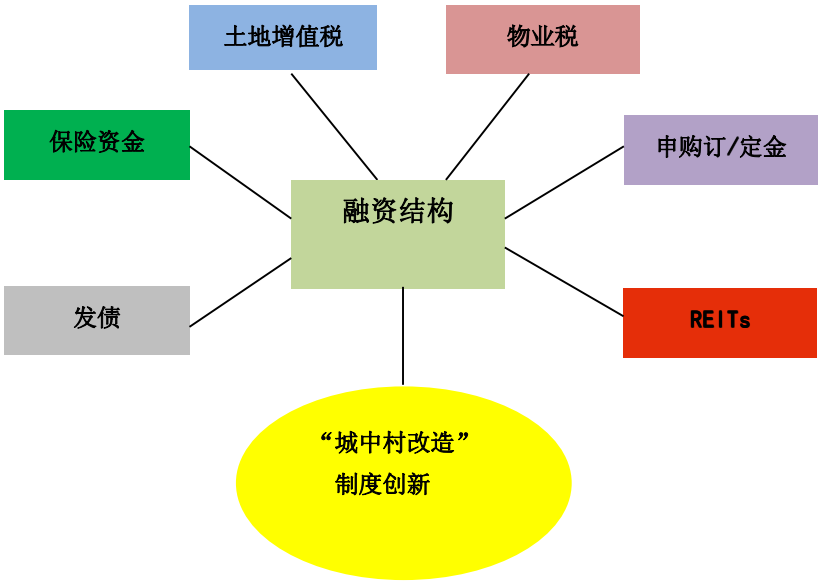
在通过土地市场化改革提高土地使用成本以减少工业用地低价出让行为的同时，改变地方政府为提高出让金而偏少供给商、住用地局面， 还须加速财税体制改革。主要措施是要逐渐引入对商、住用房产征收的财产税（或物业税），以此激励地方政府增加商、住类房地产用地的供给。实际上，上述征地制度改革后，土地增值税和物业税收入可以弥补政府在土地出让金上的损失，并能有效抑制地方政府通过大规模征地和低地价策略招商引资的冲动，从而切实做到保护农民利益，提高土地利用效率，降低耕地保护的压力，最终有助于实现城乡统筹发展。

总之，通过征地制度改革配合相应的财税体制改革，地方政府可以获得来自农地增值收益的增值税、以及对城市存量房地产征收的物业税，这两项收入中的一部分，就可以成为居住补贴性安排预算来源。其中，物业税征收对象应当是针对某个建设年限起的存量商品房（合理设定一套商品房的免税点，并且针对二套房提高免税点与税率）以及未来的增量商品房。

**5.2 公租房融资的金融体制创新。**

除了政府财政之外，公租房融资的金融体制创新也非常必要。可以考虑更多可行的住房金融制度创新来构建一个住房融资体制。如图 5 所示。

**图 5 保障性住房融资渠道结构**




首先，政府可以考虑发行“公租房债” + 保险资金直接参与建设投资。截止到 2009 年末，保险资产总额为 40498.60 亿元。但在资产管理方式上， 仍然存在无法充分利用的问题。比如，到 2009 年底，险资中银行存款为 10658.02 亿元，比去年年底增加 138.34 亿元，投资为 26428.02 亿元，比上年末减少 469.4 亿元。

显然，保险资产既有的管理模式并不利于资产增值。原因是多方面的， 包括管理部门限制投资渠道、股票市场波动率太大，不适宜高比例配置资产、债券市场产品供应量严重不足、债券收益率波动较大等原因。这就使得保险资金投资组合里，固定收益产品一般要占 80%。当债券市场不能有效吸纳总额不断增长的保险资产的时候，保险资产只能不断增加银行存款。

在未来公租房体系建设中，可以考虑将保险资产与公租房体系融资相结合。首先，可以直接发公租房债券。特别是在严格控制公租房的建设成本和确保租金符合租户负担能力的条件下，尽量降低“建设成本-租金比”。这样就可以确保公租房债券的市场投资价值，并得到以保险资产、债券型基金为主的机构投资者的欢迎。实际上，之所以目前管理部门一直还没有开展保险资产投资不动产的试点工作，是因为我国住宅与商业地产的泡沫化趋势剧烈。考虑保险资产投资组合中的大比例必须配置固定收益产品这一特点，完全可以把公租房理解成是一种固定收益率产品——只要能控制好公租房的“成本-租金比”，就可以吸引保险资产对公租房屋建设进行直接投资。

其次，可以考虑通过廉租房、公租房建设地段适当的商业地产配比来进行融资。对于廉租房和公租房的物业管理，如果政府创立专门单位来主导物业管理，肯定要亏损。因为收费高到足够维持商业化物业管理的运准和服务水平，租户必然觉得费率太高；而低了，政府要亏损。要解决这个问题，可以考虑在建设此类补贴性住房的时候，配比一定的商业设施面积和生活服务功能物业面积，比如各种商店、商铺、幼儿园、私立小学等等，用于长期出租、迅速出售的组合。这个投资，要由政府主导来完成，建成后的所有权和出租、出售收益也归政府。而这些收益，可以用于补贴物业管理，实现盈收平衡。这样做，也对租户、未来业主及其家庭成员的生活和就业有帮助。这样的设计，实际上是设立一种 REITs,把所有廉租房、公租房的配套商业物业打包，以未来出租收益为基础，成功实现该类 REITs 的发售。由于商业物业收益率高，因此自然更受欢迎。政府可以选择组合，混搭商业物业和廉租房物业，设定比例，从而提高廉租房 REITs 的收益率，以便有利于专门针对廉租房建设的 REITs 的发售。规划、设计水平越高，则单位面积的未来收益率越高，越有利于各种 REITs 的发售。这对于追求长期稳定收益率的各种机构投资者，尤其可以激发他们在规划、设计专业工作上的高质量资源组织工作。

### 5.3 创新“城中村改造”模式，有效增加土地和住房供给

我们认为，除了针对社会中最低收入、支付市场化房租都存在困难的城市弱

势群体，政府考虑直接建设保障性住房或提供租金补贴外，中国未来城市化过程中绝大部分城市新增劳动力和家庭的住房问题，都可以、也应该通过土地制度改革，特别是适度放开集体建设用地入市，并配套财政税收体制来解决。需要建立市场与政府在满足城市化过程中新增人口住房上的优化平衡。包括以土地市场化改革来增加城市住房供给，降低房价，缩小保障性住房覆盖面；同时以配套财税体制改革为保障性住房融资。

我们认为，关于住房价格以及为城市流动人口提供可支付住房的问题，完全可以从“城中村”、“城郊村”改造模式创新开始，不仅提高效率，也有助于社会公平的实现。进一步分析各类所谓“小产权房”和违章建筑大量出现而且屡禁不止的制度背景。应该说，“小产权房”，违章建筑问题的出现和不断扩大化，一方面确有少数人为牟利而不遵守法律的问题，但另一方面，它也是我国既定城市土地使用制度下地方政府垄断供应城市商、住用地、并进而造成房地产价格飙升的结果，是以城中村、城郊村农民为主体的人群在城市化过程中争取财产权利，特别是土地发展权的行动。当然， 包括“小产权房”在内的违法建筑问题的产生和大量出现， 也会带来一些负面效果。包括地方政府无法从土地和住房交易中获得税收，部分小产权房周边基础设施、公共服务与不配套、环境条件较差、以及购房者房屋产权无法得到法律保障等。 但解决这个问题的办法，是通过有效制度改革，使得城市发展过程中既能够保护相关权利人的财产权利和发展权利，同时兼顾城市政府的税收利益和城市规划、土地利用规划的要求。

一种可能的改进， 是借鉴美国、日本、台湾等国家和地区进行的土地“增值溢价捕获”(Land Value Capture)、“区段征收”[38]、“市地重划”[39]等成功经验，结合各地市情，以确权为前提推进土地制度创新，为各地城中村改造乃至都市更新提供有力的政策工具。改革的目标，应该是在有效改造基础设施，提升公共服务的基础上，继续发挥“城中村”地段为流动人口提供经济适用住房的保障性作用，最终建立政府、原土地权利人，外来人口、乃至地产开发和工业用地者多方的利益均衡。我国台湾省的“区段征收”、“市地重划”经验表明，这些措施可以绕过政府土地开发过程中“公共利益”的纠缠不清和“公正补偿”的要价难题，

[38]“区段征收”是指政府征收一定区域内的土地并重新规划整理后，除政府留下一部分土地用作基础设施建设，一部分公开拍卖以偿还开发费用，其余建设用地（往往大幅提高了容积率）大部返还原土地权利人。
[39]市地重划”是根据城市发展趋势，而将城市规划区域内、或城乡接合部及边缘地区，杂乱不规则的地块和畸零细碎、不合经济使用的地块，在一定范围内，依据法令加以重新整理，交换分合，并配合公共设施，改善道路、公园、广场、河川等，使各幅土地成为大小适宜，形式方正，具备一定规格的地块，然后分配予原土地权利人，由此促使城市土地为更经济合理的利用，进而形成井然有序的都市。

捕获的土地增值收益可以直接用于公共服务的均等化改革，并通过市场机制来有效解决流动人口居住问题；土地权利人亦可获得原地补偿，享有公共设施完善、土地增值等多重开发利益，减小其对开发抵触降低改革成本，公私各蒙其利。

实际上，通过土地制度和财税体制配套改革，允许农民和农村集体作为土地所有者参与出租房和商品房开发，并开征土地增值税和房产税，那么不仅对平抑虚高的城市房价有效，而且实施后不仅不会打压经济，反而可以因集体建设用地上的增量房地产开发而促进经济增长。它不仅可以为地方政府从目前扭曲的“土地财政”中摆脱出来创造条件，还可以让城中村和城郊农民的土地发展权和财产权得到有效实现，从根本上改变目前大规模征地、拆迁带来的社会矛盾。实际上，目前，北京市在城中村改造中已申请进行集体建设用地改革试点，在在集体土地上由村集体与农民为主体投资建设市场导向的租赁房（参加专栏十）。

特别需要指出，土地问题牵一发动全身，如果缺乏经济社会发展的宏观视角和统筹设计，现有的简单以农村土地换社保/城镇户籍的政策，反而有可能扭曲甚至侵害农民利益。这里的着眼点是将城中村乃至近郊土地升值的潜力充分释放出来，在目前完全“涨价归公”与“涨价归私”两个极端之间重新分配，以“公私合作”的形式和市场化的手段，解决户籍改革与公共服务均等化之中最困难的瓶颈——廉价租赁住房的提供。实际上，在规划、基础设施和政府税收到位的情况下，允许作为外来流动人口输入地的发达地区城市城中村、城郊村的农民给外来流动人口盖房子，不仅是土地制度改革的突破，也将推动户籍制度改革。一旦流动人口住房问题通过这种方式得到解决，再在改造后的城中村地段配套建设一些为外来人口子女服务的公立学校，户籍改革就实现了有效突破。

**专栏十 北京试点集体建设用地建租赁房**

2010 年 11 月 18 日，北京市副市长陈刚公开宣称：“北京在集体土地上建设租赁房的试点方案已经市政府批准，国土部也已初步同意北京的申请，目前正在等待国土部批准。”陈刚表示，已经有包括唐家岭在内的五个农村集体经济组织提出申请，要建设 1 万多套租赁住房。此次试点，比之前舆论高度关注的集体土地建公租房试点又迈进一步。北京市国土资源局副局长谢俊奇 2011 年 1 月 6 日曾表示，公租房主要是政府投资建设，而租赁房的投资建设，可以由村集体来主导。中国土地学会副理事长黄小虎认为，这样做突破了现有法律限制，其实是对符合规划的“小产权房”开了口子。这不仅能解决政府建保障性住房的资金和土地难题，还能提高农民收入。

在中国现有土地法律法规框架下，农村土地只有在征用为国有土地改变性质后才能进入土地市场“招拍挂”。随着城市化推进，大量集体土地被纳入城市规划圈，但只要性质不变就不允许上市交易。《中华人民共和国土地管理法》第六十三条规定，农民集体所有的土地的使用权不得出让、转让或者出租用于非农业建设。在集体土地上建成的房屋，因没有国家颁发的房屋产权证，被称为“小产权房”。“小产权房”的租售行为历来受到中央政府明令禁止，甚至挂牌督办。无奈法难责众，各地屡禁不止。

但 2010 年 12 月，昌平区北七家镇海鹞落村改造经过特批，成为政府许可下北京市首个在集体土地上建设的租赁房。该试点项目按照城市规划建设。具体包括两个地块，用地面积约 330 亩，总建筑

面积约 48.98 万平米，提供住房约 7800 套。开工的一期项目，约建 1700 套住房，主要为四五十平方米的一居室和约 70 平方米两居室。一期 2011 年 10 月前入住；二期工程也计划在 3 至 5 年内完成。租赁房将配建学校、幼儿园、公共食堂等，并将配备面积超过 10 万平方米的商业项目。周边还将建设平海路、规划九路等 4 条市政道路，引进多条公交线路，配备通往地铁的摆渡车。海鹊落村所属的北七家镇，是规划中京北中轴线上城乡接合部的重点地区，聚集了大量外地流动人口，其辖区内村民近 70%的收入来自于自建房屋出租收益。2009 年，因人口密集、秩序混乱，海鹊落村纳入北京市旧村改造，拆迁随之到来。北京市政府提出规划，要在本地区加快建设北部研发服务和高新技术产业聚集区。随着城乡接合部改造启动，原有自发的住房供应体系也被打破，外来人口的住房问题更加突出，此外，落户后的中关村科技园企业，也有解决职工住房需求。而海鹊落村而言，拆迁后，村民集中上楼，村里将腾退出一千多亩产业用地，村民原来赖以生存的房租收入也将消失。因此，2010 年 3 月 16 日，海鹊落村召开村民代表大会，决定利用自有资金在村属西北集体建设用地上建公租房，只用于出租，不对外出售。并明确该地块为村集体所有，不参与任何性质征地、开发。这个方案得到政府部门支持。

参考：张艳玲 兰方 在集体土地上建起的租赁房 2010 年 11 月 19 日 12:28 http://policy.caing.com/2010-11-19/100200023.html

基于中国城市土地公有的基础，可以考虑在现有“征收-出让”模式外进权改革创新，并在此基础上配套进行财税体制改革（土地增值税或/和物业税），可以为长远的住房保障、公共服务等社会建设提供一个突破口。其基本的经济原理却可以通过以下一个简化的例子来说明：假设某个地块的城中村有 100 亩土地，其中有 200 户原住村民，每户有一处宅基地。政府在城中村改造过程中，可以直接与村集体以及村民进行谈判，再明确开发增值前景与利益分配方式之后，要求对方以缴纳部分土地（如 45 亩）方式支持整个“自主重划”项目。在政府拿走的 45 亩土地中，可用 30 亩土地用作城中村的基础设施建设，剩下 15 亩公开拍卖以偿还基础设施开发费用。而原有土地权利人虽然放弃了 45 亩土地，但其剩余 55 亩土地可获得确权承认（如转为国有大产权），开发价值也高于未改造前的全部土地价值。比如该城中村中村民可在 55 亩土地上连片重新规划、建设容积率更高的出租屋，然后在 200 户农民之间分配，每户就可能获得 10 余套甚至几十套出租屋，农民获得了可以形成未来稳定收入的资产。从以上简例可推演出一个系统性的土地-户籍-财税体联动改革方案，操作步骤如下：

首先，在法律制度与政策处理上，可以将城中村的土地以“报征”的形式转为国有。不同于一般的征收，农民既不需要担心这部分土地（除了“抵费地”那部分之外）政府会另行批租给别人，政府也无需向村民支付征地费用。

其次，在开发方式与融资模式上，对村民保有的那部分土地，发放国有土地使用权证，然后村民就可以组织起来获得银行土地抵押贷款，或引入社会资本，以房地产投资信托或私募基金的形式进行合作开发，建设住宅与商业地产。这样一方面解决了目前村集体建设用地开发难以获得银行贷款支持的局面，并将先前

投机于需求面的资本引导进入增加供给；另一方面，基于信托等形式的不动产证券化，还可以缓解城中村超过政府承认层数之外那部分“违章建筑”的认定和补偿难题，在合法面积予以实物补偿之外，其他“抢搭抢建”的部分让权利主体之前在股份上自行讨价还价。　　第三，在其中一些城中村地段，政府完全可以通过确权转性方面的技术性处理，约束改造后的房屋一定时间内不能作为商品房售卖，而只能作为面向不同层次群体的出租房。这样就可以在政府保留一定控制的基础上，通过市场机制、而不是政府提供的方式，有效地解决城市低收入人口和外来流动人口的居住问题。一旦这种改造模式可以在政府认可的一些城中村推广，城市出租房的供给就会增加，房租租金也完全可以下降到政府直接供应廉租房的房租水平。地方政府也就未必需要再大规模地进行廉租房或者公租房建设了。

第四，　对改造后城中村，特别是以出租房为主容纳外来人口居住的城中村地段，政府可以考虑建立公立学校接受外来人口子女入学。在通过上述机制解决外来人口住房问题和子女教育问题后，户籍制度改革就完成了实质性突破。涉及宅基地过分畸零狭小必须连片建设的，可以通过交换分合作大尺度的重建，并藉此机会方便地完成确权，并通过释放容积率实施立体分区或立体重划。

最后，以上通盘考虑的制度改革创新，其价值更在于为长远地方财税制度、公共服务乃至十二五规划强调的“社会建设”提供突破口。在城中村改造过程中，政府可以抽取一些与土地开发，房地产建设相关的税费，如房地产业营业税；而如果最终允许农民在留用土地上所开发住宅转为“大产权”，地方政府在短期可以通过征收出租屋管理费、土地增值税，或物业税；此时的城中村村民，由于拥有多套合法房产并收取租金，财产价值升值后在缴税方面也会相对配合。

这里还需要特别强调引入集体建设用地入市并开征相关土地税收对中国实现地方税制渐进转型的重要性。在当前阶段，要解决房地产市场泡沫化的问题，推进房地产税的改革，对存量房地产征收房产税、或物业税确有必要。它不仅对抑制短期房价过快增长有一定作用，而且有助于从中长期扭转地方政府依赖以土地出让金，尤其是商住用地出让金来搞基础设施和城市建设的不利局面。但地方政府在逐步建立了稳定的、以存量房产价值为税基的物业税后，应该、也必须逐渐从目前的土地出让模式中淡出，而不是在开征房产税的同时，继续进行商住用地的招拍挂出让并收取高额出让金。否则，房产税改革的意义就会大打折扣。[40]

[40]实际上，我国的宏观税负总体水平已经不低，增加新税种的同时有必要相应地减少其他税负，特别是土地征用-出让过程中对原土地权利人实征的税负，才能确保总体税负水平不过高、才能防止政府与民争利。这

正因为如此，“十二五”期间，在改革土地征用-出让体制的同时，逐步引入对存量房地产征收的财产税，以及对农村建设用地入市后征收的土地增值税，就可以实现地方政府从扭曲性的“土地预算外财政”向以财产税和土地增值税为主体的“土地预算内财政”的过渡。无论是户籍制度改革，还是今后内容更丰富的公共服务体系建设，需要的都是这种长期而稳定的地方财政融资模式。这也是本文提出的以土地-财税体制改革带动户籍改革，为中国塑造一个更公平，更有效率、而且可持续城市化模式的要旨所在。

## 参考文献


Su Fubing and Tao Ran Visible Hand or Crippled Hand: Stimulation and Stabilization in China’s Real Estate Markets, 2008-2010 working paper

蔡禾、刘林平、万向东 2009 《城市化进程中的农民工：来自珠江三角洲的研究》社会科学文献出版社

陈锡文：中国城镇化率严重高估 http://policy.caing.com/2010-08-07/100167691.html

华生、罗小朋 等， 2011， ：改革开放三十年：回顾、反思与前景，共识网，http://21ccom.net/articles/zgyj/gqmq/2011/0514/35442.html

黄贤金，姚丽，王广洪 2007 工业用地:基本特征、集约模式与调控策略 <<2007 年海峡两岸土地学术研讨会>>2007 年国家外汇管理局，2011，中国历年外汇储备 http://www.safe.gov.cn/model_safe/tjsj/tjsj_list.jsp?id=5&ID=110400000000000000

国家统计局，2011 第六次全国人口普查主要数据公报 http://www.stats.gov.cn/tjfx/jdfx/t20110428_402722253.htm

国土资源部，各年 中国国土资源统计年鉴

李晶 2011，保障性住房建设：现状、影响及融资模式《国际融资》2010 年 第 11 期

谈明洪，李秀彬. 世界主要国家城市人均用地研究及其对我国的启示，自然资源学报，2010 25（11）：1813-1822

陶 然，徐志刚. 2005 城市化、农地制度与社会保障—一个转轨中发展的大国视角与政策选择. 《经济研究》，2005 (12): 45- 56

陶然 陆曦 苏福兵 汪晖 2009 地区竞争格局演变下的中国转轨：财政激励和发展模


就意味着，目前的土地征用-出让体制必须进行重大调整。对包括工业和商住用地在内的非公益性用地，应该直接引入用地者和原土地权利人（大部分是城中村与城郊村农民）直接进行用地谈判的机制。当然，一旦这种谈判机制被引入，政府完全可以对入市的农村建设用地征收相应的、甚至是累进的土地增值税。实际上，我国的宏观税负总体水平已经不低，增加新税种的同时有必要相应地减少其他税负，特别是土地征用-出让过程中对原土地权利人实征的税负，才能确保总体税负水平不过高、才能防止政府与民争利。这就意味着，目前的土地征用-出让体制必须进行重大调整。对包括工业和商住用地在内的非公益性用地，应该直接引入用地者和原土地权利人（大部分是城中村与城郊村农民）直接进行用地谈判的机制。当然，一旦这种谈判机制被引入，政府完全可以对入市的农村建设用地征收相应的、甚至是累进的土地增值税。

式反思《经济研究》 2009 第七期 21-34

陶然，汪晖 2010 “中国尚未完之转型中的土地制度改革：挑战与出路” 《国际经济评论》，2010 年第二期 Vol 85(2)

陶然，史晨，汪晖 庄谷中，2011 “刘易斯转折点悖论”与户籍-土地-财税制度联动改革 国际经济评论 2011 五月

王玉光， 2011 年 保障房建设调查：质量问题严重部分人借机牟利《财经国家周刊》2011 年第 9 期 http://www.chinaqking.com/qkj/2011/137546.html

文林峰， 2010 中国保障性住房现状 http://spa.hust.edu.cn/2008/uploadfile/2010-3/20100324102922212.pdf

# 中国近年劳动力流动与地区差异

**摘　要：**本文提出问题:当前劳动力市场呈现了劳动力向中西部回流的趋势,虽然有各种各样的解释,但我们认为经济增长带来的吸引力和吸纳能力才是最根本的原因。本文从描述性统计和计量回归分析两个层面分析各个因素变动对劳动需求影响。本文证实:(1)近年各地区总体呈现出人均收入收敛的趋势，虽然绝对差距拉大，但相对差距毫无疑问地在缩小了。(2)经济增长是最主要的影响就业的因素。(3)同时，工资增长对就业有显著的负面影响，综合的结果，使得第二三产业就业量相对增多，而第一产业就业量相对减少，中西部地区就业增多,东部相对减少。

## 引言

针对近年劳动力流动特点，很多学者提出了不同的解释，但我们认为，经济发展水平的地区相对变化可能是导致劳动力地区流动的最主要原因。本文首先统计分析地区经济发展水平的收敛现状，之后结合劳动力市场变动，对劳动力雇用量与经济水平间进行回归分析，以解释过去几年劳动力市场和经济环境的变化。

## 一、劳动力流动的当前特点

近几年，劳动力流动呈现出显著不同于改革开放初期的特点。从 2004 年开始，沿海地区开始出现民工荒现象，意味着内地劳动力开始选择性地在沿海和内地间务工。随后几年，沿海地区民工荒已经成为一个常态，而农民工最低工资也在飞快上涨，部分企业如富士康集团已经将工厂向中部省份迁移。根据统计局农民工监测报告以及一些统计公布和研究成果，当前劳动力流动凸显以下特点：总量提高、内地劳动力回流、跨省流动减少、工资上涨、各项待遇提高（包括最低工资、实际工资、以及各项福利）。

### （一）农民工总量供给不断提高

据《第二次全国农业普查主要数据公报》统计，2006年，农村外出从业劳动力13181万人。此处，农村外出从业劳动力是指农村住户户籍从业人员中，2006年到本乡镇行政管辖区域以外从业1个月及以上的人员。按比例推算，2008年中

国农村人口7.2亿多（根据中国统计年鉴2009）计算，中国的农民工数量应该大于2亿。统计局最新的监测数据预计，2009年度全国外出从业6个月以上的农民工总量为22978万人，其中，外出从业6个月以上的外出农民工为14533万人，在本乡镇以内从业6个月以上的本地农民工为8445万人[41]。根据2010年最新人口普查数据，我国2010年流动人口为2.61亿。可见，近年农民工数量有显著提高的趋势。

### （二）劳动力有回流趋势、省内增多显著、跨省比重减少

根据统计局统计，2009 年在东部地区务工的外出农民工为 9076 万人，比上年减少 888 万人，下降 8.9%，占全国外出农民工人数的 62.5%，比上年降低 8.5 个百分点；在中部地区务工的外出农民工为 2477 万人，比上年增加 618 万人，增长 33.2%，占全国外出农民工人数的 17%，比上年提高 3.8 个百分点；在西部地区务工的外出农民工为 2940 万人，比上年增加 775 万人，增长 35.8%，占全国外出农民工人数的 20.2%，比上年提高 4.8 个百分点。这表明，东部地区务工的农民工减少,外出农民工在向中西部地区转移。表 1 说明了 2009 年相比于 2008 年的变化。由于农民工监测报告始于 2009 年，因此之前的劳动力流动趋势并不清楚。

**表 1：不同地区外出农民工在省内、省外务工的分布　　单位：%**

| 地区 | 2009 年 | | 2008 年 | |
|---|---|---|---|---|
| | 省内 | 省外 | 省内 | 省外 |
| 东部地区 | 79.6 | 20.4 | 79.7 | 20.3 |
| 中部地区 | 30.6 | 69.4 | 29.0 | 71.0 |
| 西部地区 | 40.9 | 59.1 | 37.0 | 63.0 |

### （三）中西部地区工资增幅大，和东部绝对差异不大，农民工福利上升明显

**表 2：农民工在不同地区的月均收入水平及增幅　单位：元、%**

| | 2009 年 | 2008 年 | 增减 | 增幅 |
|---|---|---|---|---|
| 全国 | 1417 | 1340 | 77 | 5.7 |
| 东部地区 | 1422 | 1352 | 70 | 5.2 |
| 中部地区 | 1350 | 1275 | 75 | 5.9 |
| 西部地区 | 1378 | 1273 | 105 | 8.3 |

统计显示，2002年极少有单位为农民工参与了相关保险。单位能够提供养老保险、医疗保险和失业保险的农民工比例分别只有4.68%、2.54%和1.42%，提供

[41] 资料来源自统计局网站：
http://www.stats.gov.cn/was40/gjtjj_detail.jsp?searchword=%C5%A9%C3%F1%B9%A4&channelid=6697&record=34

住房保障的也只有6.53%。从2002年到2006年，农民工参与社会保险体系有了一定提高。根据2009年监测数据显示，雇主或单位为农民工缴纳养老保险、工伤保险、医疗保险、失业保险和生育保险的比例分别为7.6%、21.8%、12.2%、3.9%和2.3%。比之前有了显著提高。

根据最新的统计发布这一比例甚至更高。人力资源和社会保障部于2010年10月22日召开新闻发布会，报告了最新的相关资料：截至2010年9月底，全国农民工参加基本养老、基本医疗、失业、工伤保险人数分别为3093万人、4573万人、1854人、6131万人，以2.3亿农民工为基数，参与养老、医疗、失业和工伤险的民工比例分别达到13.3%、19.9%、8.1%和26.66%[42]，比2002年有了极大的提高，甚至比2009年也提高较大比例，虽然绝对值仍然较低。

以上我国低端劳动力市场特点，使我们不得不重新考虑劳动力流动和地区差异间的关系。劳动力流动与地区差异关系在早间广受关注，但近年的研究相对较少。我们的问题是：劳动力向内地的流动是否源自地区经济差距的缩小？新古典经济增长理论的资本边际产出递减规律推论是不同地区经济发展最终将趋于收敛(convergence)。然而自改革开放 30 多年来，中国各个省区经济发展的实际经济运行情况并不符合新古典经济增长理论的绝对收敛趋势，出现了明显的东部、中部、西部三大板块的不平衡发展格局。在 2004 年以前的研究中，都指出地区差距在扩大，但是近年，情况可能发生了变化。下文第二章回顾相关文献，第三章描述分析地区收敛状况，第四章进行计量分析，最后进行总结。

## 二、劳动力流动与地区经济收敛研究回顾

### （一）近年劳动力流动的部分解释

劳动力作为生产最重要的要素，一直广受关注。针对近年劳动力部分向内地回流的现象，有很多学者从各个角度进行了解释，这些解释认为生活成本、政策补贴、人口的刘易斯拐点、户籍制度影响、信息化程度、年龄不匹配等是影响近期劳动力市场状况的主要原因，简要说明如下：

（1）生活成本说。该类研究多数为实际调研的总结报告，如国务院研究室课题组（2006）。东部的消费水平要高于中西部，物价的逐年上升，特别是近年来的较快上升，使得外来务工人员的生活成本逐渐提高，这将促使他们迁移至中西部那些不太发达、生活成本较低的地区。

[42] 资料来源：http://news.sohu.com/20101022/n276236565.shtml

事实上，各地区2003年以后CPI虽然上涨，但各年物价平均涨幅低于工资涨幅。这使得这个看法并不能在直观上得到支持。

（2）政策补贴说。该说法认为，政府的补贴政策，会促进农民收入的提高，这样外出打工的低工资、高风险与在农村务农的低风险、提高的收益形成了鲜明的对比，促进了劳动力的回流。以往很多研究认为城乡收入差距和地区收入差距是导致农民工流动的最重要原因（Seeborg，Jin and Zhu, 2000；Wang, Herzfeld and Glauben, 2007），如果此差距随着政策补贴而缩小，那么可能导致劳动力回流。数据显示，仅2004年，国家用以增加农业、农村建设，帮助增收的补贴额就高达2626亿元；与此同时，减免的税收也有301亿元。刘铮（2006）总结道：“市场经济教会了农民工理性选择”。

这一说法最大的问题就是夸大了政府补贴的作用。虽然补贴额总量很大，但平均到人头较少。部分调查数据显示，农民平均每人每年只能得到几十元的补贴。这可能不能对农民工流动造成太大影响。

（3）刘易斯拐点说。所谓刘易斯拐点，是指劳动力从过剩向短缺的转折。[43]该理论的基本逻辑是，在工业化过程中，随着农村富余劳动力向非农产业的逐步转移，农村劳动力将逐步减少，这一状况会通过劳动力市场的作用，使得农业工资上调。一般来说，当刘易斯拐点显现时，“人口红利”就会慢慢消失。

这种理论只能解释整体薪酬上涨现象，并不能解释农民工回流现象。

（4）信息化程度低说。该观点认为，就业信息的缺失会使得农村劳动力外出务工就业水平降低、风险增大，进而导致了农村劳动力的回流。早期的学者认为信息传递不畅导致短期民工短缺并因此提出社会网络在外出务工地点和工作选择中的重要性（Roberts, 2001）。虽然全国仍然存在大量剩余劳动力，但特定地区招工信息不能及时传播，其他地区的剩余民工不能迅速传递过来，有时就形成部分地区民工紧缺。在找工作时，外出就业劳动力的信息渠道无非有三条：自己寻找、通过亲朋好友介绍以及依靠政府组织和中介公司，其中前两种为主要的谋职方式。例如在徐州地区，通过政府与中介找工作的农村劳动力比率仅为11.4%，而全国的比率更低，2002年只有5%-6%（李强等，2002）。对于那些自谋职业的农村劳动力，他们受到知识水平和经济条件的约束，不能像大学毕业生那样利用网络等相关媒体去获取招聘信息，从而往往很难找到就业机会（吴坤，2009）。另一方面，即使暂时找到了工作，缺乏信息的劳动力也存在着再度失业

[43]在刘易斯的简化二元经济模型中，严格地说存在两个拐点，一是农村剩余劳动力向无限供给转向有限供给，二是这种有限供给转为短缺。

的隐患。他们可能对整体宏观经济信息了解的比较少，一旦出现经济危机，便会对突如其来、完全没有预期到的失业手足无措，即使面对众多潜在就业机会，往往也不知道自己需要哪些培训、哪里有公共的培训。

当然，这种说法也存在问题。从趋势上来看，随着手机、网络的普及，信息化应该是越来越好的，应不会出现如此明显的“逆信息化”劳动力回流现象。

（5）户籍制度影响。蔡昉（2007）总结认为与户籍制度等导致劳动力市场扭曲显著影响劳动力流动。类似研究认为民工在选举、社会保障及子女就学等方面的权利影响农村劳动力流动（郜风涛，张小建，2009）Hertel and Zhai(2006)用一般均衡模型在理论上论证了户籍制度等对劳动力流动的负面影响。一些事实也证明了户籍制度的重要性，如郑州市2003年宽松的户籍制度改革引发了大量外来人口进入，并因城市不堪重负而在次年叫停。但孙文凯等（2011）认为户籍制度对短期劳动力流动影响很小，农民工近年的流动多数是经济目的导向。

（6）年龄不匹配说。一些学者认为农村劳动人口年龄和性别结构影响农民工外出务工的地点和行业选择（Fan,2004； Roberts, 2001；章铮，2005）。该观点认为，发达地区对农村劳动力需求主要集中在35岁以下人口。农村劳动力供给与需求呈现出结构不匹配，从而导致了缺乏市场的高龄外来务工者回流。该说法的例证之一是从河南郑州市和成都双流县的农业人口抽样调查，结果显示回流劳动力主要集中在41-55岁这一区间，将近占总人数一半。

这种说法也存在问题。首先，劳动力回流是近几年的事情，而年龄结构的变化则是在中长期才能显现的。其次，年轻的打工者（所谓的新生代农民工）供给比例实际上是增加的。统计局2011年3月11日最新调查发布信息显示：外出农民工的年龄构成更加年轻。在农村从业劳动力中，16-29岁、30-39岁、40-49岁和50岁以上的比例分别为26.4%、19%、25.3%和29.3%；而在外出农民工中，16-29岁、30-39岁、40-49岁和50岁以上的比例分别为58.4%、23.8%、13.1%和4.7%。也就是说，新生代农民工成为外出农民工的主体部分。就新生代农民工这一群体本身而言，来自东部地区、中部地区、西部地区的比例分别为31.4%、38.2%和30.4%。从输入地看，分别在东部地区、中部地区和西部地区务工的外出农民工中，新生代农民工的比例分别占到61.4%、54.7%和49.8%。就新生代农民工这一群体本身而言，在东部地区、中部地区、西部地区务工的比例分别为72.3%、12.9%和14.4%。与上一代农民工相比，新生代农民工更倾向在东部地区务工。

可见，以上的各种解释虽然都有一定道理，但在解释近年劳动力流动趋势时

都存在很大瑕疵。我们认为最可能的解释是：落后地区快速发展及地区经济收敛，是使得农民工流动更多向中西部的原因，这也是本文主要验证的论点。

### （二）关于地区经济收敛的研究

新古典增长理论表明，在边际回报递减规律作用下，地区间的经济将会出现收敛的趋势。关于经济收敛的问题一直是宏观经济学中的热门问题。一般来说，衡量收敛所采用的方法多种多样。可以用横截面分析方法分析β收敛，也可以用统计指标的方法进行σ收敛分析，当然还有时间序列方法计算的随机收敛等。近年来学术界对我国各省间经济收敛的研究显示出不同的收敛结论。

#### （1）用横截面分析方法分析的β收敛

β收敛指的是区域的相对人均收入增长速度与其初始水平呈负相关关系，可以分为绝对收敛与条件收敛。[44]β收敛通常用面板数据结合横截面计量方法来计算。

蔡昉和都阳(2000) 认为，我国东部地区和中西部地区形成了各自的趋同俱乐部，同时，在控制了人力资本、投资率等因素后，各地区之间存在条件的趋同。此外还有林毅夫、刘明兴（2003），覃成林（2004）、以及Chi Keung Marco Lau（2010）等等，他们也都得出了类似的结论，Chi Keung Marco Lau（2010）还把国内条件趋同的原因归结为产品的差别化和国内贸易。

#### （2）用统计指标的方法进行分析的σ收敛

所谓σ收敛指的是区域之间的相对人均收入变异程度随时间推移而减小。通常，我们用人均实际GDP的标准差来表示。

林光平、龙志和、吴梅（2004）考察了1978-2002年之间我国经济σ收敛状况的动态过程。他们认为，2002年之前各省间的经济的增长是发散的。但是，两年后，通过对传统σ收敛方法进行了修正，引入空间权重矩阵，并采用最新的数据重新估算了我国各省经济的收敛性，他们推翻了先前的结论。造成这种结论反转的一种重要原因可能是，随着时间的推移，地区间的空间相关性对于GDP增长作用越来越大了。

#### （3）一些其他结论

对早期的数据研究基本发现我国地区间没有明显的收敛趋势。比如，彭国华（2006）发现我国2004年前没有表现出较强收敛。刘夏明等（2004）考察了

[44]绝对收敛情况下，贫穷地区比富裕地区的增长速度更快；而条件收敛则指在控制了技术增长等因素后，各地区经济趋向于收敛。

1980-2001年间中国地区经济差距的演变趋势，并对地区差距的形成渊源、未来发展战略的相关文献做了综述，指出中国地区经济的总体差距在20世纪80年代有所下降，但在90年代却呈上升趋势，地区经济的总体差距主要来自沿海和内陆地区的差距，在各地区内部不存在所谓的俱乐部收敛。刘强（2001）认为中国地区间经济增长的收敛性存在着明显的阶段性和区域性，新古典的经济增长收敛机制在中国并没有起作用。

较新的研究则多数能够发现近年有收敛的迹象：张晓旭，冯宗宪（2008）分析中国30个省份人均GDP之间的空间相关性，结果表明，自改革开放以来，中国各地区人均收入的空间相关逐年加强。这表明地理位置的影响尽管对各地区的经济增长造成了深刻的影响，但并没有改变地区经济增长的收敛趋势。边会娟（2008）分别对各省从1978年到2006年期间的人均GDP、城镇居民人均可支配收入以及农民人均年纯收入等指标的发展差异进行了详细地考察。发现：各省从绝对差异指标上看，差异仍在不断扩大；而相对差异指标呈现出缩小的发展态势。彭薇（2010）通过对地区间人均GDP差异进行分解，发现98年和08年人均GDP在省份间出现了明显的趋同过程。劳动生产率和就业率的发展趋势是促使省份间经济收敛的主要动力。此外，Chen（2010）构建了一个含GDP增长率和基尼系数的VAR模型，通过该模型他证实了在长期中，GDP的增长会缓解地区间收入不平衡问题。这就从侧面证实了长期中，各地区经济存在收敛效应。

### （三）劳动力流动与地区收敛的相互作用

较早的研究虽然没有发现我国地区收敛的趋势，但都认为劳动力流动是中国阶段性经济增长收敛机制的重要诱发因素，也是对区域差距扩大的一种解决办法。

姚枝仲，周素芳（2003）从理论上论证了劳动力流动缩小地区差距的决定性作用，他们认为：单纯的商品自由流动虽然能使地区间要素收入相等，但不能改变各地要素禀赋的差异，无法最终消除地区之间人均收入的差别；资本流动若不伴随着资本所有者的流动，资本收益就会返回流出地，从而无法实现地区之间人均收入均等；而劳动力流动除了能使地区间要素收入相等以外，还能改变各地区的需求结构、地区间要素禀赋差异，最终实现地区间人均收入均等。姚枝仲，周素芳（2003）的经验分析表明劳动力流动对缩小中国地区差距确实发挥了一定的作用，但由于中国劳动力流动受到较大限制，通过劳动力流动来缩小地区差距还有很大潜力。

本文要验证的是：地区经济的收敛是当前劳动力流动特点的原因。相比于之前学者认为劳动力流动影响地区经济收敛，本文更强调近年的反作用路径。原因在于，我国劳动力总量仍然充裕，未来20年内劳动力有持续增加趋势，对劳动力的需求是影响其流动的根本原因。正是改革开放后东部沿海地区的快速经济增长，使得内地劳动力大规模向沿海地区转移。而如今，劳动力有回流中西部的特点，也正是由于中西部经济本身在增加吸引力。

## 三、各地区经济产业发展与用工特点

### （一）地区间经济的收敛性

我们将全国31个省份分为东中西三个地区，东部地区包括省份为：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南。共11个省市；中部包括：山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林、黑龙江8省、区；西部包括：重庆、四川、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、陕西、内蒙古、广西、新疆。共12个省、自治区、直辖市。

以下分别观察经济、产业和就业特点的描述统计，主要考察东中西部对比。

**（111投资率**

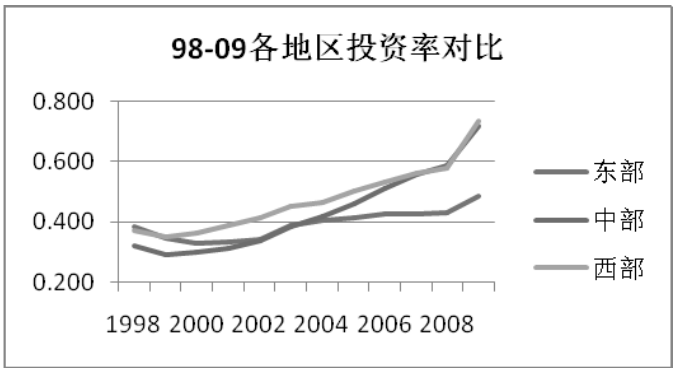



图 1 投资率地区差异

由图1可以看到地区间投资率的特点：所有地区投资率都一直呈现上升趋势。中西部在2003年以后投资率都超过了东部， 并且西部地区实际上1999年以后投资率一直高于东部。2004年之后，中西部与东部投资率差距扩大的速度加快。这可能是吸引劳动力转移的一个重要因素。

根据一些研究，可以知道出现此现象的原因：首先，Su and Jefferson (2011)指出中国的内陆城市中，外国直接投资的资本回报率要高于沿海地区，这吸引投资增加。另外，彭红枫、鲁维洁（2011）研究指出2001年之后FDI对中部地区的国内投资有挤入效应，即带动了国内投资。范红忠（2004）指出西部大开发战略

对东部地区的国有经济的投资有显著的分散作用45。最后，范九利、白暴力（2004）指出在中西部，基础设施投资对经济增长的作用比东部地区更大，由于基数低，基础设施投资可能会更加偏重于中西部。

**（2）经济增长率与人均收入**

**图 2 各地 GDP 总量增长率**

通过图2可以看到各地区经济均在增长，但中西部总的经济增长率在追赶东部，并在2007年后超过了东部。

经济总量包含了人口变动因素，可能不能反映人均收入变动，而人均收入是影响个体层面劳动力流动的最重要因素。图3进一步观察各地人均GDP的变动，可以看到，中西部人均GDP增长率在2004年后基本超过了东部。

**图 3 人均实际 GDP 增长率**

**（3）σ 收敛判断**

σ 收敛是研究不同经济系统间人均实际收入的离差随时间推移而变化的情况，如果离差变小，则表明经济在收敛。林广平等（2006）提出了如下简单回归分析过程判断 σ 收敛：

[45]非国有经济和集体经济在区位选择上主要考虑市场规模与劳动力成本，选择在东部投资。

$$y_{it} = \ln(Y_{it})$$

$$\bar{y}_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} y_{it} \qquad i = 1,2,...,N; \quad t = 1,2,...,T$$

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(y_{it} - \bar{y}_t)^2}$$

如果$\sigma_t < \sigma_{t+1}$，并且这一趋势持续，则说明经济存在σ收敛。在操作中，直接对每一个时期的各省对数人均GDP对常数进行回归，计算平均残差平方和的平方根，判断其是否减小，即判断了经济是否收敛。

按照如上算法，求人均实际GDP对数化后的标准差，我们得到图4的曲线变化趋势，即在2006年以后，出现了地区收敛。

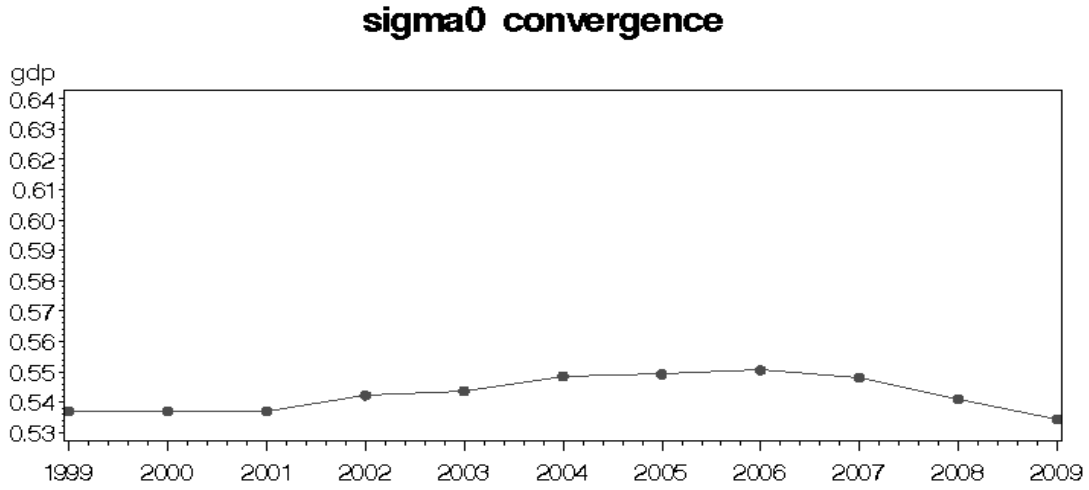



**图 4 各地区收敛趋势（1）**

不同于林光平等，我们也考虑另一种一种对σ收敛方法的修正。将使用实际人均GDP回归求得的指标除以实际人均GDP的均数，即求每年人均GDP的变异系数。通过使用最近的数据进行计算，结果不仅与林光平（2006）的结论是一致，而且可以发现2007年之后各省间的收敛性比上文的计算结果有所加强。（如图5所示，横轴代表年份，纵轴代表修正后的指标值。2002年之后经济开始出现收敛。）

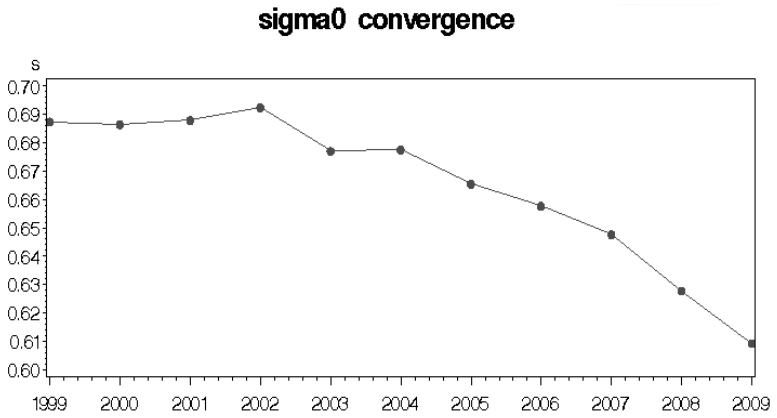



**图 5 各地区收敛趋势（2）**

由以上两个指标，可以知道近年我国各地区间经济确实出现收敛的迹象。这为我们分析其对劳动力流动影响提供了直接依据。

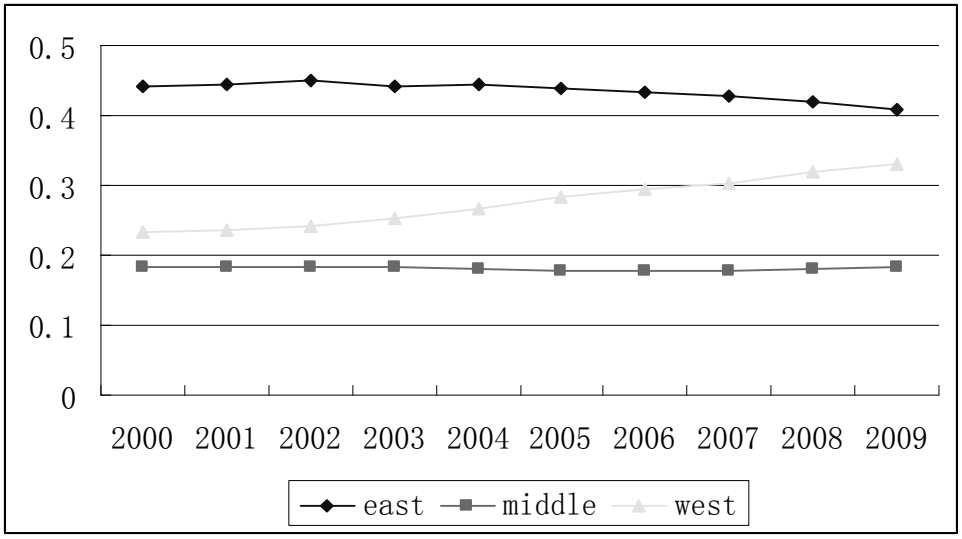



**图 6 三个地区收敛趋势**

通过图6可以进一步看到，东部内部有收敛趋势，而中西部内部绝对差距小于东部，但西部内部差距有扩大趋势。可见，部分西部省份的赶超速度较快，中部整体发展较快，促进了整体的收敛趋势。

### （二）产业发展特点

从产业增加值增长率来说，如图7和图8所示，有如下趋势特征：从图7可以看到，第二产业增速近年一直很高。图8进一步可以看到，第二产业在中西部和东北地区近年增长明显超过东部，而第一产业增长率一直高于东部，第三产业也有赶上的趋势。这些产业特征，证实了总体经济追赶的趋势。

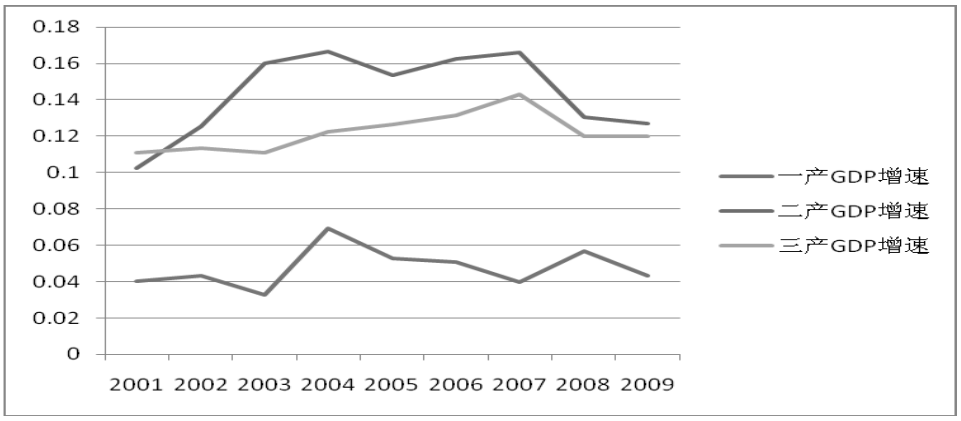



**图 7 三大产业增长率变化**

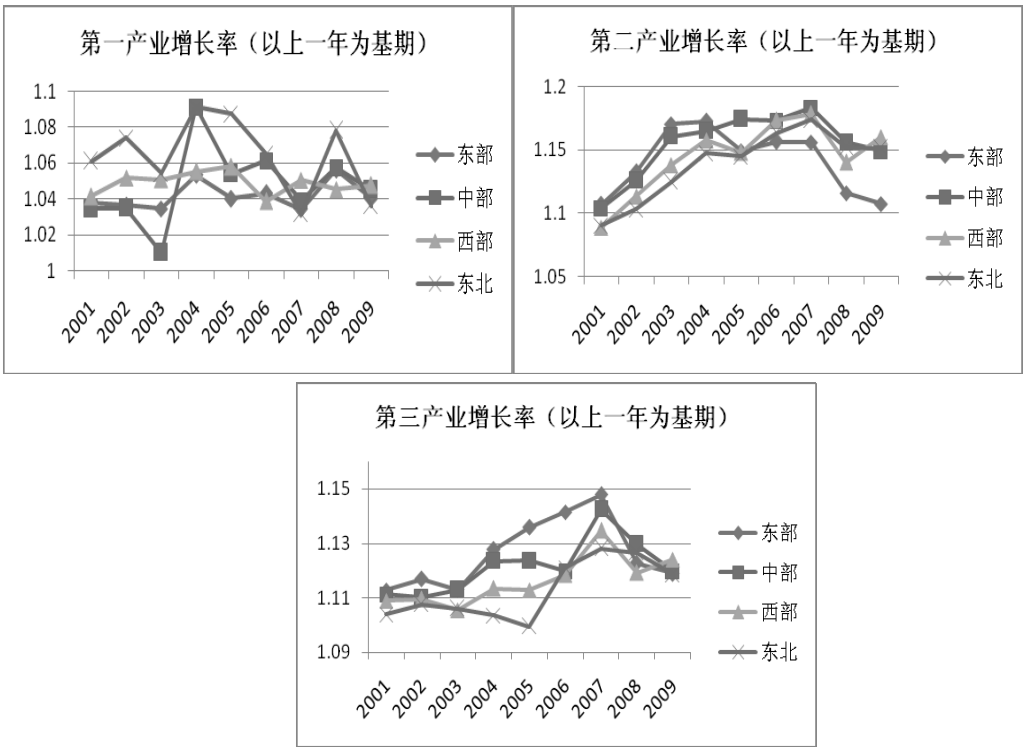



**图 8 各产业增长率对比**

### (三)就业特点

近年，中西部农业就业人口比东部更多，特别是西部，一直呈现上升趋势。而中西部第二产业吸收就业的数量在2000-2005年有下降趋势，但是在2005-2009年则呈现上升势头；西部地区对就业的吸纳虽然经历了一个倒U型变化，但相比2000年，总体上是增加了。第三产业吸收就业人数情况来看，东部一直具有一定的优势，特别是西部地区在2005-2009年，出现了大幅的下滑。可见，近年来的劳动力回流，多半流入了中西部地区的第一和第二产业。表3的就业人数对比印证了这一趋势。

图 9 三大产业就业增速变动

表 3 东中西部就业人数对比

| 第一产业中西部就业人数与东部比率 | | | |
|---|---|---|---|
| | 2000 | 2005 | 2009 |
| 中部/东部 | 1.306 | 1.403 | 1.373 |
| 西部/东部 | 1.036 | 1.141 | 1.172 |
| 第二产业中西部就业人数与东部比率 | | | |
| | 2000 | 2005 | 2009 |
| 中部/东部 | 0.602 | 0.553 | 0.585 |
| 西部/东部 | 0.318 | 0.292 | 0.321 |
| 第三产业中西部就业人数与东部比率 | | | |
| | 2000 | 2005 | 2009 |
| 中部/东部 | 0.848 | 0.761 | 0.693 |
| 西部/东部 | 0.599 | 0.594 | 0.535 |

## 四、对劳动力流动与经济发展的计量分析

### （一）理论分析

在设定计量模型前，我们需要寻找理论基础，考虑以下几方面：

**（1）劳动力需求函数**

给定一个厂商，其生产函数为 $f(K,L)=AK^{\alpha}L^{\beta}$，$K$ 和 $L$ 分别代表资本与劳动。假设市场需求 $Q$ 给定，则其目标函数为最小化成本：

$$\min \quad wL+rK$$

$$s.t. \quad AK^{\alpha}L^{\beta}=Q$$

求解最优化问题得到如下劳动力需求函数：

$$\ln L=\gamma_0+\gamma_1\ln Q+\gamma_2\ln w+\gamma_3\ln r$$

上式中，各个系数代表了原始最优化问题中的系数组合。$w$和$r$分别代表劳动和资本价格。上式是我们进行计量分析的基础模型。

**（2）劳动力供给函数**

在宏观分析中，我们获得的数据都是均衡结果。严格意义上说，很少有严格外生的解释变量。在上部分考虑劳动需求函数时，也要同时考虑供给层面的影响。尤其要关注的是，观察到的均衡工资受到劳动力市场供给量及其他特征影响，可以根据以往研究写出以下劳动力供给函数：

$$\ln w = \lambda_0 + \lambda_1 \ln L + \lambda_2 X$$

其中X代表人口性别比、受教育水平、年龄结构等人口特征，它们都影响到市场工资。

**（3）产出的内生性**

在劳动力需求函数中，也要同时考虑产出Q的内生性，它和劳动供给也互相影响。即经济增长吸引劳动力流动，同时劳动力流动也对经济增长形成影响。

**（二）计量模型设定**

基于以上理论讨论，我们知道存在两个互为因果的方程，我们可以设定如下联立方程模型：

$$\begin{cases} \ln L = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Q + \gamma_2 \ln w + \gamma_3 \ln r + \mu_1 \\ \ln w = \lambda_0 + \lambda_1 \ln L + \lambda_2 X + \mu_2 \\ \ln Q = \phi_0 + \phi_1 \ln K + \phi_2 \ln L + \mu_3 \end{cases}$$

第一个方程是我们感兴趣的方程，我们意在发现经济发展对劳动力流动的影响。对于这个方程组的估计方法，典型的有单方程两阶段最小二乘法、单方程广义矩估计法以及联立方程的三阶段最小二乘法。从方法论的角度看三阶段最小二乘法具有最好的统计性质，但实际操作中，由于我们使用的是省级面板数据，因此最终会采用基于面板数据的工具变量法，类似于单方程两阶段最小二乘法。

**（三）数据的简单描述**

数据主要来自2001-2010年中国统计年鉴。我们收集了各省的实际国内生产总值、总就业、资本存量、人口特征、实际工资和贷款利率。其中资本存量数据来自谢群、潘玉军（2011），贷款利率来自中国人民银行网站。

各年变量均值及标准差统计如表4所示。

**表 4 变量各年描述性统计**

| | | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 资本存量 | Mean | 3505 | 3898 | 4366 | 4962 | 5682 | 6583 | 7635 | 8881 | 10331 | 12206 |
| （亿元） | sd | 2447 | 2741 | 3092 | 3557 | 4113 | 4812 | 5578 | 6440 | 7396 | 8691 |
| 贷款利率 | Mean | 5.94 | 5.94 | 5.94 | 5.49 | 5.76 | 5.76 | 5.76 | 7.095 | 6.426 | 5.4 |
| （%） | sd | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 实际工资 | Mean | 9439 | 10987 | 12628 | 13993 | 15382 | 17096 | 19308 | 28665 | 27006 | 27110 |
| （元） | sd | 2893 | 3554 | 4218 | 4756 | 5290 | 5415 | 6169 | 8588 | 8211 | 8299 |
| 人均 GDP | Mean | 3125 | 3426 | 3799 | 4266 | 4849 | 5485 | 6238 | 7136 | 8000 | 8934 |
| （元） | sd | 2503 | 2759 | 3088 | 3520 | 4045 | 4619 | 5299 | 6073 | 6750 | 7476 |
| 实际 GDP | Mean | 8346 | 9052 | 9981 | 11068 | 12462 | 13903 | 15607 | 17630 | 19515 | 21541 |
| （亿元） | sd | 5712 | 6207 | 6889 | 7478 | 8439 | 9262 | 10283 | 11442 | 12300 | 13185 |
| 一产 GDP | Mean | 484 | 504 | 525 | 543 | 580 | 611 | 642 | 667 | 705 | 736 |
| | sd | 361 | 377 | 389 | 397 | 427 | 450 | 473 | 490 | 513 | 535 |
| 二产 GDP | Mean | 1411 | 1555 | 1750 | 2030 | 2368 | 2732 | 3176 | 3704 | 4188 | 4720 |
| | sd | 1275 | 1412 | 1605 | 1894 | 2234 | 2584 | 3004 | 3483 | 3894 | 4316 |
| 三产 GDP | Mean | 1232 | 1369 | 1525 | 1694 | 1901 | 2142 | 2424 | 2771 | 3103 | 3475 |
| | sd | 977 | 1090 | 1222 | 1363 | 1534 | 1748 | 1997 | 2290 | 2555 | 2850 |
| 总就业量 | Mean | 2032 | 2034 | 2057 | 2092 | 2139 | 2194 | 2248 | 2302 | 2353 | 2418 |
| （万人） | sd | 1443 | 1440 | 1436 | 1455 | 1482 | 1532 | 1571 | 1611 | 1644 | 1687 |
| 一产就业 | Mean | 1076 | 1064 | 1048 | 1026 | 1003 | 983 | 962 | 940 | 931 | 921 |
| | sd | 861 | 846 | 825 | 803 | 782 | 759 | 739 | 719 | 713 | 702 |
| 二产就业 | Mean | 402 | 406 | 421 | 452 | 481 | 523 | 570 | 617 | 641 | 672 |
| | sd | 326 | 337 | 347 | 382 | 416 | 467 | 511 | 557 | 578 | 605 |
| 三产就业 | Mean | 553 | 564 | 589 | 615 | 654 | 688 | 716 | 745 | 781 | 825 |
| | sd | 349 | 354 | 364 | 385 | 411 | 445 | 467 | 491 | 515 | 542 |
| 人口数 | Mean | 4.11E+07 | 4.11E+07 | 4.12E+07 | 4.15E+07 | 4.15E+07 | 4.18E+07 | 4.19E+07 | 4.20E+07 | 4.18E+07 | 4.16E+07 |
| （人） | sd | 2.63E+07 | 2.64E+07 | 2.67E+07 | 2.72E+07 | 2.71E+07 | 2.70E+07 | 2.70E+07 | 2.72E+07 | 2.67E+07 | 2.63E+07 |
| 性别比 | Mean | 104 | 104 | 104 | 104 | 104 | 104 | 104 | 103 | 104 | 104 |
| | sd | 4 | 3 | 4 | 4 | 3 | 3 | 4 | 4 | 3 | 3 |

注：实际工资指就业人员平均实际工资。

通过上文所涉及到的所有描述性统计，我们认为模型中还应考虑产业发展变动，才能准确刻画劳动力需求与经济发展间关系变动。

### （四）计量结果及分析

基于以上事实，我们修改联立方程的第一个方程如下：

$$\ln L_i = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Q_i + \gamma_2 \ln w + \gamma_3 \ln r + \mu_1$$

其中i代表三大产业。对此方程，采用面板数据工具变量方法，采用上述联立方程中其他外生变量为工具变量，得到的估计结果不符合经济理论的预测。采用伍德里奇（2007）的内生变量检验方法，检验发现实际分产业产值不是一个显著的内生变量，而实际工资是一个显著内生变量。因此，上文联立方程的第三个方程应该被去掉。最后，我们仍然使用面板数据工具变量方法的固定效应模型估计三大产业劳动力需求变动参数估计如下：

**表 5 三大产业劳动需求函数估计**

| | sector1 | sector2 | sector3 |
|---|---|---|---|
| lngdp1 | 0.70 | 0.92 | 1.52 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.00) |
| ln_rwage | -0.40 | -0.60 | -1.03 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.00) |
| lnlr | 0.36 | 0.61 | 0.91 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.19) |
| _cons | 5.46 | 3.73 | 3.59 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.00) |
| $R^2$ | 0.53 | 0.77 | 0.61 |
| N | 310 | 310 | 310 |

注：括号内为 p 值。

由计量结果可见，经济增长对劳动拉动作用是最强的。我们可以基于这些测算结果估计各项因素变动对就业量变动的推动作用。

## 五、对过去劳动力雇用量变动的解释

根据表5估计结果，可以解释过去几年经济增长、工资增长对劳动需求的变动，从而解释过去劳动力流动的结果。从2000年至2009年，各年各地区就业量变化率、经济增长率变动如表6所示。

**表 6 各个变量历年变动百分比**

| | 一产就业 | | | 二产就业 | | | 三产就业 | | | 工资 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 东部 | 中部 | 西部 | 东部 | 中部 | 西部 | 东部 | 中部 | 西部 | |
| 2001 | -0.97% | -1.04% | -0.98% | 1.68% | -1.34% | 0.44% | 2.87% | 0.45% | 3.93% | 14.02% |
| 2002 | -2.13% | -1.19% | -0.09% | 3.17% | 3.18% | 3.90% | 6.08% | 3.46% | 5.23% | 13.42% |
| 2003 | -3.06% | -1.28% | -1.75% | 8.11% | 3.60% | 8.77% | 4.00% | 2.22% | 5.95% | 10.79% |
| 2004 | -3.48% | -1.85% | -0.83% | 4.29% | 7.33% | 4.01% | 6.94% | 5.58% | 6.28% | 9.94% |
| 2005 | -3.05% | -1.08% | -0.96% | 6.72% | 6.20% | 5.89% | 5.61% | 1.61% | 5.34% | 11.02% |
| 2006 | -2.37% | -2.06% | -1.25% | 6.44% | 7.04% | 9.73% | 5.55% | 2.78% | 3.75% | 11.10% |
| 2007 | -2.52% | -2.12% | -1.30% | 5.95% | 6.49% | 8.40% | 5.15% | 2.68% | 3.33% | 37.39% |
| 2008 | -1.13% | -1.48% | -0.89% | 3.60% | 4.29% | 3.81% | 6.15% | 4.37% | 3.86% | -5.30% |
| 2009 | -0.95% | -1.21% | -0.63% | 3.39% | 5.59% | 5.55% | 7.25% | 4.39% | 5.22% | 0.95% |

| | 一产产值 | | | 二产产值 | | | 三产产值 | | | 利率 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2001 | 4.70% | 3.28% | 3.74% | 9.74% | 10.03% | 10.04% | 10.43% | 9.88% | 11.23% | 0.00% |
| 2002 | 4.75% | 5.01% | 4.63% | 11.78% | 11.65% | 12.17% | 10.63% | 9.88% | 10.69% | 0.00% |
| 2003 | 4.29% | 2.18% | 4.62% | 15.05% | 13.92% | 14.24% | 10.38% | 10.21% | 10.57% | -7.88% |
| 2004 | 4.36% | 8.13% | 5.79% | 15.52% | 14.48% | 14.47% | 11.59% | 10.83% | 11.61% | 4.80% |
| 2005 | 2.86% | 4.63% | 5.75% | 13.81% | 13.91% | 15.50% | 11.81% | 11.25% | 10.93% | 0.00% |
| 2006 | 4.05% | 5.81% | 4.17% | 14.73% | 14.94% | 16.02% | 12.54% | 11.36% | 11.35% | 0.00% |
| 2007 | 3.39% | 3.10% | 5.05% | 15.34% | 15.94% | 16.04% | 13.27% | 13.22% | 12.76% | 20.85% |
| 2008 | 5.00% | 5.82% | 5.81% | 10.51% | 13.51% | 13.28% | 11.62% | 10.73% | 11.53% | -9.90% |
| 2009 | 3.66% | 4.41% | 4.58% | 10.84% | 13.22% | 14.11% | 11.62% | 10.73% | 11.53% | -17.40% |

根据自变量的变动，可以解释过去几年各因素对就业变动率的贡献。各个产业、各个地区就业率变动贡献因素如表7：

**表 7： 各因素对就业变动率贡献**

| 一产 | gdp 贡献 | | | 工资贡献 | | | 利率贡献 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 东部 | 中部 | 西部 | 东部 | 中部 | 西部 | |
| 2001 | 3.29% | 2.29% | 2.62% | -5.56% | -5.26% | -6.53% | 0.00% |
| 2002 | 3.33% | 3.51% | 3.24% | -5.32% | -5.53% | -5.52% | 0.00% |
| 2003 | 3.01% | 1.53% | 3.24% | -4.28% | -4.22% | -3.65% | -2.87% |
| 2004 | 3.05% | 5.69% | 4.06% | -3.94% | -3.76% | -3.52% | 1.75% |
| 2005 | 2.00% | 3.24% | 4.03% | -4.37% | -5.54% | -3.78% | 0.00% |
| 2006 | 2.84% | 4.07% | 2.92% | -4.40% | -5.00% | -5.11% | 0.00% |
| 2007 | 2.37% | 2.17% | 3.54% | -14.82% | -16.67% | -16.29% | 7.59% |
| 2008 | 3.50% | 4.07% | 4.07% | 2.10% | 2.37% | 2.69% | -3.60% |
| 2009 | 2.56% | 3.09% | 3.21% | -0.38% | -0.15% | 0.10% | -6.33% |
| 二产 | gdp 贡献 | | | 工资贡献 | | | 利率贡献 |
| | 东部 | 中部 | 西部 | 东部 | 中部 | 西部 | |
| 2001 | 8.95% | 9.21% | 9.22% | -8.40% | -7.95% | -9.87% | 0.00% |
| 2002 | 10.82% | 10.70% | 11.18% | -8.04% | -8.37% | -8.35% | 0.00% |
| 2003 | 13.82% | 12.79% | 13.08% | -6.46% | -6.38% | -5.52% | -4.79% |
| 2004 | 14.25% | 13.30% | 13.29% | -5.95% | -5.68% | -5.32% | 2.92% |
| 2005 | 12.68% | 12.78% | 14.23% | -6.60% | -8.37% | -5.71% | 0.00% |
| 2006 | 13.53% | 13.72% | 14.71% | -6.65% | -7.56% | -7.73% | 0.00% |
| 2007 | 14.09% | 14.64% | 14.73% | -22.40% | -25.21% | -24.63% | 12.67% |
| 2008 | 9.65% | 12.41% | 12.19% | 3.17% | 3.59% | 4.07% | -6.02% |
| 2009 | 9.96% | 12.14% | 12.96% | -0.57% | -0.23% | 0.15% | -10.58% |
| 三产 | gdp 贡献 | | | 工资贡献 | | | 利率贡献 |
| | 东部 | 中部 | 西部 | 东部 | 中部 | 西部 | |
| 2001 | 15.84% | 15.01% | 17.05% | 0.00% | -13.71% | -17.03% | 0.00% |
| 2002 | 16.15% | 15.01% | 16.23% | -13.86% | -14.43% | -14.39% | 0.00% |
| 2003 | 15.76% | 15.50% | 16.06% | -11.15% | -11.00% | -9.53% | -7.21% |
| 2004 | 17.60% | 16.45% | 17.64% | -10.27% | -9.80% | -9.18% | 4.39% |
| 2005 | 17.94% | 17.09% | 16.60% | -11.38% | -14.43% | -9.85% | 0.00% |
| 2006 | 19.04% | 17.25% | 17.24% | -11.46% | -13.04% | -13.33% | 0.00% |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2007 | 20.16% | 20.08% | 19.38% | -38.63% | -43.47% | -42.47% | 19.07% |
| 2008 | 17.65% | 16.30% | 17.51% | 5.47% | 6.19% | 7.01% | -9.06% |
| 2009 | 17.65% | 16.30% | 17.51% | -0.98% | -0.40% | 0.26% | -15.91% |

由表7可以直观地看到，第一、二产业经济规模的扩大速度更快，是带动中西部就业增速高于东部的最重要原因。虽然一产产值增大带动就业，带工资有相反作用，因此导致总的一产就业都在减少。相比东部，只有第二产业增速较快是中西部就业增速更快的合理理由。从全国范围看，新增就业主要集中于二三产业就业增加上，同样，产值的增长是总就业增长的根本和持续原因。这些统计学结论和前文描述性统计的结论基本一致。

## 六、简要总结

当前劳动力市场呈现了劳动力向中西部回流的趋势，虽然有各种各样的解释，但我们认为经济增长带来的吸引力和吸纳能力才是最根本的原因。本文从描述性统计和计量回归分析两个层面分析各个因素变动对劳动需求影响，证实了经济增长是最主要的影响就业的因素。同时，工资增长对就业有显著的负面影响，综合的结果，使得第二三产业就业量相对增多，而第一产业就业量相对减少。

本文证实，近年各地区总体呈现出人均收入收敛的趋势，虽然绝对差距拉大，但相对差距毫无疑问地在缩小了。当然，这只是近几年才刚刚出现的苗头，随着经济进一步发展，这个趋势相信会越发明显。

## 参考文献：


1. 边会娟，中国各省经济增长的收敛性分析，暨南大学硕士论文，2008
2. 蔡昉、都阳，中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示，经济研究，2000年第10期
3. 蔡昉，中国劳动力市场发育与就业变化，经济研究，2007年第7期
4. 陈兵,王文川，农业产业化经营发展对农村回流劳动力就业的促进作用——基于成都和郑州两村的实证分析，学术交流，2010 年 1 月
5. 范红忠，市场规模、地区投资吸引力与地区经济差异的逻辑解释及实证，财经研究，2004 年第 11 期
6. 范九利、白暴力，基础设施投资与中国经济增长的地区差异研究，人文地理，2004 年第 4 期
7. 郜风涛，张小建，《中国就业制度》，北京：中国法制出版社，2009。
8. 国务院研究室课题组. 中国农民工调研报告. 北京: 中国言实出版社,2006.
9. J.M.伍德里奇，计量经济学导论，北京：中国人民大学出版社，2007.
10. 李强、唐壮，城市农民工与城市中的非正规就业，社会学研究，2002 第 6 期
11. 林光平、龙志和、吴梅，中国地区经济 σ 收敛的空间计量实证分析，数量经济技术经济

研究，2006年第4期
12. 林毅夫、刘明兴，中国的经济增长收敛与收入分配，世界经济，2003年第8期
13. 刘强，中国经济增长的收敛性分析，经济研究，2001 年第 6 期
14. 刘夏明，魏英琪，李国平，收敛还是发散？——中国区域经济发展争论的文献综述，经济研究，2004 年第 7 期。
15. 刘铮，劳动力无限供给的现实悖论———“农民工回流”的成因及效应分析，清华大学学报第三期 21 卷
16. 彭国华，我国地区经济的长期收敛性——一个新方法的应用，管理世界，2006 年第 9 期
17. 彭红枫、鲁维洁，外商直接投资的动态挤入挤出效应———基于全国及地区差异的分析和检验，世界经济研究，2011 年第 02 期
18. 彭薇，基于分解模型的人均GDP地区间差异分析——从空间角度，管理科学，2010年第3期
19. 孙文凯，白重恩，谢沛初，户籍制度改革对中国农村劳动力流动影响，经济研究，2011 年第 1 期
20. 覃成林，中国区域经济增长趋同与分异研究，人文地理，2004年第3期
21. 吴坤，苏北农村劳动力外出就业偏好及回流现象研究——以徐州市为例，农村经济，2009 第 12 期
22. 谢群，潘玉君，中国内地各省区 1952—2009 年实物资本存量估算，当代经济，2011 年第 1 期
23. 张晓旭，冯宗宪，中国人均 GDP 的空间相关与地区收敛：1978-2003，经济学季刊，2008 年第 1 期
24. 章铮，民工供给量的统计分析——兼论“民工荒”，中国农村经济，2005 年第 1 期
25. 国家统计局住户调查办公室，新生代农民工的数量、结构和特点， 2011 年 3 月 11 日，http://www.stats.gov.cn/was40/gjtjj_detail.jsp?searchword=%C5%A9%C3%F1%B9%A4&channelid=6697&record=8，2011 年 3 月 15 日访问
26. 国家统计局农村司，2009 年农民工监测调查报告， 2010 年 3 月 19 日，http://www.stats.gov.cn/was40/gjtjj_detail.jsp?searchword=%C5%A9%C3%F1%B9%A4%BC%E0%B2%E2&presearchword=%BC%E0%B2%E2%B1%A8%B8%E6&channelid=6697&record=11，2011 年 5 月 30 日访问
27. Chen, Anping，Reducing China's regional disparities: Is there a growth cost? China Economic Review, 2010(21): 2–13
28. Fan, C. Cindy, The state, the migrant labor regime, and maiden workers in China, Political Geography, 2004（23）: 283-305.
29. Lau, Chi Keung Marco，New evidence about regional income divergence in China，China Economic Review, 2010(21) 293–309
30. Roberts, Kenneth D. 2001,The determinants of job choice by rural labor migrants in Shanghai, China Economic Review, 12:15-39.
31. Seeborg, Michael C., Zhenhu Jin, Yiping Zhu, 2000, The new rural-urban labor mobility in China: causes and implications. Journal of Socio-Economics, 29:39-56.
32. Su,Jian, GaryH.Jefferson（2011），Differences in returns to FDI between China’s coast and interior: One country, two economies? *Journal of Asian Economics*
33. Wang, Xiaobing, Thomas Herzfeld, Thomas Glauben, 2007, Labor allocation in Transition: Evidence from Chinese rural households. China Economic Review, 18: 287-308

# 我国劳动收入占比的变化趋势及成因

**摘　要：**本文从产业和所有制结构两个角度分析了我国劳动收入占比变化趋势的成因。研究表明，从产业结构角度来看，造成我国国民收入初次分配变化趋势的主要原因在于第一产业比重的下降，以及第二产业内部劳动收入占比趋势由递增向递减的转变。而从所有制因素来看，我国劳动收入占比下降是国有企业以资本替代劳动，以及非国有经济内部劳动工资增长缓慢共同作用的结果。

## 一、引言

自 1990 年代中期以来，尽管我国的经济总量始终维持着较高的增长速度，但是劳动收入占比却逐渐由改革初期的递增趋势转变为持续递减。在经济增长过程中，劳动的实际工资虽得到了显著提高，但增长速度却显著地低于经济增长速度。在 1995 年至 2006 年之间，劳动报酬占 GDP 的比重由最初的 61%下降至 2006 年的 47%。这一水平不仅低于发达国家的劳动收入占比，而且与一些发展中国家相比也存在较为明显的差距。

在分析我国劳动收入占比下降原因的过程中，许多学者注意到了所有制结构的变化所产生的影响。例如，白重恩、钱震杰和武康平（2008）在解释我国工业部门要素分配份额决定因素时强调了国有部门改制引起的劳动市场环境变化对劳动收入占比的负面影响。罗长远和张军（2009）也指出，1990 年代中期之后国有企业的战略性退出使得传统体制下的“工资侵蚀利润”现象被扭转，而资本相对于劳动逐渐具有更强的谈判能力。这些研究均表明，民营化过程倾向于降低劳动收入占比。

然而，1990 年代中后期，国有企业的劳动收入占比也呈现出显著的下降趋势。从 1996 年至 2007 年，我国国有及国有控股工业企业劳动报酬占工业增加值的比重下降了 18%。这说明，我国劳动收入占比下降并不仅仅是国有企业比重下降所产生的直接后果。

本文从产业和所有制结构两个角度分析了我国劳动收入占比趋势的成因。研究表明，从产业结构角度来看，造成我国国民收入初次分配变化趋势的主要原因在于第一产业比重的下降，以及第二产业内部劳动收入占比趋势由递增向递减的

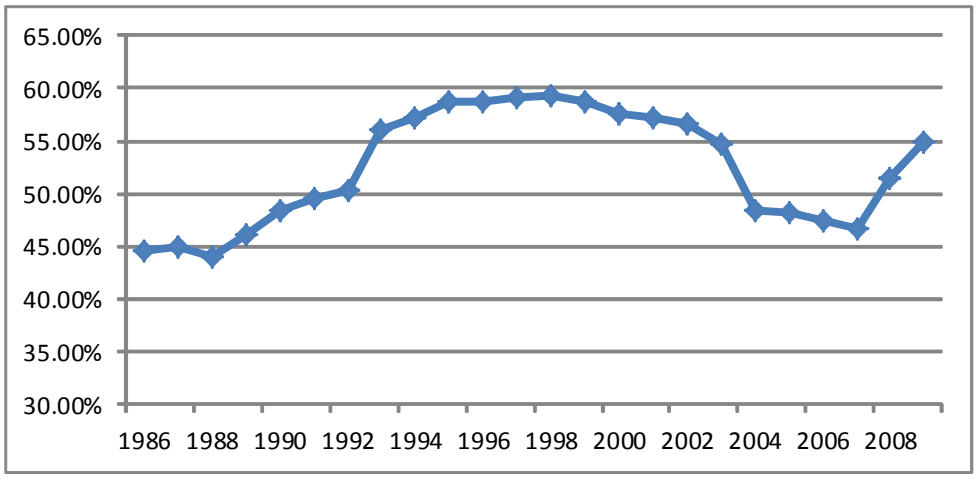
转变。而从所有制结构角度来看，劳动收入占比下降趋势在国有和非国有经济部门均存在，但原因各不相同。受资本要素价格低估和银行信贷配给的影响，国有企业和民营企业在要素使用偏向上存在较大差异。国有企业能够以极低的价格使用资本要素，从而存在着强烈的以资本替代劳动的要素使用倾向。因此，尽管国有企业人均劳动报酬上升更快，但劳动总收入占增加值的比重却呈现下降趋势。而民营企业在获取银行信贷上面临较强的约束，从而在资本要素使用上不得不面临更高的民间信贷利率。这使得民营企业更多地倾向于使用廉价劳动要素来维持较高的资本收益率。因此，民营企业的资本-劳动比虽然未出现显著的上升，但由于劳动工资增长相对缓慢，其劳动收入占比也呈现出递减趋势。

## 二、我国国民收入初次分配的基本特征

### （一）我国国民收入初次分配的整体状况

改革开放之后，我国劳动收入占比大致可以分为两个阶段。从改革初期至20世纪90年代中期，我国的劳动收入占比呈现出较快的上升趋势，而从90年代末期开始，劳动收入占比则呈现出较为明显的下降趋势。

**图1 我国劳动报酬占GDP的比重（%）**

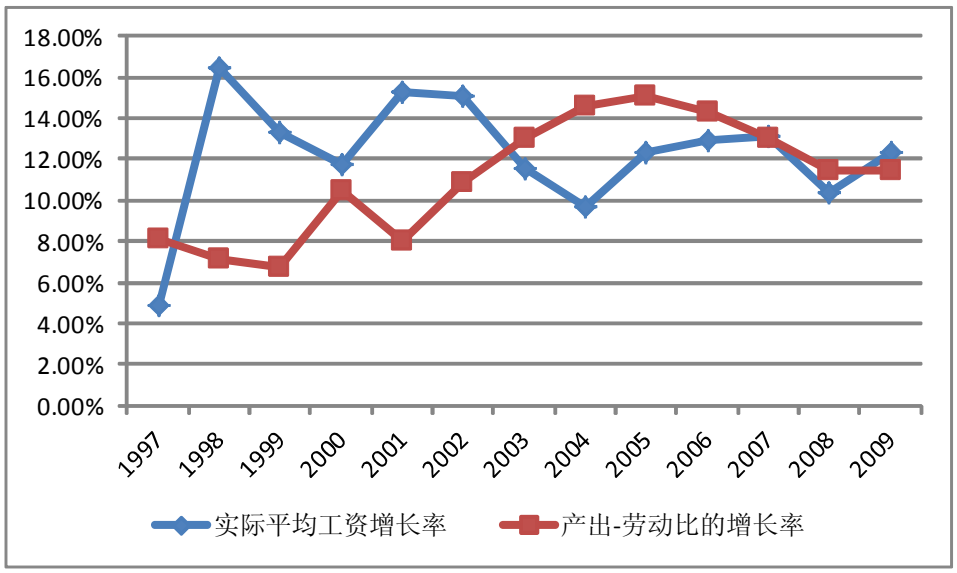



数据来源：根据《中国统计年鉴》GDP（收入法）构成要素计算。

从图1可以看出，我国劳动收入占比在1998年达到最高值。该年，我国劳动收入占GDP的比重为59.29%。在1986年至1998年之间，我国劳动收入占比的年均增长速度约为2.4%。在1995年后，我国劳动收入占比持续下降，并在2007年降至46.74%，几乎回复到1986年44.64%的水平。

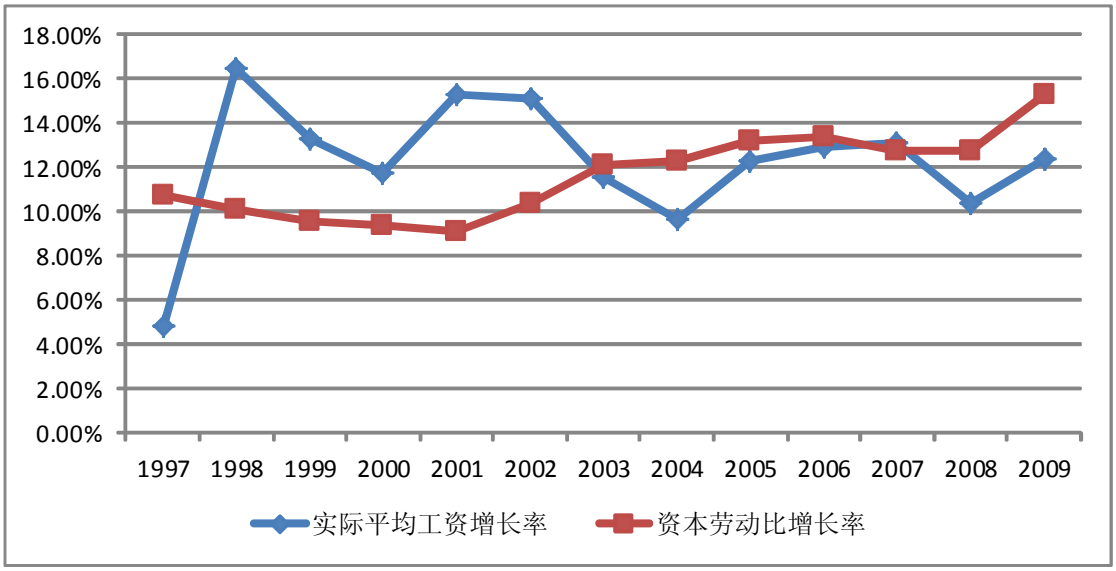
影响劳动收入占比反映的是一定时期全部劳动者劳动报酬占 GDP 的比重，它体现了社会最终产出在劳动和资本之间的分配比例。因此，生产投入中的资本-劳动比以及劳动的实际工资均是决定劳动收入占比的两个重要因素。图 2 和图 3 反映了我国 1997 年以来实际工资增长率与资本-劳动比增长率的变化趋势。

**图 2 我国实际平均工资增长率与产出-劳动比增长率（%）**




数据来源：由《中国统计年鉴》相关数据计算。

**图 3 我国实际平均工资的增长率与资本-劳动比增长率（%）**




数据来源：资本存量数据来自单豪杰（2008）估算的结果，其余数据由《中国统计年鉴》相关数据计算。

**1998 年以来，我国实际平均工资增长率的下降以及资本-劳动比增长率的快速提高都是引起劳动收入占比下降的主要因素。**由图 2 可知，1998 年至 2008 年

之间，我国实际平均工资增长率出现了较大幅度的下降，由 1998 年的 16.48%下降至 2008 年的 10.38%。比较相同时期单位劳动的产出增长率可以发现，这种平均工资的变化趋势与劳动生产率的变化并不一致。在 1998 至 2002 年之间，平均工资的增长趋势均超过单位劳动的产出增长率，从而劳动收入占 GDP 的比重能够维持在一个相对较高的水平。而在 2003 至 2008 年之间，单位劳动产出的增长速度超过了平均工资的增速，这意味着社会最终产出的分配开始朝不利于劳动要素的方向发展。

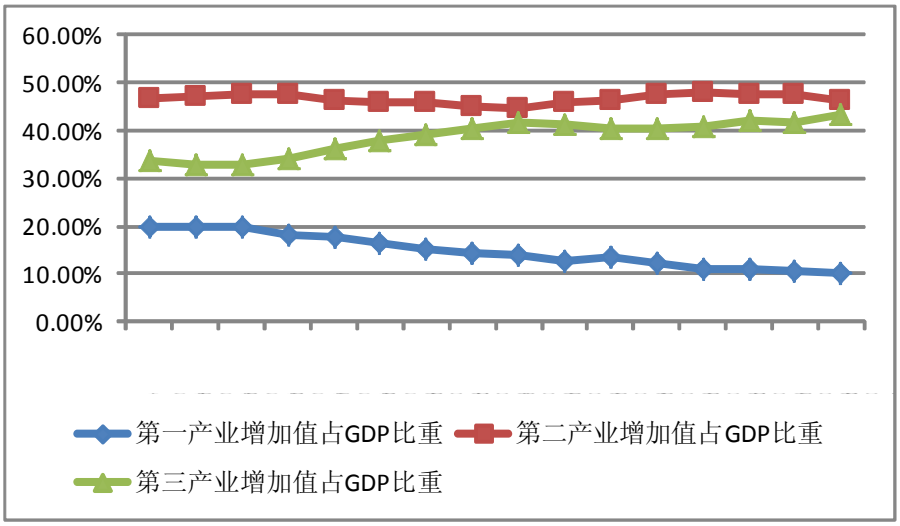
图 3 则表明，资本-劳动比的快速提高可能是引起我国劳动收入占比下降的另一主要原因。当资本要素价格相对稳定时，如果资本-劳动比的增长速度超过劳动工资的增长速度，那么国民收入分配中资本总收入的占比将出现上升趋势。在 1998 年至 2008 年之间，我国平均工资增长率呈现出在波动中下降的趋势，而资本-劳动比增长率则从 2001 年起出现了较快增长，并从 2003 年起超过平均工资的增速。这一现象可以用来解释图 2 中实际工资和单位劳动产出的相对变化趋势：随着资本要素投入的快速增长，资本要素在国民收入分配中逐渐挤占了劳动要素收入，从而使得 2003 年以后，单位劳动投入所能得到的要素收入的增长速度要低于单位劳动产出的增长速度。

## （二）我国国民收入初次分配的结构性因素

随着我国工业化和城市化进程的不断深入，第一产业在国民经济中所占比重持续下降。**从产业结构变化的角度来看，造成我国国民收入初次分配变化趋势的主要原因在于第一产业比重的下降，以及第二产业内部劳动收入占比变化趋势的转变。**

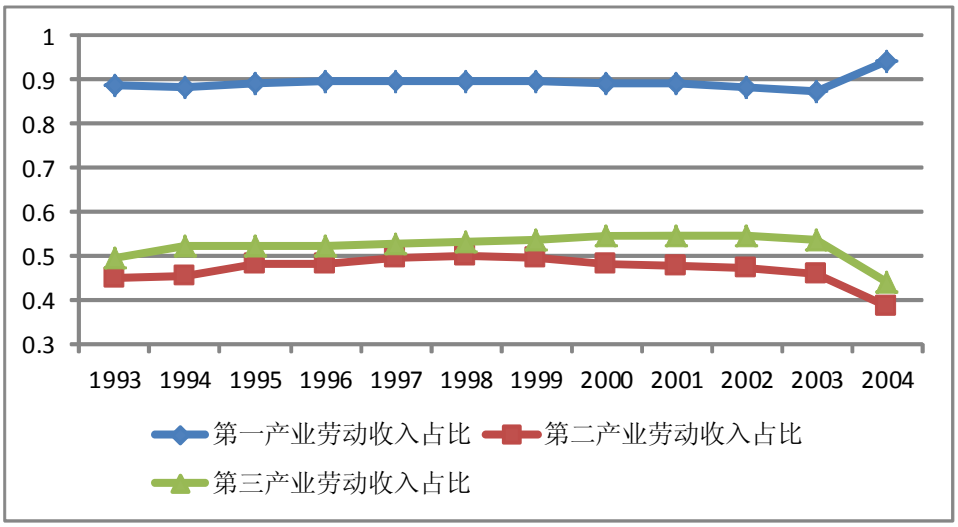
图 4 反映了我国 1994 年以来三次产业增加值占 GDP 比重的变化趋势。从中可以看出，第二产业的结构相对较为稳定，始终保持在 47%左右的比重。第一产业和第三产业则呈现出此消彼长的关系。第一产业比重在 1994 年至 1996 年之间较为平稳，但从 1996 年开始由 19.86%逐步下降至 2009 年的 10.33%，而第三产业比重则由 1994 年的 33.57%上升至 2009 年的 43.43%。

**图 4 三次产业增加值占 GDP 比重（%）**




数据来源：由 CEIC 中国经济数据库相关数据计算。

**图 5 1993 至 2004 年间我国三次产业劳动收入占比的变化趋势（%）**




数据来源：由《中国国内生产总值核算历史资料：1952-2004》相关数据计算。

图 5 从三次产业的比较来看，第一产业的劳动收入占比显著高于第二和第三产业。在 1993-2003 年间，第一产业劳动收入占比较为平稳，其均值约为 89%；第二产业和第三产业劳动收入占比的均值则分别为 48%和 53%。因此，1996 年后第一产业比重的持续下降，以及第二、三产业比重的上升使得我国劳动收入占比在总体上呈现出下降的趋势。

此外，第二产业劳动收入占比的变化趋势在 1998 年出现了较为明显的转变。从图 5 可以看出，第二产业劳动收入在 1998 年之前呈现出缓慢上升的趋势，但在 1998 年后逐渐递减。1993 年，第二产业劳动收入占比约为 45%，而 1998 年，该比值则上升至 50%。2004 年，第二产业劳动收入占比则下降至 39%。

因此，从产业结构变化的角度来看，我国劳动收入占比的变化趋势是两方面因素共同作用的结果。一方面，劳动收入占比较高的第一产业逐步被劳动收入占比较低的第三产业所替代;另一方面,第二产业在国民经济中的比重虽较为稳定,但其劳动收入占比在 1998 年后呈现出下降趋势。

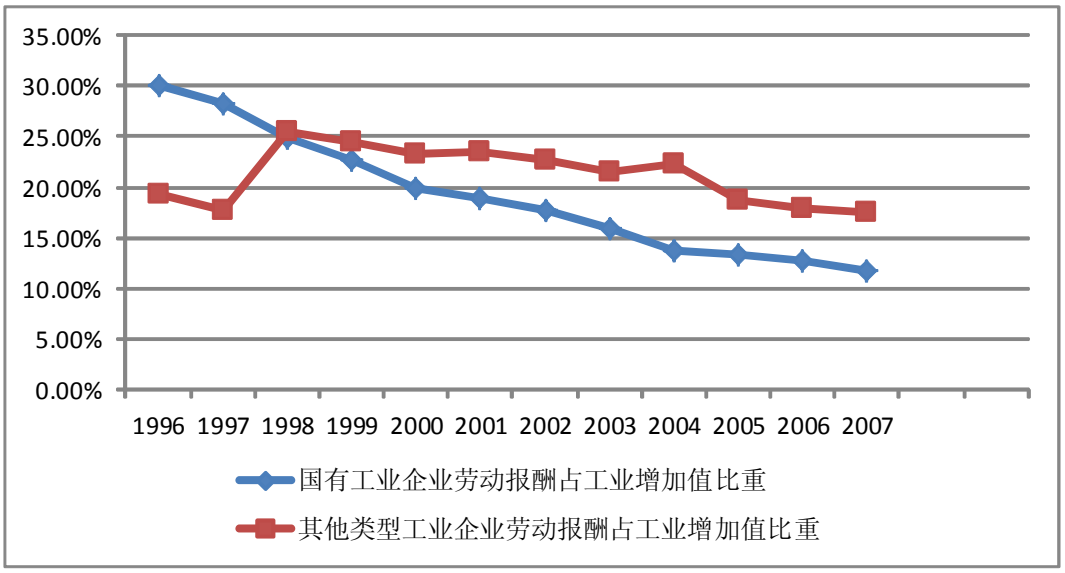
这种产业内部劳动收入占比的变化特点与我国国民收入占比的整体变化趋势具有一定的对应关系。首先，在 1994-1998 年之间，第一产业增加值占 GDP 的比重较为稳定，而第二产业劳动收入占比正缓慢上升，这与图 1 中我国劳动收入占比在 1994 年至 1998 年之间缓慢增加的趋势相对应；而在 1998 年之后，受第一产业比重及第二产业劳动收入占比下降的影响，我国劳动收入占比则出现了显著的递减趋势。

## （三）劳动收入占比的变化趋势的所有制因素

前文的研究表明，我国劳动收入占比以及第二产业的劳动收入占比在 1998 年前后出现了趋势上的转变，并在 1998 年之后呈现出明显的递减趋势。**从所有制因素来看，我国劳动收入占比下降是国有企业以资本替代劳动要素，以及非国有经济内部劳动工资增长缓慢共同作用的结果。**

1995 年底，我国开始实施国有企业的战略性改组与布局调整，并开始在国有企业内实施股份制和公司制的试点改革。在此过程中，大量国有企业劳动力由于国有企业的战略性退出而脱离原有的行政性工资形成体系，转而与农民工群体共同构成了私营企业的主要就业群体。1997 年全国私营企业抽样调查的结果显示，下岗人员和农民在私营企业工人就业总人数中占 80%的比重，在技术人员和经理中则分别占 30%和 35%的比重（张厚义和明立志，2000）。国有企业的退出以及农村剩余劳动力向城镇就业部门的转移使得劳动者在工资谈判中处于不利地位，在劳动用工方面所得到的保障也较差。与此同时，地方政府间的“招商引资”竞争也弱化了劳动与资本的谈判地位。这些因素的共同作用可以用来解释我国劳动收入占比，尤其是第二产业内的国民收入初次分配趋势在 1998 年前后出现的转变。

**图 4 不同类型工业企业劳动报酬占工业增加值比重（%）**




数据来源：由《中国劳动统计年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》相关数据计算。

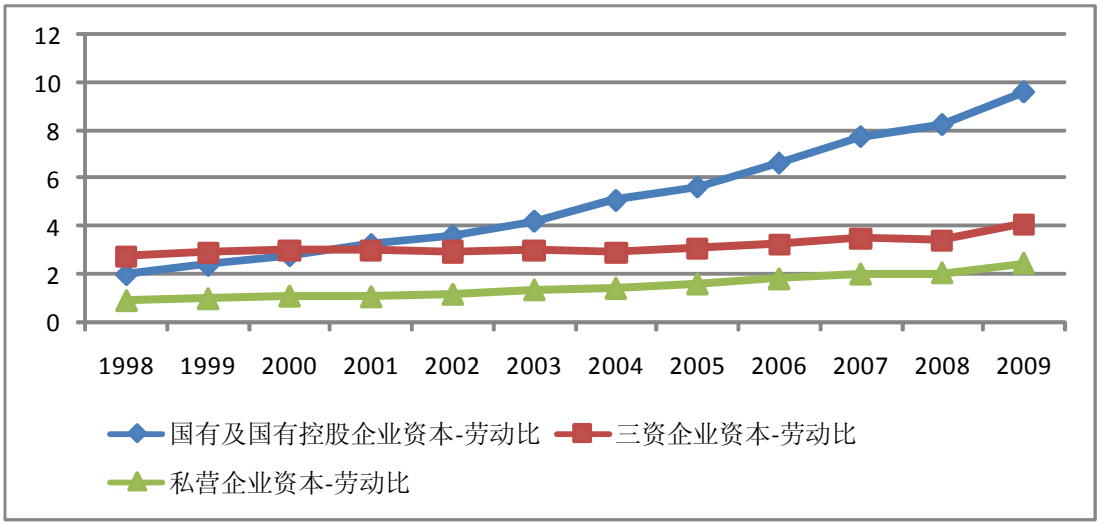
1998 年之后，我国劳动收入占比呈现出明显的递减趋势。但是，这种国民收入初次分配的变化趋势的形成原因在不同所有制经济中存在显著差异。从所有制结构角度来看，我国劳动收入占比的变化大致存在着以下几个个方面的特征：

**首先，所有类型企业的劳动收入占比均呈现出显著的下降趋势，但国有及国有控股企业劳动收入占比下降速度更快。**从图 4 可以看出，我国国有工业企业劳动报酬占工业增加值的比重在 1996 年至 2007 年之间持续下降，由 1996 年的 30%逐渐下降至 2007 年的 12%。在 1998 年后，国有工业企业劳动报酬占工业增加值比重始终低于其他类型企业的劳动报酬占比。在相同时期，其他类型工业企业劳动报酬占比也呈现出一定的递减趋势，但幅度较小。在 1998 年，其他类型工业企业劳动报酬占比约为，而在 2007 年则递减至。此外，对比国有企业和其他类型企业劳动报酬占比可以发现，在 1998 年后，国有企业劳动报酬占比始终处于更低的水平。这一现象说明，除国有企业“工资挤占利润”现象逐渐消失的影响外，在国有企业内部还存在其他影响劳动收入占比的因素。

**其次，国有及国有控股工业企业资本-劳动比上升趋势更快，显示出更强的资本密集型发展趋势，而非国有制经济则逐渐吸纳了绝大多数就业人口。**图 5 显示了 1998 年至 2009 年间我国各种所有类型企业资本-劳动比的变化趋势。从该图可以看出，由于三资企业在资本要素禀赋上更占优势，因此在 2000 年之前，三资企业的资本-劳动比高于其他经济类型。在 2000 以后，国有企业资本-劳动

比迅速提高，并超过三资企业的资本劳动比。在 1998-2009 年间，国有企业资本-劳动比由最初的 1.99 万元/人提高至 9.61 万元/人，年均增长速度达到 15%。相比而言，三资企业和私营企业资本-劳动比的变化趋势较为平稳。1998 年，我国三资企业和私营企业资本-劳动比分别为 2.75 万元/人和 0.92 万元/人，而在 2009 年，这两种所有制类型企业的资本-劳动比则上升至 4.08 万元/人和 2.46 万元/人，年均增长速度分别为 3.6%和 9.3%。

**图 5 按所有制分资本-劳动比（万元/人）**




数据来源：由中经网统计数据库相关数据计算。

国有企业快速增长的资本-劳动比表明在国有部门存在着较为明显的以资本替代劳动的资本偏向型技术进步取向。形成这一现象的内在机制在于，我国银行信贷的实际利率存在着长期低估的现象。2000-2008 年间，我国 3 至 5 年期贷款平均名义基准利率约为 6.13%，平均实际利率则为-2.18%。实际利率的低估使得国有企业使用资本要素的成本极低，从而诱使企业在生产活动中倾向于使用资本要素来替代劳动投入。

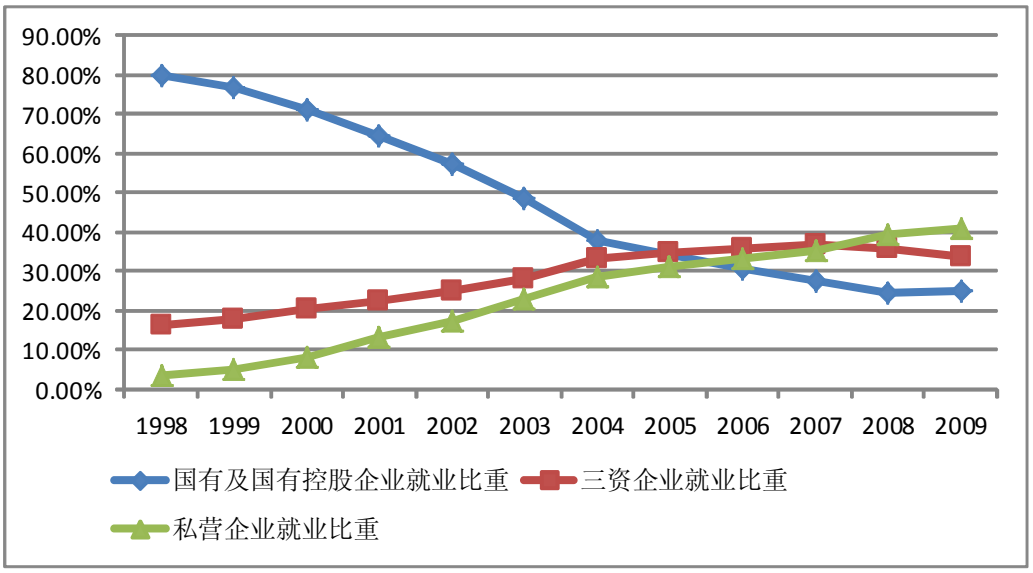
但是，受银行利率低估和信贷约束的影响，我国民营企业资本要素成本与国有企业则存在着明显的差异。国有企业通常拥有较长的经营历史，资产规模较大，并且具有获取地方政府信用担保的优势，从而在获取银行信贷上较为便利。私营经济的经营绩效虽然总体上高于国有企业，但由于信息不对称，且规模较小，无法为大额长期信贷提供足够的资产抵押，因此在获取银行贷款上面临明显的信贷约束。这种与所有制结构相对应的信贷约束造成了官方信贷市场与民间信贷市场的分割。根据人民银行温州支行的监测结果，2003 年至 2008 年间，温州民间贷

款的利率始终在10%左右波动，显著地高于贷款的官方实际利率。这一现象说明，尽管我国于2004年放开了商业银行贷款利率上限，但官方银行信贷利率与民间信贷市场利率仍存在较大差异。

因此，在要素的使用偏向上，国有企业和其他类型企业存在着较为明显的差异。对于国有企业而言，资本要素的价格极其低廉，从而在生产的要素投入组合中，国有企业会倾向于迅速提高资本要素的使用比例。而对于非国有企业而言，受信贷配额的影响，这类企业在获取大规模的长期银行信贷上的能力较差，从而只能更多地依赖于其他资金来源（如自筹资金和民间信贷）。受资本要素可得性以及民间信贷高成本的制约，非国有企业在要素使用上将会倾向于通过廉价劳动要素投入来获取利润。这种要素使用偏向上的差异可以用来解释图5中国有企业资本-劳动比与其他类型企业资本-劳动比在变化趋势上的显著差异。

国有经济的战略性退出，以及不同所有制类型企业要素使用偏向的差异使得我国就业人数的所有制分布也出现了较大的结构性变化。从图6可以看出，在1998年，我国国有及国有控股企业容纳了绝大部分的就业人口。该年，国有及国有控股企业就业人数占总就业人数的80%。在1998年至2009年之间，该比重出现了较大幅度的下降。2009年，国有及国有控股企业就业人数占就业总人口的比重约为25%。其他类型企业，尤其是私营企业则逐渐吸纳了大部分就业人口。在1998至2009年间，三资企业就业人员比重从16.6%上升至33.9%，年平均增速为6.7%。私营企业就业人口占总就业人口的比重则出现了更快的增长，由1998年的3.4%上升到2009年的41.2%，年平均增速为25.33%。国有企业的战略性退出虽然会直接降低国有企业就业人员比重，但无法完全解释这种就业人口分布的变化。截至2009年，我国国有及国有控股工业企业总产值占全部工业总产值的比重约为26.74%，而就业人员占全部工业就业人口的比重仅为20.42%。结合图5中不同所有制企业资本-劳动比的相对变化趋势可知，国有企业就业人数比重的下降不仅仅来自于国有企业布局的战略性调整，还是国有企业以资本替代劳动的要素使用偏向的结果。

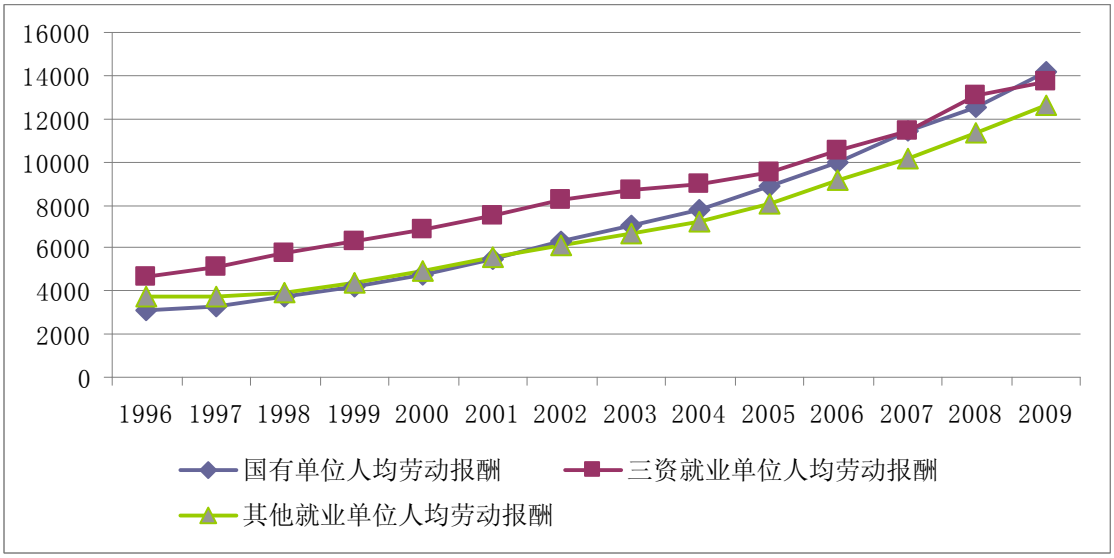
**图 6 不同所有制企业的就业人数比重（%）**




数据来源：由《中国劳动统计年鉴》相关数据计算。

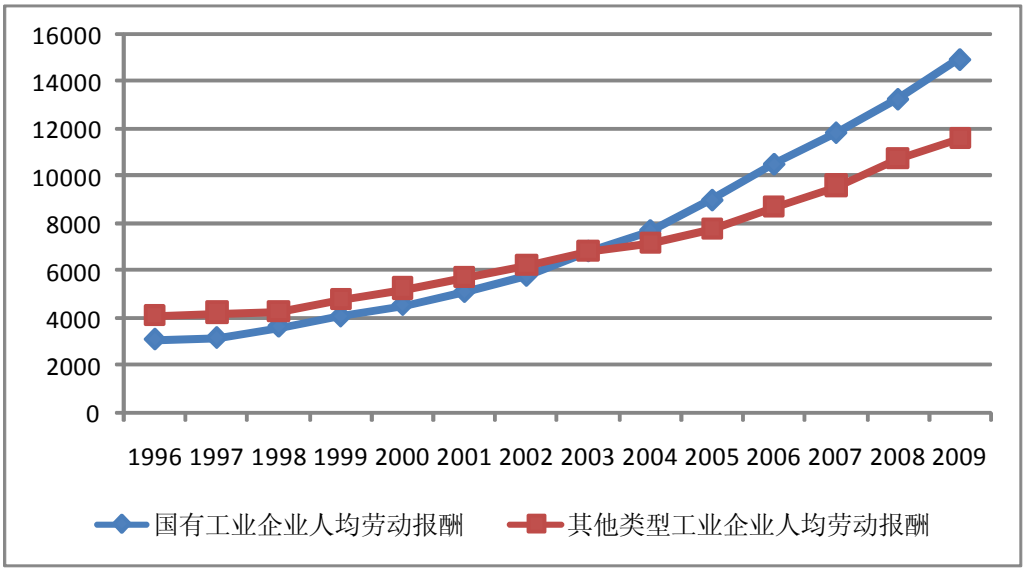
**尽管国有企业呈现出明显的资本偏向型技术进步特征，但是相对于其他所有制类型的企业，国有及国有控股企业人均劳动报酬增速更快。**图 7 和图 8 显示了我国 1996-1997 年之间国有就业单位以及国有工业企业同其他类型就业单位在平均劳动报酬增长上的差异。1996 年，国有就业单位实际人均劳动报酬（按 1990 年不变价格计算）约为 3125 元，而三资和其他类型就业单位人均劳动报酬则分别为 4700 和 3786 元。截至，2009 年，国有就业单位人均劳动报酬则上升至 14000 元，高于三资和其他类型就业单位的 13702 元和 12578 元。在工业部门内，人均劳动报酬的分化现象更为明显。国有及国有控股工业企业人均劳动报酬在 1996 年约为 3089 元，而 2009 年则上升至 14977 元，年均增长速度约为 12.91%。其他所有制类型工业企业人均劳动报酬在 1996 年和 2009 年则分别为 4135 元和 11617，年均增长速度约为 8.27%。

**图 7 不同所有制类型企业人均劳动报酬（元）**




数据来源：根据《中国劳动统计年鉴》相关数据计算。

**图 8 不同所有制类型工业企业人均劳动报酬（元）**




数据来源：根据《中国劳动统计年鉴》相关数据计算。

造成国有企业与其他类型企业人均劳动报酬增长率差异的主要原因大致可以归结为如下几点：

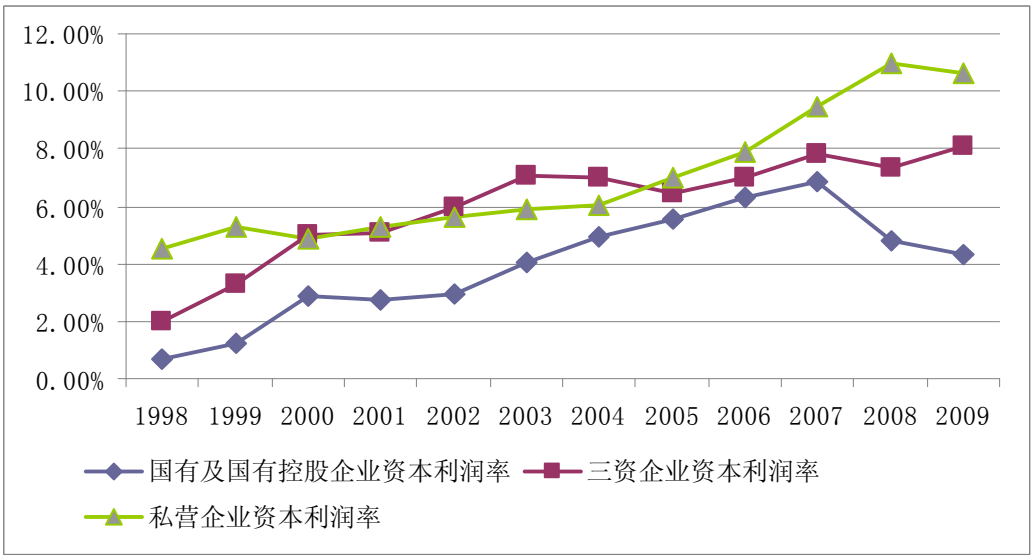
首先，国有企业资本-劳动比的快速增长对劳动的生产效率有推动作用。尽管资本深化降低了劳动要素的投入比重，进而倾向于降低劳动收入占比，但资本要素的快速积累能够提高劳动的边际产出。就国有及国有控股工业企业而言，在1996-2009 年之间，其人均工业总产值的年均增长速度达到 21.62%，远高于其他

类型企业 10.12%的增长速度。这说明，虽然普遍认为国有企业的运行效率低于非国有经济，但是其劳动生产率却增长更快，则这种劳动生产效率的提高是于国有企业大规模增加资本投入相联系的。

其次，国有企业资本要素的密集使用通过资本-技能互补引起技能溢价。通常而言，资本要素使用比例的增加要求相应的劳动技能与其相匹配。由于国有企业资本-劳动比一直存在着迅速上升的变化趋势，因此国有企业的劳动需求结构也会逐步将技能型劳动转变，因而引起技能型劳动和非技能型劳动间的工资分化。

第三，非国有经济部门，尤其是私营企业的快速发展中，存在着以大量使用廉价劳动投入获取利润的倾向，而这使得非国有经济部门人均劳动报酬的增长速度相对较慢。随着国有经济战略性调整的持续深入，非国有经济部门不仅吸纳了大量原国有部门的下岗人员，还成为农村剩余劳动力的主要就业单位。极低的农业边际生产率和充裕的劳动供给使得这些劳动群体的工资水平被长期限制在生存工资水平。这种“利润挤占工资”的现象产生了两个方面的影响。首先，它使得民营企业内劳动工资的增长速度、福利保障和劳动用工保护与国有企业存在着较大的差距。其次，工资增速的减缓使民营企业能够在资本要素相对稀缺的背景下保持较高的资本利润率。这为银行信贷约束下，私营企业通过自筹资金来实现资本积累提供了必要激励。从图 9 可以看出，在 1998 年至 2009 年间，私营企业资本利润率显著高于国有企业。这一现象不仅反映出私营企业与国有企业在经营绩效上的差异，也和两种所有制类型企业工资增长趋势形成了对比。

**图 9 不同所有制企业资本利润率（%）**




数据来源：根据《中国统计年鉴》相关数据计算。

综上所述，我国劳动收入占比下降的成因在不同所有制结构下存在较大差异。受信贷约束和银行贷款实际利率低估的影响，国有企业与非国有企业在要素使用上存在不同的倾向。在国有经济部门，尽管资本深化和技能偏向型技术进步使人均劳动报酬呈现较快的增长趋势，但由于在要素使用中存在以廉价资本要素替代劳动的现象，因此劳动报酬总额在增加值中的比重呈下降趋势。在非国有经济部门，特别是私营企业中，受银行信贷约束的影响，资本要素的使用成本相对高昂，从而劳动在各种要素投入中占有较高的比重。但是，由于非国有企业存在着抑制工资增长以维持资本利润率的倾向，因而就业人数的增加仍无法提高劳动收入占比。

## 三、计量分析

前文的基本分析表明，不同所有制结构内劳动收入占比下降趋势的成因存在较大差异。在国有企业内，劳动收入占比主要来自资本-替代劳动的要素使用偏向，而在民营企业内，劳动收入占比的主要原因在于劳动工资增长较为缓慢。这两种因素的共同作用使得我国劳动收入整体上呈现递减趋势，并且在国有经济与非国有经济之前存在着较为明显的工资分化趋势。

为进一步验证前文分析的基本结论，本文以 1999-2007 年我国 29 个地区的面板数据为基础，构建如下计量模型：[46]

$$share_{it} = c_{it}^{1} + wsoe_{it} + wnsoe_{it} + ksoe_{it} + knsoe_{it} + soe_{it} + product + skill + industry + \varepsilon_{it}^{1} \quad (1)$$

其中，$share$ 为劳动收入占比，$wsoe$ 和 $wnsoe$ 分别为国有经济平均工资和非国有经济平均工资，$ksoe$ 和 $knsoe$ 分别为国有经济资本-劳动比和分国有经济资本-劳动比。$soe$ 为所有制结构，以国有及国有控股企业工业总产值占全部工业总产值比重来衡量；$product$ 为人均工业总产值，用来反映劳动生产率变化对劳动收入占比的影响；$skill$ 为劳动力技能结构，其数值以就业人口中大专及本科以上教育程度人员比重来间接衡量；$industry$ 为产业结构，以第二产业增加值占 GDP 比重来体现。以上所有指标数据均以《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》相关数据计算。

此外，为进一步讨论国有企业与非国有企业间工资增长差异的成因，本文还

[46] 由于部分数据的缺失，西藏被排除在样本外。重庆的数据则被合并至四川省。

构建了如下计量模型

$$rw_{it} = c_{it}^{1} + ksoe_{it} + knsoe_{it} + soe_{it} + rproduct + skill + industry + \varepsilon_{it}^{1} \quad (2)$$

其中，$rw$为国有企业人均劳动报酬与非国有企业人均劳动报酬之比。$rproduct$为国有企业与非国有企业的相对劳动生产率，该变量以国有企业和非国有企业人均工业总产值之比来体现，指标数据由《中国工业经济统计年鉴》相关数据计算。（1）式和（2）式的估计结果如表 1 所示：47

**表 1 （1）式和（2）式的估计结果**

| 因变量<br>自变量 | 劳动收入占比 | 国有经济与非国有经济工资比 |
|---|---|---|
| *c* | 0.34*<br>（16.25） | 0.41*<br>（5.40） |
| *wsoe* | 0.02<br>（1.70） | — |
| *wnsoe* | 0.11**<br>（7.45） | — |
| *ksoe* | -0.04*<br>（-3.83） | 0.03*<br>（3.83） |
| *knsoe* | -0.04<br>（-1.00） | 0.06<br>（1.76） |
| *soe* | 0.07*<br>（6.34） | -0.79*<br>（-10.42） |
| *product* | -0.14*<br>(-4.11) | — |
| *skill* | -0.08<br>（-0.92） | 0.15<br>（0.49） |
| *Industry* | -0.20*<br>（-5.08） | 0.72*<br>（4.47） |
| *rproduct* | — | 0.07*<br>（9.24） |
| 调整后 $R^2$ | 0.85 | 0.88 |
| Prob. F | 0.00 | 0.00 |

注：“*”表示 1%置信度下显著。

由表 1 的估计结果可以得到如下结论：

（1）国有企业与非国有企业在工资以及资本深化对劳动收入占比影响上存在显著差异。从工资变化的影响结果来看，国有企业工资变化无法解释我国劳动

47 估计时，根据 Hausman 检验结果选择固定效应模型，并按截面加权以剔除截面异方差的影响。

收入占比的下降，而非国有企业工资变化与劳动收入占比正相关。而从资本-劳动比的影响来看，国有企业资本-劳动比的提高对劳动收入占比有显著的负面影响，而非国有企业资本-劳动比的变化无法解释我国当前劳动收入占比下降趋势的形成。这一比较结果说明，从工资以及资本-劳动比这两个决定劳动收入占比趋势的重要因素来看，工资变化对国民收入初次分配的影响主要通过非国有经济部门来实现，而资本-劳动比变化的影响则主要通过国有经济部门来实现，这一结论与前文的数据分析结果是一致的。造成这些所有制间差异的原因在于，由于非国有经济部门吸纳了越来越多的就业人口，因此单位就业人员工资的上升在非国有经济部门内能够对劳动收入总额的增加产生更为显著的影响。并且，由于非国有企业工资增长相对缓慢，提高非国有企业的工资水平对于缓解劳动收入占比下降趋势也更为重要。而在资本-劳动比的变化趋势上，国有企业可以以极低的价格获取资本要素，而民营企业在获取银行信贷上则面临信贷约束。这使得资本-劳动比的提高仅在国有企业内较为显著，而非国有企业资本-劳动比的提高并不明显，对劳动收入占比的影响作用也有限。

（2）国有企业的资本深化对工资分化的形成有显著的正面影响。这一现象的产生有两个方面的原因。首先，正如前文分析所指出的，国有企业快速的资本深化提高了单位劳动的边际生产力，从而使国有企业人均劳动报酬呈现出更快的增长趋势。其次，由于资本和技能型劳动间存在互补性特征，因此国有企业资本深化将提高国有企业对技能型劳动的需求，从而通过技能溢价引致工资分化。

## 四、结语

本文从所有制角度分析了我国劳动收入占比下降趋势的成因。研究表明，尽管国有企业和非国有企业都存在着劳动收入占比下降的趋势，但其内在机制存在较大的差异。国有企业劳动收入占比下降的主要原因在于资本-替代劳动的要素使用倾向，而非国有企业劳动收入占比下降主要原因在于人均劳动报酬相对缓慢的增长速度。形成这种所有制差异的主要原因在于资本要素价格的低估以及银行信贷的配给制。国有企业在获取银行信贷上没有实质性的约束，从而更倾向于使用廉价的资本要素来替代劳动。这使得国有企业尽管在经营绩效上弱于民营企业，但仍然能够实现劳动生产率的较快增长。民营经济在银行信贷上则面临着较强的约束，这使得它们无法利用资本要素价格扭曲来获利，而是转向采用劳动密集型的生产技术，并大量使用廉价劳动投入来维持较高的资本利润率，而这反过

来为民营经济发展中通过自筹资金来满足必要的投资提供了激励。

这一结论也可以用来解释最低工资标准变化对我国劳动收入占比的影响。2006 年之后我国劳动收入占比存在着较快的上升趋势。2006 年，我国劳动收入占比约为 47.36%，而在 2009 年则上升至 54.98%。形成这种变化趋势的主要原因可能来自于民营经济工资增速的上升。1996 至 2006 年之间，民营企业人均劳动报酬的年均增长率约为 9.2%，而在 2006 年至 2009 年间，尽管受到 2008 年以来经济增速放缓的影响，其年均增速仍达到 11.2%。[48] 形成这种工资增长趋势变化的原因主要在于最低工资标准的快速上升，以及农民工群体保留工资的提高。2005 年，我国各省平均最低工资标准约为 376 元，而在 2009 年，各省平均最低工资标准则达到 715 元。[49] 剔除通胀的影响因素后，最低工资标准的年均增长速度仍达到 14.22%。由于非国有经济吸纳了绝大部分就业人口，因此最低工资标准的提高对于提高整体劳动收入有显著作用，从而对劳动收入占比的提高产生正面推动作用。但是，这种劳动要素成本的提高对民营企业的发展也会产生负面作用：劳动成本的提高将挤占民营企业的资本利润率，从而削弱其投资动机。2008 年全国工商联开展的私营企业抽样调查结果显示，与 1996-2007 年的抽样结果相比，企业纯利润再投入占企业税后净利润比重的均值下降了 17.8%。[50] 从长期来看，劳动成本的上升将会迫使企业在要素使用结构、生产技术、产业结构和企业的地区分布上进行调整，而这对劳动收入占比将同时产生正面与负面效应。

## 参考文献

白重恩、钱震杰和武康平：《中国工业部门要素分配份额决定因素研究》，《经济研究》，2008 年第 8 期。

罗长远、张军：《经济发展中的劳动收入占比：基于中国产业数据的实证研究》，《中国社会科学》，2009 年第 4 期。

张厚义、明立志：《中国私营企业发展报告(1999)》，社会科学文献出版社，2000。

[48] 数据来源：由《中国劳动统计年鉴》相关数据计算。
[49] 数据来源：CEIC 中国经济数据库。
[50] 数据来源：http://finance.ifeng.com/news/hgjj/20090326/480672.shtml。

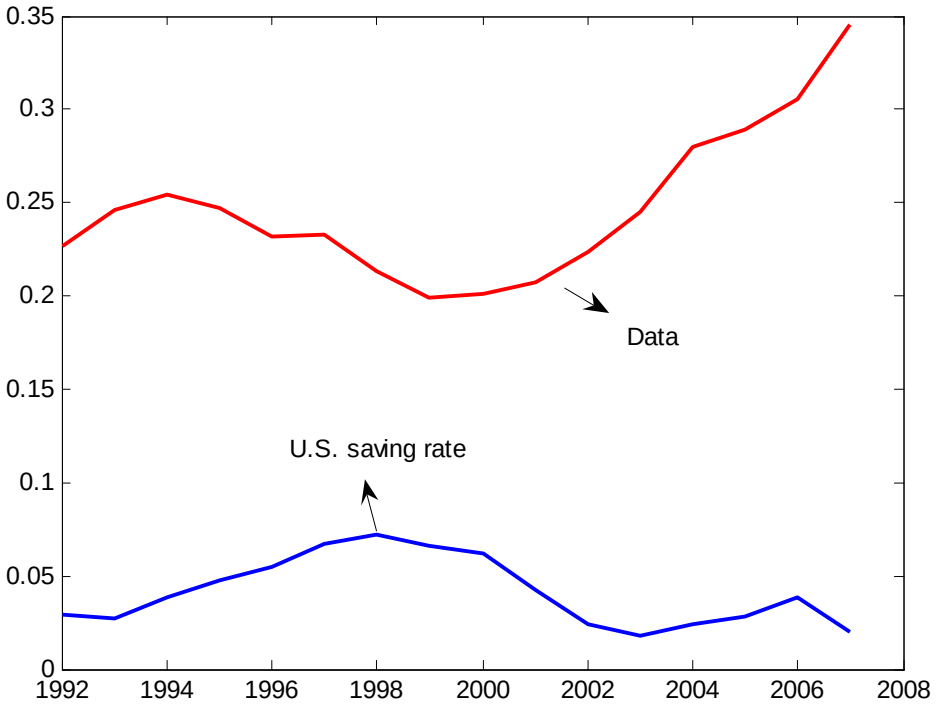
# 中国高储蓄率长期偏高的原因和对策分析

**内容提要**：本文应用新古典增长模型和反事实实验方法对中国高储蓄率的原因进行了研究。我们建立了一个标准的新古典增长模型以模拟中国的储蓄率变动，结果表明，该模型可以比较准确地拟合中国储蓄率变动的长期趋势。然后我们运用反事实实验来分别检验1992-2007年期间人口增长率、资本回报率、折旧率、政府支出在GDP中的份额、TFP增长率对储蓄率的影响，结果发现TFP增长率的变化是解释中国储蓄率变动趋势的最重要因素。如果中国面临与美国一样高的资本初始存量和相同的TFP增长率，则中国在此期间与美国储蓄率的差异将会大大低于中美储蓄率的实际差异。据此我们可以得出两个结论：首先，中国的TFP增长率将导致中国的高储蓄率继续持续一段时间；其次，如果在未来的产业结构调整过程中，第三产业占GDP的比重不断上升，则TFP增长率将出现下降，从而储蓄率也将下降。

## 一、引言

近年来，中国储蓄率长期居高不下，明显高于发达国家，而且这一情况已经持续了几十年。以中国、美国储蓄率的对比为例，图 1 表现了自 1992 年以来中美国民储蓄率的差异[51]。

[51]中美两国国民储蓄率的计算口径有两大区别：第一，中国国民收入统计中的折旧是基于历史成本法计算的，而美国国民收入统计中的折旧是基于重置成本法计算的；第二，美国所有的政府支出都被统计为政府消费，而中国政府支出中的资本形成总额没有被包括在政府消费之中，这将导致中国总消费中的政府消费（与美国相比）被低估。为了使二者具有可比性，我们借鉴 Chen *et al.*(2006)，在中美两国政府公布的国民储蓄数据中减去了折旧和政府支出的数据。之所以如此是由于两个原因：第一，由于缺少中国的国民财富官方数据，我们难以像 Hayashi (1989)对日本数据所做的那样，按重置成本法计算中国的折旧；第二，美国政府从未公布过政府资本支出的数据，因此我们无法计算与中国口径相同的美国政府消费数据。




资料来源：《中国统计年鉴（2008 年）》；美国商务部经济分析局（U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis）网站

许多国内外的文献对此进行了研究，这也是本文所要研究的主题。中国高储蓄率问题的研究，长期以来主要集中在中国经济转型期的某些独特因素上。这些因素有以下几类：首先是人口结构因素。许多学者的实证研究发现，上世纪 60 年代的“婴儿潮”导致目前人口年龄结构的年轻化（即“人口红利”）对中国出现高储蓄率有重要作用（Kraay,2000；Modigliani and Cao, 2004；蔡昉，2004；李扬、殷剑峰、陈洪波，2007）。而上世纪 70-80 年代计划生育政策所导致的人口老龄化也是高储蓄率的原因之一（Wakabayashi and Mackellar,1999；袁志刚、宋铮，2000）。其次是中国经济体制改革带来的不确定性，所导致的预防性储蓄动机的增强，这个理由可以解释中国居民储蓄率的上升。持此观点的学者很多，如 Blanchard and Giavazzi (2005)、Chamon and Prasad (2008)、龙志和和周浩明（2000）、臧旭恒（2001）、万广华等（2001）、罗楚亮（2004）、施建淮和朱海婷（2004）、何立新等（2008）等等。第三是高储蓄率的结构性解释，即认为中国的高储蓄率主要来源于政府储蓄和企业储蓄的增加，Kuijs（2005）、何新华和曹永福（2005）、任若恩和覃筱（2006）、李扬和殷剑峰（2007）均通过实证分析得出了这一结论。此外，中国的许多其他独特性因素也被用来解释高储蓄率，如儒

家文化（黄少安和孙涛，2005）、转型经济下的劳动力转移（李扬和殷剑峰，2005）、金融市场不发达（Harbaugh, 2003）、中国的高经济增长率（刘金全和郭整风，2002；陈利平，2005）、中国的男女出生比例失衡（Wei and Zhang, 2009）等。这方面的详细情况可参见张明（2006）、王弟海和龚六堂（2007）、王海燕（2008）所做的文献综述。

以上这些关于中国高储蓄率研究的文献，都在一定程度上从不同角度阐述了中国高储蓄率的原因。但这些研究成果存在两个问题。第一，这些研究绝大部分都是一种实证研究，没有在一般性的理论模型的基础上，具体测算出何种因素对中国储蓄率变动趋势的影响力最大。第二，这些研究几乎都是用中国在经济转型期的独特性因素来解释中国的高储蓄率，而这样做似有不妥之处。这里有两个原因，首先，东亚的许多国家在上世纪 60-80 年代的高速增长时期也出现了高储蓄率，但它们似乎并不具备（或至少不完全具备）上述中国的各种独特性因素，这就使我们怀疑，高储蓄率的国家是否具备一些本国特色不足以解释的共性。其次，欧美发达国家和拉美国家也在二战之后某些时间段具备了上述某些中国的独特性因素，比如二战之后的“婴儿潮”以及随后而来的“人口红利”在拉美国家也都出现过，但它们并未如中国一样出现如此之高的储蓄率。

同以上这些研究文献相比，本文的研究主要有以下两个特点：第一，我们通过一个标准的新古典增长模型，推导出均衡状态下储蓄率决定的一般公式。然后以这一公式为基础，根据中国和美国实际经济中的一些主要经济参数，通过数值模拟来比较分析中国高储蓄率的可能原因。正因为如此，我们可以测算出决定储蓄率的诸种因素何者更为重要。第二，本文在标准的新古典增长模型引入的因素，都是适用于世界各国的，而不是只有中国经济转型期才有的独特性因素，这不仅让我们避免了上述缺陷，而且有利于对中美储蓄率进行比较，从而可以解释图 1 中的中美储蓄率差异。

据作者所知，国内的研究中只有王弟海和龚六堂（2007）也是建立了类似的新古典增长模型，并在此基础上对中国高储蓄率的可能原因进行了测算。本文在两个方面上与王弟海和龚六堂（2007）有差异。第一，王弟海和龚六堂（2007）的主要结论是，中国高储蓄率的原因是高经济增长率、高资本产出弹性、个人对未来工资的短视性预期、居民的高主观贴现率和高风险规避性，而本文的主要结论是 TFP 增长率是中国储蓄率偏高的最重要原因。第二，本文的模型与王弟海和龚六堂（2007）有一定的相似之处，因为二者都基于无限期界模型。但值得注

意的是，王弟海和龚六堂（2007）的模型中并没有包括人口增长率、资本收入税率和政府支出在 GDP 中比例等因素，而我们的模型包括了上述因素；而且王弟海和龚六堂（2007）研究的是私人储蓄率，而我们研究的是国民储蓄率。王弟海和龚六堂（2007）在其论文的结论中也承认，由于他们对人口增长率和国民总储蓄率的忽略，因此他们的论文还存在很大改进余地，从这个意义上说，我们的模型和结论正是在王弟海和龚六堂（2007）基础上的改进。

我们的方法背后的经济学直觉来自真实经济周期理论。根据该理论，一个正向的全要素生产率（TFP）冲击将提高资本回报率[52]，增加了单位储蓄带来的回报，因此会激励当事人更多地储蓄。结果，当TFP增长率高于（或低于）平均水平时，当事人将会储蓄得更多（或更少）。要得出TFP增长率对于储蓄率的影响，一般采用校准法（Calibration），该方法通过参数的的设置生成一些模拟结果（比如变量的周期性和变化幅度），并将模拟结果与真实经济的特征事实相比较。一般地，校准后的模型模拟的结果越好，对实际经济的解释力就越高。一个“好”的校准模型能够解释实际经济所呈现出的大部分特征事实，特别是一些经济增长特征。在储蓄率问题研究中，对高储蓄率的解释要通过构建新古典增长模型以及求解模型的均衡值来实现。

这种方法在国外学术界曾被用于研究“大萧条”和日本经济停滞的原因（Kehoe and Prescott, 2002；Hayashi and Prescott,2002），而最近它已经被应用于解释日本的储蓄率为何偏高（Chen et al, 2006, 2007）以及美国储蓄率为何偏低（Chen et al, 2005）。日本的高储蓄率也曾经被解释为多种本国独特性因素综合作用的结果（Horiaka, 1990），但上述运用新古典增长模型的研究却表明，TFP增长率可以解释日美之间储蓄率差异和日本、美国各自储蓄率长期波动趋势的绝大部分。这意味着可以在一个统一的理论框架内研究各国之间的储蓄率差异，它同时也说明日本人的储蓄行为并无与标准模型相左的独特性。这就使我们思考，如果用标准的新古典增长理论来研究中国的高储蓄率，是否也可以得出同样的结论。

本文应用新古典增长模型对中国高储蓄率的原因进行了研究。我们建立了一个标准的新古典增长模型以模拟中国的储蓄率变动，结果表明，该模型可以很好地拟合中国储蓄率变动的长期趋势。然后我们以1992年的资本存量为初始条件，分别引入1992-2007年期间人口增长率、资本回报率、折旧率、政府支出在GDP中的份额、TFP增长率的实际数据，运用反事实实验（counterfactual experiments）

[52] 在一个标准拉姆齐模型的稳态解中，一个更高的 TFP 增长率将会通过收入效应导致更高的资本回报率和储蓄率（Barro and Sala-Martin, 1995, 第二章）。

来分别检验上述因素的实际变动对储蓄率的影响，结果发现在此期间内TFP增长率的变化对储蓄率变动趋势具有最强的解释力。我们的模拟结果还显示，如果中国面临与美国一样高的资本初始存量和相同的TFP增长率，则中国在此期间的平均储蓄率将会大大接近于美国，所以，中美之间的储蓄率差异可能并不需要由各种中国的独特性因素来解释，这意味着中国的储蓄率与美国、日本一样，可以在一个统一的理论框架内加以研究。从这个研究结果出发，我们可以得出两个结论：首先，由于中国的TFP增长率较高[53]，中国的高储蓄率可能会长期持续；其次，如果在未来的产业结构调整过程中，第三产业占GDP的比重不断上升，则TFP增长率将出现下降，从而储蓄率也将下降。

本文安排如下：第二部分描述了标准的新古典增长模型并对其进行求解，第三部分是数据来源和参数校准，第四部分根据模型的数值模拟结果，对中国高储蓄率的原因及其贡献率进行了分析，第五部分是结论和政策含义。

## 二、理论模型的构建及求解

### （一）新古典增长模型的构建

首先我们将建立一个标准的Cass-Koopmans新古典增长模型，为储蓄率的校准提供理论基础。假定在一个经济体中有三个经济部门：厂商、家庭和政府。下面我们分别分析三个部门的行为：

1、厂商。假定在t年，代表性厂商的生产函数为规模报酬不变型的Cobb-Douglas生产函数：

$$Y_t = A_t K_t^{\theta} H_t^{1-\theta} \qquad (1)$$

其中 $Y_t$、$A_t$、$K_t$、$H_t$ 分别为 $t$ 年的总产出、全要素生产率(TFP)、总的资本存量以及总劳动时间，$\theta$ 为资本产出份额。资本存量满足 $K_{t+1} = (1-\delta_t)K_t + I_t$，其中 $I_t$、$\delta_t$ 分别为 $t$ 年的总投资和资本折旧率。我们定义 $A_t^{1/(1-\theta)}$ 的增长率为TFP factor增长率，根据Hayashi和Prescott（2002）给出的定义，TFP factor增长率等于

[53] Chen et al（2006）指出，日本二战后的高 TFP 增长率是导致高储蓄率的主要原因，而他们给出的 1956-2000 年日本 TFP 增长率为年均 2%。本文参考文献列举了很多估算中国改革以来全要素生产率的文章，包括张军、施少华（2002），郭庆旺、贾俊雪（2005），孙琳琳、任若恩（2005），曹吉云（2007），Bosworth and Collins(2008)，李宾、曾志雄（2009），中国经济增长与宏观稳定课题组（2010）。这些文献估算的 1992 以后的中国 TFP 增长率，仅有郭庆旺、贾俊雪（2005）低于 2%（年均 1.52%），其中最高的是李宾、曾志雄（2009）估算的 1992-2007 年 TFP 增长率，年均为 4.18%。而即使是郭庆旺、贾俊雪（2005）估算的 TFP 增长率数据，也高于 Chen et al（2006）提到的美国 1956-2000 年的 TFP 增长率数据。Bosworth and Collins(2008) 更指出，1978-2004 年中国 TFP 增长率分别是世界平均水平、工业化国家、印度 TFP 增长率的 4、3.6、2.25 倍。可见，中国自改革开放以来的 TFP 增长率还是比较高的。

总劳动时间和资本-产出比率不变情况下的人均产出增长率，它的简单推导过程如下：设N为劳动年龄人口，y≡Y/N，h≡H/N，x≡K/Y，则在（1）式两边同时除以N并整理，可以得到：

$$y_t = A_t^{1/(1-\theta)} h_t x_t^{\theta/(1-\theta)} \qquad (2)$$

其中 $A_t^{1/(1-\theta)}$ 为TFP factor， $A_t^{1/(1-\theta)}$ 以 $\gamma_t - 1$ 的速度增长， $\gamma_t = (A_{t+1}/A_t)^{1/(1-\theta)}$ 。

2、家庭。假定在经济体中，代表性家庭在 $t$ 年有 $N_t$ 个处于工作年龄的成员，且家庭人数以每年 $n_t - 1$ 的速度增加，其中 $n_t = N_{t+1}/N_t$ 。代表性家庭的效用最大化函数为：

$$\max : \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t N_t (\log c_t + \alpha \log(T - h_t)) \qquad (3)$$

$$s.t.: C_t + I_t \le w_t H_t + r_t K_t - \tau_t (r_t - \delta_t) K_t - \pi_t, \quad t = 0,1..., given K_0 > 0$$

其中 $c_t = C_t/N_t$ 为家庭人均消费， $T$ 为人均时间资源， $h_t = H_t/N_t$ 为人均工作时间， $\beta$ 为主观贴现因子， $\alpha$ 为闲暇在效用函数中的份额， $\tau_t$ 为资本收入税率， $w_t$ 为实际工资， $\pi_t$ 为定额税收（lump sum tax）， $r_t$ 为资本租金率。假定家庭拥有资本存量 $K_t$ 并租给企业使用。

3、政府。假定政府部门对净资本（即除去折旧之外的资本）征收收入税，并将税收用于外生给定的政府支出 $G_t$，其中定额税收 $\pi_t$ 用于保证政府预算约束在每时期都满足：

$$G_t = \tau_t (r_t - \delta_t) K_t + \pi_t \qquad (4)$$

4、市场均衡。给定一个政府的政策集合 $\{G_t, TR_t, \tau_t, \pi_t\}_{t=0}^{\infty}$，一个竞争性市场均衡应包括一个资源配置组合 $\{C_t, I_t, H_t, K_{t+1}, Y_t\}_{t=0}^{\infty}$ 和价格集合 $\{w_t, r_t\}$ ，具体包括四个方面：

（1）给定政策集合和价格集合，市场均衡状态的下的资源配置应使得家庭的效用最大化。

（2）给定政策集合和价格集合，市场均衡状态下的资源配置应使得厂商的利润最大化。.

（3）政府的预算约束得到满足。

（4）商品市场出清: $C_t + I_t + G_t = Y_t$

（二）新古典模型的求解。本文借鉴Hayashi and Prescott（2002）和Chen et al（2006），以1992年中国的实际资本-产出比率为起点，使用射门算法来模拟出

一条由模型生成的趋向最终稳态点的均衡路径。具体步骤如下：首先，确定经济体的均衡状态，并对变量进行去趋势化处理以得到稳态方程，然后计算稳态储蓄率 $\tilde{s}$ 和达到稳态之前的储蓄率时间路径 $s_t$。

1、一般均衡条件。根据上述市场均衡的4个条件，我们可以求解该模型的一般均衡条件。首先，根据上述市场均衡条件，我们求解（3）式，即约束条件下的家庭效用最大化，可以得到均衡条件一（推导过程参见附录）：

$$\frac{C_{t+1}}{N_{t+1}} = \frac{C_t}{N_t}\beta\{1+(1-\tau_{t+1})[\theta A_{t+1}K_{t+1}^{\theta-1}(H_{t+1})^{1-\theta}-\delta_{t+1}]\} \quad (5)$$

然后再把 $K_{t+1}=(1-\delta_t)K_t+I_t$ 代入上述均衡条件（4），即商品市场出清

$C_t+I_t+G_t=Y_t$，可以得到均衡条件二（推导过程参见附录）：

$$K_{t+1}=(1-\delta_t)K_t+A_tK_t^{\theta}(H_t)^{1-\theta}-C_t-G_t \quad (6)$$

2、去趋势化。由于各总量数据以及工资率都有逐年的波动和长期增长趋势，为了得到稳态方程，我们首先需要进行去趋势化。一个总量变量 $z_t$ 的去趋势化形式可以写成：$\tilde{z}_t = z_t \Big/ A_t^{\frac{1}{1-\theta}} N_t$。把这种变量的变化形式应用到均衡条件可得：

$$\tilde{c}_t = \frac{\tilde{c}_t}{\gamma_t}\beta\{1+(1-\tau_{t+1})[\theta\chi_{t+1}^{\theta-1}-\delta_{t+1}]\} \quad (7)$$

$$\tilde{k}_{t+1} = \frac{1}{\gamma_t n_t}[(1-\delta_t)-(1-\varphi_t)\chi_t^{\theta-1}]\tilde{k}_t-\tilde{c}_t \quad (8)$$

其中 $\chi_t$ 是去趋势化后的资本劳动比率 $(K_t/H_t)\Big/ A_t^{\frac{1}{1-\theta}}$，$\varphi_t = G_t \Big/ Y_t$。

3、稳态。稳态时人均消费相等，其他变量达到稳态时用 $\tilde{z}_t = z$ 代替，可以得到模型的稳态方程如下：

$$1=\frac{1}{\gamma}\beta\{1+(1-\tilde{\tau})[\theta\chi^{\theta-1}-\tilde{\delta}]\} \quad (9)$$

$$\tilde{k}=\frac{1}{\gamma n}[(1-\tilde{\delta})+(1-\varphi)\chi^{\theta-1}]\tilde{k}-\tilde{c} \quad (10)$$

其中 $\tilde{\delta}$ 和 $\tilde{\tau}$ 分别为稳态的折旧率和资本收入税率。解上述方程我们可以得到去趋势化后的资本和消费的稳态值，并进而得到稳态储蓄率：

$$\tilde{s} = \frac{(\gamma n - 1)\tilde{k}}{\tilde{y} - \tilde{\delta}\tilde{k}} \qquad (11)$$

4、转移到稳态。给定初始的资本存量$K_0$，并赋予内生变量$C_0$一个推测值，由方程式（5）和（6）来试求内生变量$C_t$ 和$K_{t+1}$向稳态转移的时间路径。如果在此推测值下无法得到转移至稳态的时间路径，则使用“射门算法”（shooting algorithm）[54]反复推测$C_0$的值，直到得到收敛至稳态点的时间路径为止。由$C_t$ 和$K_{t+1}$转移至稳态的时间路径和其他均衡条件，我们可以得出所有总量变量和价格转移至稳态的时间路径。为了与模拟得出的储蓄率相对比，我们计算实际储蓄率的方程式为：

$$s_t = \frac{Y_t - G_t - C_t - \delta_t K_t}{Y_t - \delta_t K_t} \qquad (12)$$

## 三、数据来源和参数校准

**（一）固定参数的校准。**在本文的分析中，有四个不随时间变化的参数，它们分别是资本收入份额$\theta$，主观折现率$\beta$，每周可支配时间$T$，以及闲暇在效用函数中的份额$\alpha$。

$\theta$是资本收入份额，本文中1992-2005年资本收入份额的数据来自白重恩、谢长泰、钱颖一（2009），我们根据该文提供的公式自己计算了2006、2007年的数据。由此可以得出1992-2007年资本收入份额的平均值为0.4849。

主观折现率（$\beta$）的计算方法来自Hayashi and Prescott（2002），根据他们提出的计算公式，我们设定$\beta = 0.9582$ 以使中国稳态的资本-产出比率为2。$\alpha$是闲暇在效用函数中的份额[55]。要计算出$\alpha$，我们首先需要知道1992-2007年的平均每周工作时间。由于《中国劳动统计年鉴》只统计了中国城镇居民的周工作时间而没有农村居民的周工作时间，所以本文退而求其次，利用中国营养与健康调查数据库（CHNS）中的面板数据，提取出1993、1997、2000、2004、2006年的被调查居民（包括城镇居民和农村居民）的平均周工作时间来代替模型中的周工作时间，中间缺失的年份利用插值法计算出的数据代替。由此可以得出1992-2007年

[54] 射门算法的详细介绍参见 Judd (1998)第 355-357 页。

[55] $\beta$ 的计算公式为：$\beta_t = \dfrac{\frac{C_{t+1}}{N_{t+1}} / \frac{C_t}{N_t}}{1 + (1-\tau)(\theta Y_{t+1}/K_{t+1} - \delta)}$，$\alpha$ 的计算公式为：$\alpha_t = \dfrac{(T - h_t)(1-\theta)Y_t}{C_t h_t}$

我国平均每周工作时间为43.91小时，然后根据$\alpha$的计算公式可得$\alpha = 1.64$。

每周可支配时间设定为105小时。

**（二）1992-2007年期间的外生变量数据。**

在本文的数值模拟过程中，我们需要使用1992-2007年下列外生变量的实际数据：TFP增长率、人口增长率、折旧率、政府支出占GDP的比重和资本收入税率。由于本文的数值模拟需要用到资金流量表的数据，因此本文的数据时间序列为1992-2007年。表1列出了1992-2007年外生变量的数据[56]。

1、TFP增长率。本文借鉴Hayashi and Prescott（2002）估算中国的TFP，计算公式为：$Y_t = A_t K_t^{\theta} H_t^{1-\theta}$，其中$\theta$取1992-2007年的平均值为0.4849，$Y_t$为GNP，$K_t$为非政府资本存量，$H_t$为总工作时间。资本存量K的数据来自白重恩、谢长泰、钱颖一（2006），该文提供了2005年之前的数据，本文依照同样的程序估算了2006、2007年的数据。从表1可以看出，本文估算的中国TFP增长率高于张军、施少华（2002），郭庆旺、贾俊雪（2005），孙琳琳、任若恩（2005），中国经济增长与宏观稳定课题组（2010）；低于曹吉云（2007），Bosworth and Collins (2008)和李宾、曾志雄（2009）。

2、资本收入税是用资本收入税除以资本收入计算得出，1992-2003年资本收入税率的数据来自李芝倩（2006），我们根据文中的有效税率测算方法计算了2003-2007年的数据。

3、政府支出占GNP中的比重G/Y，其中G代表政府支出，由于统计年鉴没有直接的政府支出数据，我们用资金流量表中的政府资本形成总额代表政府投资，再加上统计年鉴中的政府消费得到政府支出。这也是本文的样本期为1992-2007年的原因。

4、人口增长率n来自《中国统计年鉴》，初始资本产出比率设定为1992年的实际数值1.36。

**表1　　1992-2007年各个外生变量的数据**

| 年份 | 人口增长率（上年=1） | 折旧率 | 资本收入税率（资本收入=1） | G/Y | TFP 增长率（上年=1） | TFP factor 增长率（上年=1） | 美国 TFP factor 增长率（上年=1） |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1992 | 1.0116 | 0.1073 | 0.1481 | 0.1782 | 1.101 | 1.205 | 1.027 |
| 1993 | 1.01145 | 0.1065 | 0.1362 | 0.1827 | 1.070 | 1.141 | 1.027 |
| 1994 | 1.01121 | 0.1059 | 0.0540 | 0.1816 | 1.030 | 1.059 | 1.008 |
| 1995 | 1.01055 | 0.1068 | 0.1201 | 0.1668 | 1.050 | 1.099 | 1.017 |
| 1996 | 1.01042 | 0.1065 | 0.1217 | 0.1684 | 1.021 | 1.042 | 1.022 |

[56] 表1分别 列出了TFP增长率和TFP factor增长率，最后进入模型的为TFP factor增长率。美国的TFP factor增长率来自 Chen etal (2005)。

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1997 | 1.01006 | 0.1055 | 0.1273 | 0.1735 | 1.016 | 1.032 | 1.009 |
| 1998 | 1.00914 | 0.1055 | 0.1313 | 0.1816 | 1.021 | 1.042 | 1.014 |
| 1999 | 1.00818 | 0.1053 | 0.1292 | 0.1869 | 1.038 | 1.076 | 1.005 |
| 2000 | 1.00758 | 0.1053 | 0.1317 | 0.1921 | 1.029 | 1.056 | 0.99 |
| 2001 | 1.00695 | 0.1050 | 0.1647 | 0.1974 | 1.043 | 1.086 | 1.029 |
| 2002 | 1.00645 | 0.1049 | 0.1779 | 0.1968 | 1.086 | 1.174 | 1.02 |
| 2003 | 1.00601 | 0.1049 | 0.1744 | 0.2026 | 1.004 | 1.007 | 1.043 |
| 2004 | 1.00587 | 0.1048 | 0.1685 | 0.1969 | 1.060 | 1.120 | —— |
| 2005 | 1.00589 | 0.1047 | 0.1910 | 0.1961 | 1.030 | 1.060 | —— |
| 2006 | 1.00528 | 0.1059 | 0.2011 | 0.1916 | 1.062 | 1.124 | —— |
| 2007 | 1.00517 | 0.1067 | 0.2263 | 0.1806 | 1.024 | 1.048 | —— |

**（三）稳态参数的校准。**为了计算稳态点，我们设定所有外生变量均等于其1992-2007年间的平均值，分别为：$G/Y=21.73\%$，$\delta=10.57\%$，$\tau=15\%$。TFP增长率为4%，人口增长率n为1.0082381。假定自2007年至稳态点的这段时间内，所有外生变量参数均等于其1992-2007年的平均值。

## 四、数值模拟结果

首先我们来看本文建立的新古典增长模型是否能够模拟真实储蓄率的变动，为此我们首先在本文建立的基准模型中，引入所有外生变量1992-2007年的真实数据，包括TFP增长率，人口增长率，政府支出在GNP中的份额，折旧率以及资本收入税率。如图2所示，我们用曲线“真实储蓄率”表示真实的中国储蓄率时间路径，曲线“基准模型”则表示在基准模型（11）式中引入上述所有外生变量数据后模拟出的储蓄率时间路径，两者拟合较好。整体看来，基准模型的模拟结果能够解释储蓄率真实时间路径的88%，2000年以来更是能够解释储蓄率真实时间路径98.6%[57]，但1996年以前基准模型的模拟结果与真实储蓄率相差较大，这可能是由于1992年中国的市场经济才刚刚开始确立，还很不完善，并不符合新古典增长模型的假定，因此基准模型还不能很好地解释现实情况。

[57] 解释的百分比均为两个时间序列标准差之间的相关系数。

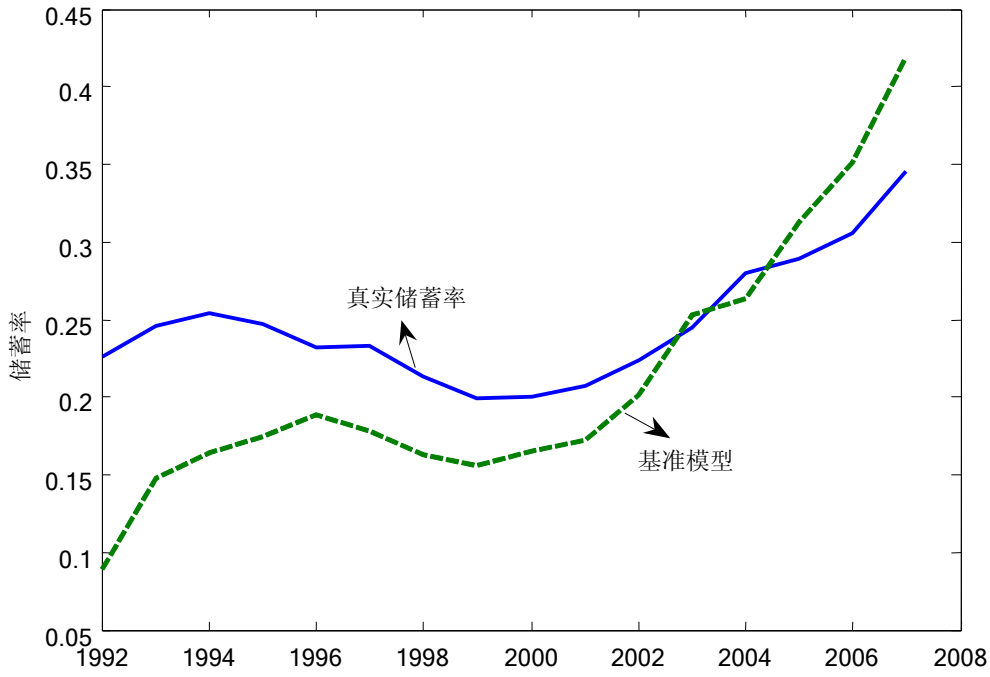



**图 2 基准模型**

一些外生变量在这段时期内有较大的变化，我们试图通过一下两个步骤分离出这些外生变量的影响：第一步，假定当基准模型中所有外生变量都设定为长期平均值时，利用基准模型估算出中国的储蓄率时间路径；第二步，假定在基准模型中引入某个外生变量的真实时间路径，而其他外生变量都设定为长期平均值时，估算出中国的储蓄率时间路径，并将其与真实储蓄率的时间路径和第一步估算出的储蓄率时间路径进行对比。这样我们就可以看出，每个外生变量对真实储蓄率的波动特征有多大影响，以及每个外生变量对长期储蓄率的波动特征有多大影响。这种方法也可以称为“反事实实验方法”。

下面的图3就表示，人口增长率对真实储蓄率和长期储蓄率波动特征的影响。我们用“真实储蓄率”曲线代表中国的真实储蓄率时间路径，“外生变量平均值”曲线表示当所有外生变量即TFP增长率、人口增长率、政府支出占GNP中的份额，折旧率，资本收入税均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径，而“人口增长率”曲线则表示仅仅引入人口增长率的真实时间路径，而其他外生变量均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。

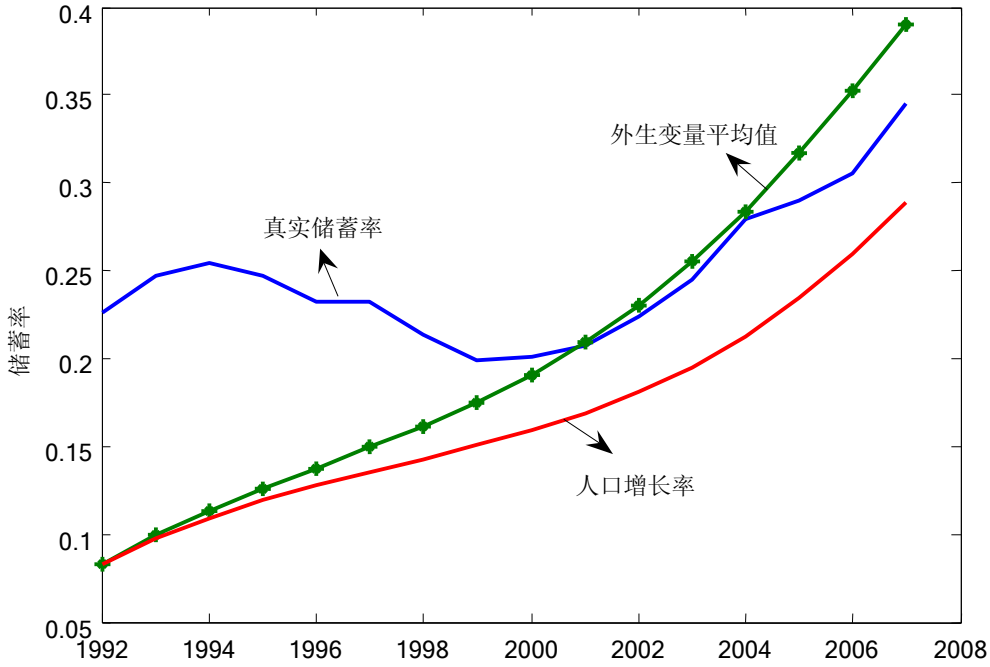



**图 3 人口增长率的作用**

1992-2007年中国人口增长率从1.16%下降到0.51%，平均人口增长率为0.824%。如图3所示，“人口增长率”曲线低于“外生变量平均值”曲线，即引入人口增长率真实时间路径时，比所有外生变量均设为恒定时所得到的模拟储蓄率要低。1992-2007年仅由人口增长率时间路径模拟出的储蓄率平均值为16.65%，而当所有外生变量均设为长期平均值时模拟出的储蓄率平均值为20.46%，所以人口增长率的下降对长期储蓄率有负的作用。此外从图3还可以看出，“人口增长率”曲线与“真实储蓄率”曲线的波动特征毫无相似之处，这说明人口增长率对真实储蓄率的波动特征几乎没有影响。

下面的图4表示折旧率和资本收入税率对真实储蓄率和长期储蓄率波动特征的影响。其中曲线“折旧率”表示仅仅引入折旧率的真实时间路径，而其他变量均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径；而曲线“资本收入税率”则表示当仅引入资本收入税率的真实时间路径，而其他变量均设为长期平均值时基准模型估算出的储蓄率时间路径。曲线“真实储蓄率”和“外生变量平均值”的含义与图3相同。从表1可知，折旧率在此期间的变动不大。如图4所示，“折旧率”曲线始终低于“外生变量平均值”曲线，但总的来看，两条曲线的差距很小，这说明在基准模型中仅仅引入折旧率真实时间路径估算出的储蓄率，与所有外生变量均设为长期平均值时所估算出的储蓄率相差很小，即折旧率的变动对长期储蓄率的变动影响很小。此外从图4还可以看出，“资本收入税率”

曲线仅在初始阶段高于“外生变量平均值”曲线，此后一直低于“外生变量平均值”曲线。这说明，在初始阶段资本收入税率较低时，“资本收入税率”曲线所模拟出的储蓄率高于“外生变量平均值”曲线所模拟出的储蓄率，即初始阶段较低的资本收入税率具有提高储蓄率的作用。然而在此之后中国的资本收入税率一直处于上升状态，所以“资本收入税率”所模拟出的储蓄率也一直低于把所有外生变量均设为长期平均值时得到的模拟储蓄率。所以除了初始阶段之外，资本收入税率的上升对长期储蓄率也有负的作用。从图4也可以看出，“折旧率”曲线和“资本收入税率”曲线与“真实储蓄率”曲线的波动特征也无相似之处。这说明折旧率、资本收入税率对真实储蓄率的波动特征同样没有影响。

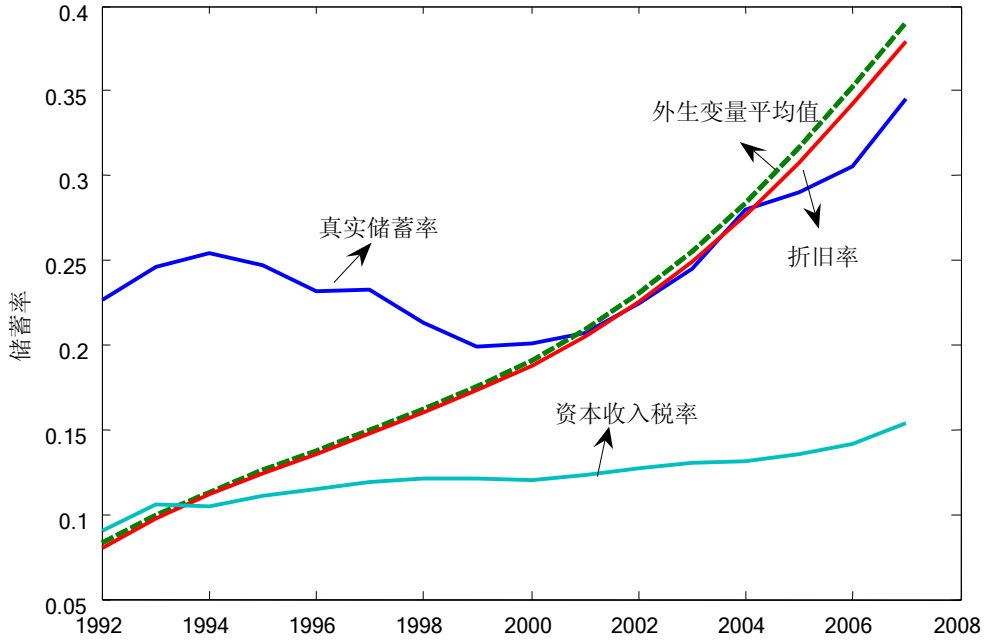



**图 4 折旧率和资本收入税率的作用**

下面的图5表示政府支出占GDP的比重对真实储蓄率和长期储蓄率波动特征的影响。曲线“政府支出/GDP”表示当仅仅引入政府支出占GDP比重的真实时间路径，而其他变量均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。曲线“真实储蓄率”和“外生变量平均值”的含义与图3相同。从表1可以看出，1992-2007年期间政府支出与GDP之比呈上升趋势。如图5所示，“政府支出/GDP”曲线一直高于“外生变量平均值”曲线，即“政府支出/GDP”曲线所模拟出的储蓄率时间路径，一直高于“外生变量平均值”所模拟出的储蓄率时间路径。具体说，“政府支出/GDP”曲线模拟出的储蓄率平均值为25.16%，而“外生变量平均值”所模拟出的储蓄率平均值为20.46%，这说明政府支出占

GDP比重的提高，对长期储蓄率的影响为正。这一结果与Kuijs（2005）、何新华和曹永福（2005）、任若恩和覃筱（2006）、李扬和殷剑峰（2007）根据资金流量表简单计算得出的结论是一致的。图5也表明，“政府支出/GDP”曲线与“真实储蓄率”曲线的波动特征相似之处也很少。这说明政府支出/GDP对真实储蓄率的波动特征影响也很小。

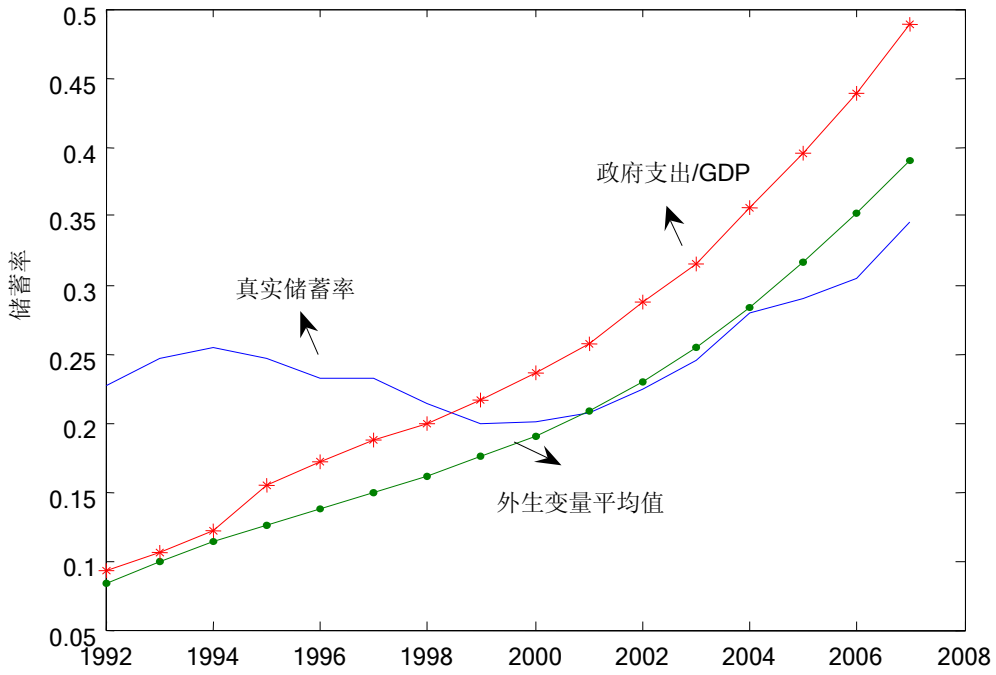



**图 5 政府支出/GDP 的作用**

在下面的图6中我们进行了两个实验：如图6所示，“TFP增长率”曲线表示当仅仅引入TFP增长率的真实数据，而其他外生变量均设为长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。“除TFP之外的其他外生变量”曲线则表示，当只有TFP增长率被设定为长期平均值4%，而其他外生变量均引入真实数据时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。

由图6可以看出，由曲线“TFP增长率”所表示的模拟储蓄率，要比曲线“除TFP之外的其他外生变量”表示的模拟储蓄率大大接近于“真实储蓄率”曲线的时间路径，特别是在1995年之后，曲线“TFP增长率”和曲线“真实储蓄率”几乎紧贴在了一起，而曲线“除TFP之外的所有变量”与曲线“真实储蓄率”则始终有相当大的差距。这样我们就可以得出结论：仅仅引入TFP增长率真实时间路径，而其他外生变量均设为长期平均值时所模拟出的储蓄率，比仅TFP增长率设定为长期平均值4%，而其他外生变量均为真实时间路径时所模拟出的储蓄率，要更加接近于真实储蓄率。这实际上等于是说，TFP增长率对真实储蓄率的影响

是最重要的。

为了从数量上表示TFP增长率对真实储蓄率的影响力，我们用平均绝对比例误差（mean absolute percentage error, MAPE）检验了模拟储蓄率与真实储蓄率之间的偏差程度，结果显示，曲线“除TFP之外的其他外生变量”与“真实储蓄率"曲线的MAPE偏差值为50%，而曲线“TFP增长率”与曲线“真实储蓄率”的MAPE偏差值仅为18%，即“TFP增长率”曲线比“除TFP之外的其他外生变量”曲线能更好地模拟“真实储蓄率”曲线的波动特征和长期趋势。这意味着TFP增长率波动对于中国的储蓄率波动有最强的解释力。事实上，我们从图2至图6的模拟就可以看出，在本文模型中引入的5个外生变量中，人口增长率、资本收入税率、折旧率、政府支出占GDP的比重所模拟出的储蓄率时间路径，均与“真实储蓄率"曲线的时间路径差距很大，基本上无法模拟储蓄率的波动；只有”TFP增长率”曲线所模拟出的储蓄率时间路径，与“真实储蓄率”曲线时间路径的相似度最高。这也从一个侧面说明，TFP增长率波动对中国储蓄率波动有最强的解释力。

最后，在1992-2007年间由“TFP增长率”曲线所模拟得到的平均储蓄率为27.90%，高于图2-图5中“外生变量平均值”曲线所模拟出的储蓄率平均值20.46%，即TFP增长率对于储蓄率有正面的作用，大小为7.44%。

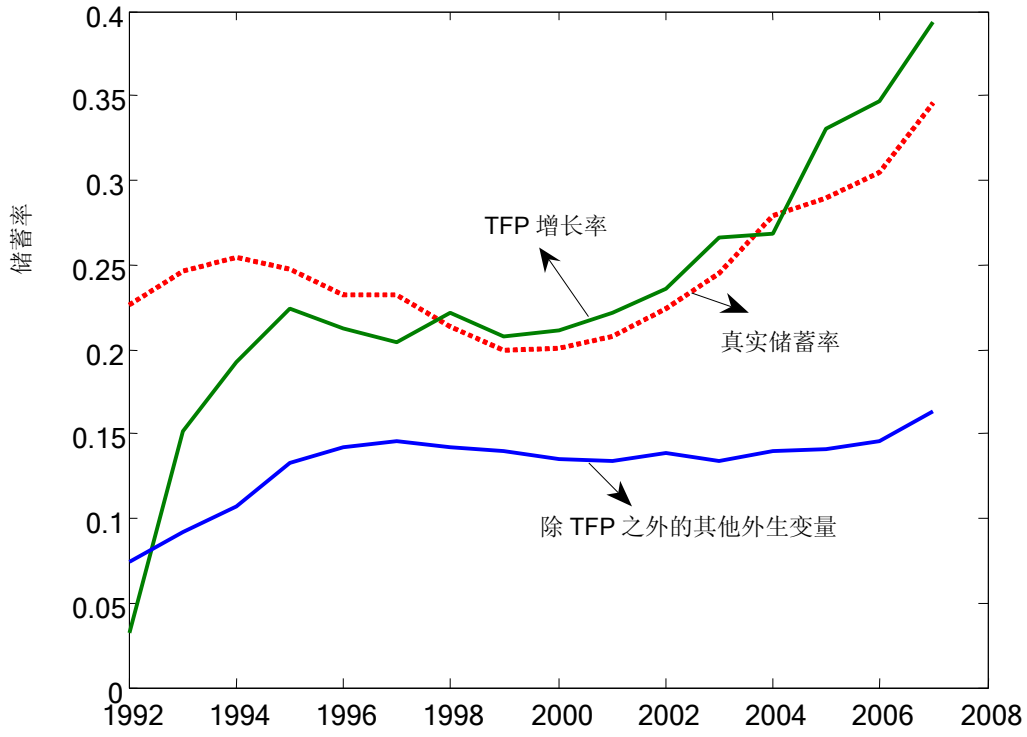



**图 6　影响储蓄率的主要因素**

为了进一步说明TFP增长率在解释中国储蓄率偏高方面的作用，本文基于以下问题做了一个假设性的实验：当中国的经济主体在面临与美国一样的较低TFP增长率和较高初始资本产出比率时，中国的储蓄率将会怎样呢？为了做这个实验，我们假定在基准模型（11）式中，用美国的TFP增长率真实时间路径代替中国的TFP增长率真实时间路径，初始资本产出比率也设定为同年美国的资本产出比率，而其他参数以及外生变量均不变。美国的TFP增长率数据来自Chen etal (2005)[58]；美国的储蓄率数据来自美国商务部经济分析局（U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis）网站。结果如图7所示。

图7中的“中国模拟储蓄率”曲线表示，当中国面临美国的真实TFP增长率时间路径及初始资本产出比率，而其他变量均引入中国的真实数据时，利用基准模型估计出的储蓄率。而“真实储蓄率”和“美国真实储蓄率”曲线则分别表示真实的中国和美国储蓄率时间路径。由图7可知，与“真实储蓄率”曲线和“美国真实储蓄率”曲线的差距相比，“中国模拟储蓄率”曲线大大接近于“美国真实储蓄率”曲线。换句话说，中美储蓄率产生差异的主要原因在于中国的TFP增长率高于美国，初始资本产出比率低于美国。一旦中国的经济主题面临与美国一样的较低TFP增长率和较高初始资本产出比率，则两国的储蓄率差距就会大大缩小。这意味着，偏好的不同或者其他属于中国的特定因素，对于解释中国与美国储蓄率差异的作用可能比较有限。

[58]Chen etal (2005)只给出了1992-2003年美国的TFP增长率数据，因此本实验只计算了该时间段的模拟结果。

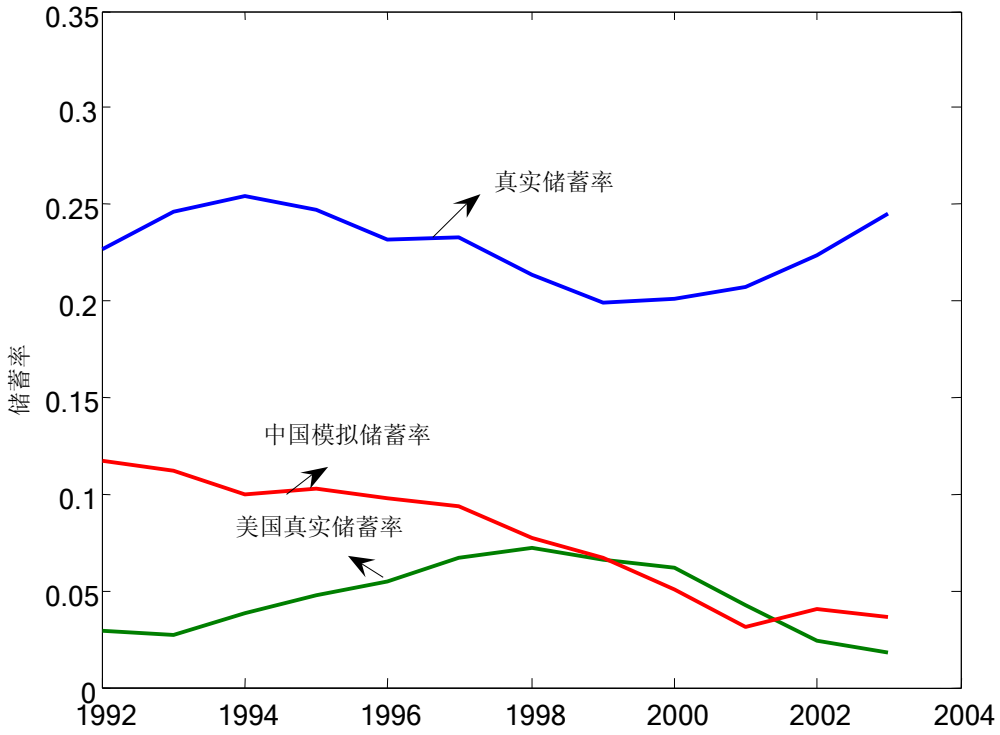



**图 7 中国面临美国的 TFP 增长率和初始资本产出比率**

本文中最重要的变量TFP的增长率数据来自自己的计算，为了检验该模型对TFP增长率计算方式不同的敏感程度，我们需要用其他人计算的TFP增长率数据进行敏感性检验。中国TFP增长率的计算结果很多，为了便于将本文结果用于国际比较，我们拟选择国外学者计算的中国TFP增长率数据。国外学者的计算结果也很多，但只有Perkins and Rawski(2008)公布了完整的1992-2005年TFP增长率的时间系列数据。我们利用该数据重新进行了储蓄率的模拟计算。

如图8所示，“真实储蓄率”曲线表示真实的中国储蓄率时间路径，“本文基准模型”曲线则表示在基准模型（11）式中引入的所有外生变量数据（包括本文作者计算的TFP增长率）后模拟出的储蓄率时间路径，而“Perkins”曲线则表示当在基准模型中引入Perkins and Rawski(2008)计算的中国TFP增长率时间路径，其他外生变量与“本文基准模型”曲线引入的数据相同时，估算出的储蓄率时间路径。由图8可以看出，“Perkins”曲线与“本文基准模型”曲线不但差距很小，而且波动特征也基本相同。此外，“Perkins”曲线所模拟出的储蓄率也能很好地拟合“真实储蓄率”曲线的时间路径，不仅能反映其长期增长趋势，也能反映其先下降后上升的波动特征。这意味着，不同的TFP增长率数据对本文估计结果的影响很小。

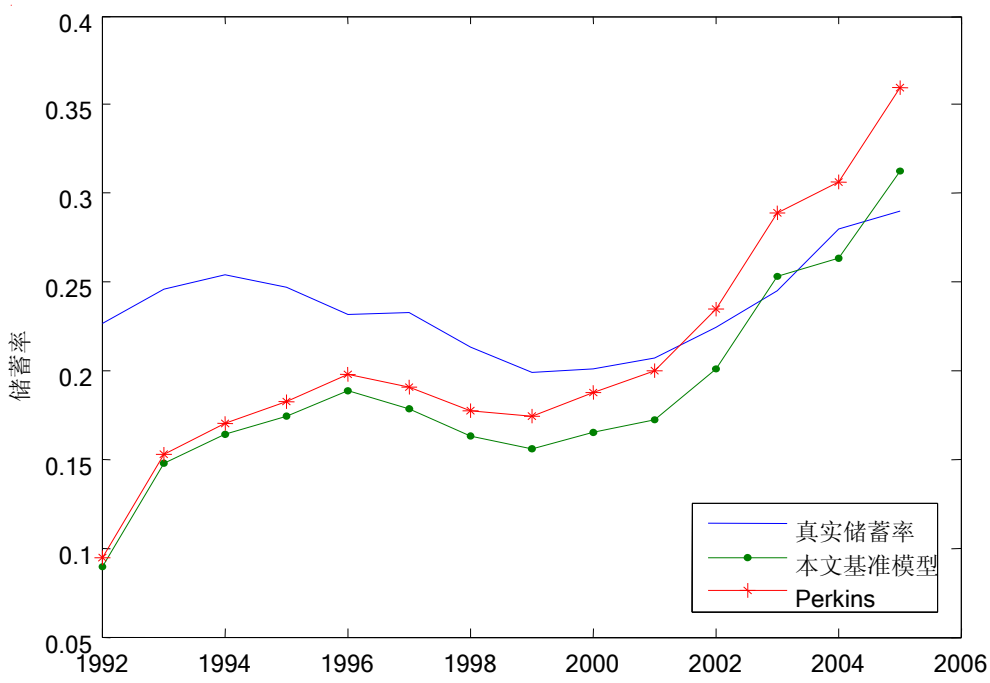



**图 8 敏感性检验**

## 五、结论和政策含义

在这篇论文中，我们使用新古典增长模型和反事实实验方法，试图找出中国高储蓄率背后的原因。我们建立并求解了一个标准的新古典增长模型，以模拟中国的储蓄率变动，结果表明，该模型可以很好地拟合中国储蓄率变动的长期趋势。利用该模型，我们得出了以下结论：

（一）我们以1992年的资本存量为初始条件，分别引入1992-2007年期间人口增长率、资本回报率、折旧率、政府支出在GDP中的份额、TFP增长率的实际数据，运用反事实实验来分别检验上述因素的实际变动对储蓄率的影响，结果发现在此期间内TFP增长率的变化对储蓄率变动趋势具有最强的解释力。我们的模拟结果还显示，如果中国面临与美国一样高的资本初始存量和相同的TFP增长率，则中国在此期间与美国储蓄率的差异将会大大低于中美储蓄率的实际差异。换句话说，中美储蓄率产生差异的主要原因在于中国的TFP增长率高于美国，初始资本产出比率低于美国。

（二）本文的研究结果表明，与美国、日本的情况相似，TFP增长率可以很好地解释中国的储蓄率变动趋势，偏好或者其他属于中国的特定因素对解释中国储蓄率的作用有限。这意味着我们可以在一个统一的理论框架内研究各国之间的储蓄率差异。

（三）从表1提供的TFP数据和本文所列参考文献提供的数据可以看出，中国的TFP增长率仍然较高，因此中国的高储蓄率仍将持续一段时间。但随着我国产业结构的升级和第三产业占GDP的比重不断上升，情况可能会发生变化。国外学者的研究早已指出（Baumol, 1967; Wolff, 1999），第三产业的TFP增长率低于第二产业，我国学者利用中国数据的研究也得出了同样的结论（陈宏伟等，2010）。因此，如果我国第三产业占GDP的比重不断上升，则总体的TFP增长率将出现下降，从而储蓄率也将下降。

（四）由于TFP增长率可以很好地解释中国储蓄率的变动趋势，为了更深刻地理解中国各经济主体的储蓄行为，则需要对中国TFP增长率背后的影响因素做进一步研究。目前，国内外针对TFP增长率影响因素的研究主要是分区域、分产业来进行的。国外学者（Nadja Wirz，2008）认为技术引进对中国TFP增长有决定性的影响，我国学者也有类似的结论（戴平生，2009）。也有学者（金相郁，2007）研究指出工业总产值的规模、专业技术人员对从业人员中的比重和财政自立度是影响我国区域TFP增长率差异的重要变量。Heish and Klenow（2009）则利用中印制造业数据研究指出资源配置失灵会显著降低全要素生产率。这意味着，除了产业结构升级之外，我们也可以通过调整影响TFP增长的因素来降低我国储蓄率，但这还有待进一步的系统研究。

以上结论告诉我们，导致我国储蓄率偏高的原因在于较高的 TFP 增长率，而随着我国产业结构的升级和第三产业占 GDP 的比重不断上升，总体 TFP 增长率将出现下降，内需也将逐步释放出来。给我们的政策启示是，可以从发展壮大我国第三产业入手来降低我国储蓄率。对此，本文提出如下政策建议。

**（一）突破制度约束，积极推进城镇化进程。**

由于第三产业发展的主要载体在城市而不是农村，因而发展第三产业必须要以城市化进程作为支撑。城市化的严重滞后，妨碍了人民生活水平的提高，抑制了消费，延缓了人口的积聚，最终制约了第三产业的发展。今后要大力发展第三产业，必须积极推进城市化进程。而其中的关键在于改革已严重过时的户籍管理制度和综合割裂的城乡劳动力市场，逐步实现在全国大部分城市取消准入障碍，基本实现人口无障碍的流动就业，促使流动人口在教育、医疗等方面不再受到歧视。

**（二）加快发展以金融保险和产业服务业、社会服务业、教育文化、旅游业为主的新型服务业，优化第三产业内部结构。**

一是运用财政政策，通过投资方向调节税来引导投资方向和促进投资结构优化，从而避免因投资结构不合理而导致经济过大幅度波动的风险。二是充分发挥土地价格的调节作用，除了严格控制土地供给的土地政策以外，应当使地价的高低能够影响不同行业与不同地区的投资成本，发挥对第三产业结构调整的信号作用。三是完善第三产业价格形成机制，充分发挥价格杠杆的作用。要推进收费价格改革，把服务产品的价格从行政事业收费中分离出来，建立合理的价格机制。四是深化国有第三产业部门的改革。加快推进科研、文化、教育、公共服务的改制，让它们从福利性事业单位转变为自主经营、自负赢亏的企业，走上产业化的道路。鼓励第三产业合并、购并，形成多元投资、规模经营、网络化企业的企业组织结构；

**（三）鼓励非公有制的中小企业发展，使之成为第三产业的主力。**

非公有制的中小企业和公有制的企业相比，有两个很突出的优势：一是合理有效的内部治理结构；二是暗合了我国的资源禀赋的比较优势，因而有成本上的竞争力。所以，我们在今后发展第三产业的过程中，一定要注意企业治理结构的有效性，通过将国有企业产权向非公有制企业分散，充分发挥非公有制企业强劲的监督及市场反映作用。今后鼓励第三产业中非公有制的中小企业的发展，关键就是要赋予他们与公有制企业同样的政策待遇 ，拆除目前森严的行业准入、税收、信贷等方面的“壁垒”。具体来讲，可以通过建立政策性小企业金融机构，进一步完善担保机制，设立小企业贷款担保基金等来拓宽中小第三产业企业融资渠道，切实改善中小第三产业企业的融资环境让中小第三产业企业摆脱融资困境。

# 参考文献


白重恩、钱振杰（2009），《谁在挤占居民的收入—中国国民收入分配格局分析》，《中国社会科学》第5期。

白重恩、谢长泰、钱颖一（2007），《中国的资本回报率》，《比较》第28辑，中信出版社。

蔡昉（2004），《人口转变、人口红利与经济增长可持续性—兼论充分就业如何促进经济增长》，《人口研究》第3期。

曹吉云（2007），《我国总量生产函数与技术进步贡献率》，《数量经济技术经济研究》第11期。

陈宏伟、李桂芹、陈红（2010），《中国三次产业全要素生产率测算及比较分析》，《财经问题研究》第2期。

陈利平（2005），《高增长导致高储蓄：一个基于消费攀比的解释》，《世界经济》第11期。

郭庆旺、贾俊雪（2005），《中国全要素生产率的估算：1979-2004》，《经济研究》第6期。

何立新、封进、佐藤宏（2008），《养老保险改革对家庭储蓄率的影响：中国的经验证据》，《经济研究》第10期。

何新华、曹永福（2005），《从资金流量表看中国的高储蓄率》，《国际经济评论》第11—12期。

黄少安、孙涛（2004），《非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析》，《经济研究》第4期。

李宾、曾志雄（2009），《中国全要素生产率变动的再测算：1978-2007》，《数量经济技术经济研究》第3期。

李杨、殷剑锋（2005），《劳动力转移过程中的高投资、高储蓄和中国经济增长》，《经济研究》第2期。

李扬、殷剑峰、陈洪波（2007），《中国：高储蓄、高投资和高增长研究》，《财贸经济》第1期。

李芝倩（2006），《资本、劳动收入、消费支出的有效税率测算》，《税务研究》第4期。

刘金全、郭整风（2002），《中国居民储蓄率与经济增长之间的因果关系研究》，《中国软科学》第2期。

龙志和、周浩明（2000），《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》，《经济研究》第 1 期。

罗楚亮（2004），《经济转轨、不确定性与中国居民消费行为》，《经济研究》第 4 期。

任若恩、覃筱（2006），《中美两国可比储蓄率的计量：1992-2001》，《经济研究》第 3 期。

施建淮、朱海婷（2004），《中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999—2003》，《经济研究》第10期。

孙琳琳、任若恩（2005），《中国资本投入和全要素生产率的估算》，《世界经济》第12期。

万广华、张茵和牛建高（2001），《流动性约束，不确定性与中国居民消费》，《经济研究》第 11 期。

王弟海、龚六堂（2007），《增长经济中的消费和储蓄》，《金融研究》第12期。

王海燕（2008），《中国高储蓄率问题研究综述》，《经济学动态》第2期。

袁志刚、宋铮（2000），《人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率》，《经济研究》第11期。

臧旭恒（2001），《居民资产与消费选择行为分析》，上海三联书店、上海人民出版社

张军、施少华（2002），《中国经济全要素生产率变动：1952-1998》，《世界经济文汇》第1期。

张明（2006），《储蓄率是如何决定的》，中国社会科学院国际金融研究中心工作论文，No.91.

中国经济增长与宏观稳定课题组（2010），《资本化扩张与赶超型经济的技术进步》，《经济研究》第5期。

Baumol , W J.（1967），“Macroeconomics of unbalanced growth : The anatomy of urban crisis”. *American Economic Review* , 1967，57 : 415- 4261

Bosworth, B. and S. Collins（2008），“Accounting for Growth: Comparing China and India," *Journal of Economic Perspectives,* 2008，22, 45-66.

Blanchard, Olivier J. and Francesco Giavazzi（2005），“Rebalancing Growth in China: A Three-Handed Approach.” MIT Department of Economics Working Paper, No. 05-32.

Chen, K., A. Imrohoroglu, and S. Imrohoroglu（2005），“A Quantitative Assessment of the Decline in the U.S. Current Account,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56(8).

Chen, K., A. Imrohoroglu, and S. Imrohoroglu（2006），“The Japanese Saving Rate”, *American Economic Review*, 96(5), 1850-1858.

Chen, K., A. Imrohoroglu, and S. Imrohoroglu（2007），“The Japanese Saving Rate between 1960–2000: Productivity, Policy Changes, and Demographics.”*Economic Theory*, Vol. 32, 87-104

Chamon, Marcos, and Eswar Prasad（2008），“Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?” *American Economic Journal – Macroeconomics*, forthcoming.

Harbaugh, Rick（2003），“China's High Savings Rates”, *Lecture given on the meeting of The Rise of China Revisited: Perception and Reality*.

Hayashi, Fumio（1989），“Is Japan’s saving rate high?” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 13(2):3-9.

Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott（2002），“The 1990s in Japan: A Lost Decade.” *Review of Economic Dynamics*, 5(1): 206–35.

Horioka, Charles Yuji（1990），“Why Is Japan’s Household Saving Rate So High? A Literature Survey.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 4(1): 49–92.

Judd, K.L.（1998），“Numerical Methods in Economics”, MIT Press.

Kehoe, Timothy J. and Edward C. Prescott（2002），“Great Depressions of the 20th Century.” *Review of Economic Dynamics*, 5(1): 1–18.

Kraay, Aart（2000），“Household Saving in China”, *The World Bank Economic Review*, September.

Kuijs, Louis（2006），“How Would China’s Saving and Investment Evolve?” *World Bank Policy Research Working Paper* 3958, Washington: World Bank.

Modigliani, Franco and Shi Cao（2004），“The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis”, *Journal of Economic Literature*, Vol XLII, pp. 145-170, March.

Perkins, D.H. and Rawski, T（2008），"Forecasting China's Economic Growth to 2025," in Brandt, L. and Rawski, T. G. (Ed): China`s Great Economic Transformation. Cambridge: Cambridge University Press, 2008, 829-886.

Wakabayashi, Masayo and MacKellar, Landis（1999），“Demographic Trends and Household Savings in China”, *Interim Report IR-99-057*, International Institute for Applied Systems Analysis，1999, November.

Wei, Shangjin and Xiaobo Zhang（2009），The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China, *NBER Working Paper* No. 15093.

Wolff, Edward（1999），“The productivity paradox : Evidence from indirect indicators of service sector productivity growth”. *Canadian Journal of Economics* , 32 (2) :281 - 3071

# 社会救助能否拉动内需？

**摘　要：**步入 21 世纪，世界目睹了中国经济年平均 9%的快速增长，这种快速增长对我国及全世界都带来了显著的影响。然而这种增长是靠大量的民间投资和政府支出来拉动的，很少人认为这种增长的步伐是可持续的。我国可持续的、新的经济增长点在哪里？要实现经济增长方式的转变，要弱化投资及政府支出在拉动我国经济增长中的作用，要使得我国经济可持续增长，我们需把注意力转移到消费需求上来。

影响消费的主要因素有哪些？如何提高我国的消费水平？在这些因素当中，社会救助对消费起有没有作用？如果有，作用有多大？细分社会救助的几大支出类，低保支出及福利支出等对消费又起到了什么作用，作用有何不同？本文对这些问题在作了一一回答。利用 2005 年地级市的数据，我们实证分析了影响消费的主要因素。我们发现社会保障补助及抚恤和社会福利救济支出的的提高都能带动消费的提高，而后者对消费的拉动作用最大，而且这些拉动效应比居民的工资性收入还要强。我们还发现城镇生活最低保障支出对消费没有拉动作用，总的看来，社会保障支出对消费确实有拉动作用。这些发现对我国要实施经济增长方式转变的政策有一定的参考意义。表现在：我国经济要保持快速、可持续的增长，传统的靠提高生产要素数量来推动经济增长的发展模式已不再适应。特别是在我国面临出口受阻以及政府有意抑制投资过热的压力下，使得经济增长方式转变是必要的，而增长模式的改变是需要扩大内需、拉动消费来支撑的。社会救助作为社会保障制度的重要组成部分，通常被认为在调节收入分配、缩小收入差距、保证社会安定方面其重要作用，本文的实证发现社会救助的另外一个重要作用是它能起到拉动消费，促进经济的作用。这个结果影射出另外一个问题，即对于我国社会救助出现的许多问题（资金投入不足、救助标准过低等），政府势必需要进一步健全社会救助制度。这不仅关系到民生大事，也关乎到我国经济的可持续发展。

# 一、引言

步入21世纪，世界目睹了中国经济年平均9%的快速增长，这种快速增长对我国及全世界都带来了显著的影响。然而这种增长是靠大量的民间投资和政府支出来拉动的，很少人认为这种增长的步伐是可持续的。我国可持续的、新的经济增长点在哪里？要实现经济增长方式的转变，要弱化投资及政府支出在拉动我国经济增长中的作用，要使得我国经济可持续增长，我们需把注意力转移到消费需求上来。作为拉动经济的“三架马车”之一，消费是一国经济循环的先导性因素，更是经济持续发展的根本动力。然而，同消费占GDP比重60%的欧美国家相比，我国居民消费总额占GDP的比重仍然偏低，始终徘徊在37%左右。上升的空间仍然很大。中国消费的不足将成为制约中国经济的持续增长。从另外一个角度讲，在保证经济的9%的稳步增长的前提下，我国面临出口受阻以及政府有意抑制投资过热的现状使得扩大内需，拉动消费成为必要和必然。

现在要提的问题是，如何提高我国的消费水平？在回答这个问题之前，我们必须回归到另外一个问题，即影响消费的主要因素有哪些？在这些因素当中，社会救助对消费起到了什么作用？作用有多大？细分社会救助的几大支出类，低保支出及福利支出等对消费又起到了什么作用，作用有何不同？本文对这些问题在作了一一回答。利用2005年地级市的数据，我们的实证分析了社会救助对消费的影响。

本文的结构安排如下：第二部分我们简要分析了我国的居民消费现状，第三部分分析了我国社会救助的现状，简要概括了欧美及拉丁美洲国家社会救助的内容、特点以及社会救助对消费的影响方面的相关文献。第四部分，我们建立影响消费的实证模型。第五部分为实证结果。最后一部分简要讨论本文的主要发现及政策含义。

# 二、我国居民消费现状

## 2.1 居民消费率呈下降趋势

由表 1 可见，我国消费总额尽管呈现出逐年递增趋势，但居民消费总额占 GDP 的比重始终徘徊在 37%左右，这与欧美国家消费需求占其国内生产总值比

重超过 60%形成鲜明反差。[59]从历史的角度也可以看出我国消费率处在一个非常低的水平。比如说，我国的消费率比美国在 1850 年的消费率还要低，当时美国的人均 GDP 跟现在的中国差不多（McKinsey, 2009）。

长期以来，我国消费率偏低。中国经济想转型，在投资受压缩，净出口受限制的情况下，怎样提高我国的目前的 37%的消费水平？提高消费的工具（动机）是什么？本文试图通过实证分析来给这些问题提供一个可能的答案和思路。

**表1 中国居民消费支出占国内生产总值比重（2004-2009）**

| | 国内生产总值（亿元） | 居民消费支出（亿元） | 消费占 GDP 比重（%） |
|---|---|---|---|
| 2004 | 159878.3 | 63833.5 | 39.9 |
| 2005 | 183217.4 | 71217.5 | 38.9 |
| 2006 | 216314.4 | 82103.5 | 38 |
| 2007 | 265810.3 | 95609.8 | 36 |
| 2008 | 314045.4 | 110594.5 | 35.2 |
| 2009 | 340506.8 | 121129.9 | 35.6 |

注： 2004-2005国内生产总值数据和居民消费支出数据分别来自《2006中国统计年鉴》表2-1和2-19。2006-2009年对应数据来自《2010年中国统计年鉴》表2-1和2-19。

## 2.2 居民消费地区差异大

从图 1 可知我国人均居民消费高的几个省分别为：新疆、广东、浙江、辽宁、海南、福建、江苏、山东和吉林。并且从饼状图可以消费总额占全国消费总额比例较高的几个省分别为：广东（9.64%）、山东（9.69%）、江苏（8.97%）、浙江（7.96）、河南（6.16）和辽宁（5.70%）。这六个省份的消费总额已经达超过了全国消费的 50%。总的说来，我国的人均消费额或总额都集中在少数的几个省份，这些省份主要位于沿海地区（如广东和江苏），或属于工业大省（如山东和辽宁）。

59 http://www.eea.europa.eu/data-and-maps/figures/household-and-public-sector-consumption-as-a-percentage-of-gdp/#.

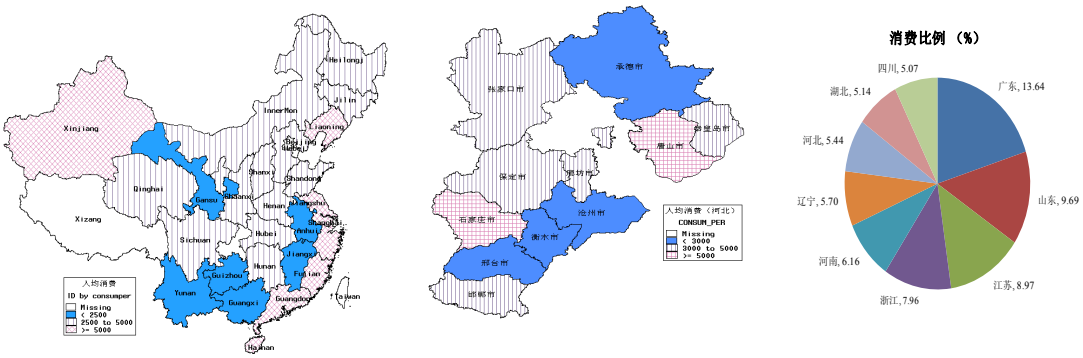



**图 1. 2005 年中国人均消费地区分布**

数据来源：作者的计算。

## 2.3 消费对经济增长贡献率有所提高

从表 2 统计数字来看，消费需求对中国经济增长的贡献率每年波动不大，但总的说来，在一定程度上拉动了中国经济增长，从 2009 年数据来看，消费对中国经济增长的贡献度最高，这可能是受国际大环境的影响，在世界经济不景气前提下，中国出口乏力，出口成为逆差（表现在货物和服务净出口对经济的贡献率为-40.6%），中央政府把扩大内需作为 2009 年经济工作重点，期间出炉了多项优惠政策着重启动汽车、家电、房地产等等消费热点，取得了较好的政策效果，促进了 2009 年的消费增长。

**表2 三大需求对经济增长的贡献率（2004-2009）**

| | 最终消费支出 | 资本形成总额 | 货物和服务净出口 |
|---|---|---|---|
| 2004 | 39.5 | 54.5 | 6.0 |
| 2005 | 37.9 | 39.0 | 23.1 |
| 2006 | 40.0 | 43.9 | 16.1 |
| 2007 | 39.2 | 42.7 | 18.1 |
| 2008 | 43.5 | 47.5 | 9.0 |
| 2009 | 45.4 | 95.2 | -40.6 |

注：数据来源于《2010 年中国统计年鉴》表 2-20。最终消费支出包括居民消费支出加上政府消费支出。资本形成总额包括固定资本形成总额加上存货增加。贡献率指三大需求增量与支出法国内生产总值增量之比。

## 三、我国社会救助现状及国际比较

社会救助是包括社会救济在内的多种扶危助困措施，不仅包括对贫困人口衣食的救济,还包括对其医疗、教育、住房等的救助。[60]社会救助不仅有助于消除贫困，而且有助于增加人力资本，提高劳动生产率，最终促进经济的长期增长。因此，世界各国对社会救助项目投入大量资源。以 OECD 国家为例，平均来说，3.1%的 GDP 是用于社会救助的（World Bank, 2006）。发展中国家的情形也类似，例如巴西、阿根廷、墨西哥、洪都拉斯等国家花费了从 0.5%到 2.5%不等的 GDP 进行社会救助（Lindert et al., 2006）。

### 3.1 欧美国家的社会救助

美国的社会救助制度，源于 20 世纪 30 年代。当时罗斯福总统颁布了历史上第一部《社会保障法》，后经历多次修改和补充，逐步形成了现有的社会保障体系，在美国称之为公共福利系统或“社会安全网”。社会救助是其中的重要组成部分。美国的社会救助制度设计考虑到了贫困群体的种种需要，覆盖面比较广。救助项目包括了医疗保险、收入保障、食品救助、住房补助、学习工作等近百项（表 4）。表 4 显示，美国在 2000 年花费了大概 4370 亿美元在这些社会救助项目上，占到了美国当年 GDP 的 4.4%。其中联邦政府承担了约 70%的开销，剩余的由州政府和地方政府承担。在这些福利支出中，有一半为医疗保险支出，20%为现金支付，食品救助和住房补贴项目各占 8%。相比于广泛的社会救助方式的美国，其它欧美国家（如挪威、荷兰、新西兰）的救助形式则是多采取现金救助方式。这些国家的社会救助的资金来源也与美国存在较大差异。在美国，社会救助项目资金由联邦政府和州政府共同承担（表 4），在丹麦，用于保障最低收入的救助开支一半由国家承担，在荷兰，国家负责 90%，而英国、卢森堡和爱尔兰则承担 100%的支出责任（郭明霞，2010）。

[60] 具体点讲，社会救助包括最低生活保障制度、灾害救助、农村特困户生活救助制度、农村五保供养制度、医疗救助制度、教育救助制度、住房救助制度、司法救助制度等方面。

**表3美国各级政府社会救助项目支出范围及额度，2000**

| | 项目数 | 联邦（$10亿） | 州、地方（$10亿） | 总额（$10亿） | % of Total |
|---|---|---|---|---|---|
| 医疗保险(Medical Care) | 9 | 131.5 | 94.4 | 225.9 | 52% |
| 现金救助(Cash Transfers ) | 11 | 72.5 | 19.2 | 91.7 | 21% |
| 食品救助 (Food-Based Transfers ) | 11 | 32.2 | 2.2 | 34.3 | 8% |
| 住房补助(Housing Assistance) | 16 | 29.3 | 5.6 | 34.9 | 8% |
| 教育援助(Education Aid) | 14 | 19 | 1.3 | 20.4 | 5% |
| 服务(Services) | 9 | 14.2 | 6.5 | 20.7 | 5% |
| 工作/培训(Jobs/training) | 12 | 6.2 | 1.1 | 7.4 | 2% |
| 能源援助((Energy Aid) | 2 | 1.6 | 0.1 | 1.7 | 0% |
| 总共 | 84 | 306.5 | 130.5 | 437 | 100% |

来源：Lindert (2005)

## 3.2 拉美国家的社会救助

90 年代中后期，拉美各国出台了一系列社会救助项目（计划），如墨西哥的机会项目（Oportunidades）、巴西的家庭支持计划（Bolsa Familia）、洪都拉斯的家庭拨款计划（PRAF）、尼加拉瓜的社会保护网络项目（Red de Protección）等。这些新型计划的目的在于把救助资格与个人就业、教育培训和医疗服务等人力资本发展政策结合在一起，以提高穷人的教育水平和健康状况，并激励其进入劳动力市场，以期达到长期内消除贫困的目标（张浩淼，2010）。

实证分析表明，拉美国家实施的这些计划确实对家庭的消费等因素有积极影响。Maluccio(2004)的研究表明这些计划对增加了居民的支出及居民在食物方面的消费（表 4），其中尼加拉瓜的社会保护网路项目对消费的影响最大。在最近的一篇文章分析中，Fiszbein et al. (2009)分析了拉美国家的这些救助计划对消费、贫困、教育及营养状况的影响。他们得到了类似的发现。他们发现了尼加拉瓜的社会保护网路项目对人均消费的中位值的影响最大（表 5）。

**表4 拉美国家社会救助项目对居民支出及食物消费的影响**

| 项目 | 项目经费（亿美元） | 受益人（万） | 每年平均转移额（美元） | 占居民支出的比例(%) | 居民总支出变化(%) | 居民食物消费变化(%) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Bolsa Alimentacao (巴西的家庭支持计划) | 1.25 | 170 | 150 | 8 | 7 | 14 |
| PROGESA/Oportunidades （墨西哥的机会项目） | 10 | 36.2 | 500 | 20 | 13 | 11 |
| Programa de Asignación Familiar （洪都拉斯的家庭拨款计划） | 0.2 | 260 | 110 | 4 | 5 | 5 |
| Red de Protección (尼加拉瓜的社会保护网络项目） | 0.04 | 1 | 300 | 18 | 13 | 17 |

注：根据 Maluccio (2004)整理; 巴西的 Bolsa Alimentacao 项目已经跟 Bolsa Escola 项目合并成现在的 Bolsa Familia。

**表5 拉美国家社会救助项目对消费的影响**

| | 巴西 | 哥伦比亚 | | 厄瓜多尔 | | 洪都拉斯 | | 墨西哥 | | | 尼加拉瓜 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2002 | 2002 | 2006 | 2003 | 2005 | 2000 | 2002 | 1998 | 1999/6 | 1999/10 | 2000 | 2001 | 2002 |
| 对照组家庭日人均消费中位数（当年美元） | 0.83 | 0.85 | 1.19 | 1.12 | 1.13 | 0.79 | 0.68 | 0.59 | 0.58 | 0.59 | 0.63 | 0.53 | 0.52 |
| 日人均转移支付金额（当年美元） | 0.06 | 0.12 | 0.13 | 0.08 | 0.08 | 0.06 | 0.06 | 0.12 | 0.14 | 0.13 | 0.16 | 0.15 | 0.15 |
| 转移支付占消费比例(%) | 8 | 17 | 13 | 8 | 7 | 9 | 11 | 21 | 20 | 19 | 29 | 31 | 30 |
| 对人均消费中位值的影响(%) | 7.0** | A | 10.0** | A | B | A | 7.0* | B | 7.8** | 8.3** | A | 29.3** | 20.6** |

注：根据 Fiszbein et al. (2009)整理。1）A 表示基线，各项目的受益家庭接受转移金额前的情况；2）B 表示对消费没有显著影响； 3）*表示在 10%水平上显著；4）**表示在 5%水平上显著。

## 3.3 我国的社会救助

### 3.3.1 救助现状

目前在我国存在的社会救助项目主要包括救灾、救济、五保和扶贫 4 个方面。在建国初期，有于战争及自然灾害等情况，我国社会救助的主要特点是救急，在救助方式上以发放实物（粮食及衣物）为主。改革开放以后，我国的社会救助制度改革的重心放在了农村的贫困问题上，以“扶贫、脱贫”为宗旨。在 20 世纪 80 年代，我国对社会救济工作进行了一系列的改革，主要包括救灾、救济、五保（保吃、保穿、保住、保医、保葬）和扶贫 4 个方面。这些改革一直延续到 20 世纪 90 年代，其中大多数政策措施目前还在实施。随着我国经济实力及财政实力的提高，我国的社会救助方式虽有所改变，但仍然以保障贫困人口的最低生活需求为主,不能解决其他方面的（如教育救助、住房救助等）特殊生活困难。

### 3.3.2 国际比较

不同的国家，其社会救助的作用和地位都不相同。有的国家是以社会救助为主导的公共福利制度（如瑞典）； 而有的国家则把社会救助作为一种补充形式，只对参与保险以外的人给予救助（如英国）。而中国社会救助主要目的是为了消除社会贫困和保障人民的基本生活,侧重于对贫困人口的救济, 对社会保险的补充作用不明显。

社会救助的重要性可以由社会救助的覆盖范围和开支规模来衡量（Gough et al., 1997）从覆盖范围看，我们可以用社会救助的受助者人数占总人口数的比例

来考察；从开支规模角度看，我们可以用社会救助支出占各国 GDP 的比例来考察。表 6 列示了我国同其他亚洲国家和欧美一些国家的社会救助和开支规模现状。我们可以看到，无论从救助的覆盖面或是开支规模的角度来看，社会救助仍然没有得到足够的重视。

**表6 社会救助覆盖面及开支规模**

| | 国家（年份） | 受助人数/总人口(%） | 救助经费/GDP (%) |
|---|---|---|---|
| | 中国（2008） | 4.0 | 0.15 |
| 亚洲 | 日本（2002） | 1.0 | 0.5 |
| | 韩国 （2001） | 3.0 | 0.5 |
| | 美国（2000） | 17.5 | 4.4 |
| 欧美 | 英国（1992） | 15.3 | 6.4 |
| | 德国（1992） | 6.8 | 1.6 |

注：来源于张浩淼 （2011）、Lindert (2005)。

同美国、英国比较齐全的社会救助项目相比，我国现行的社会救助项目比较单一,主要还是生活救助。随着我国经济实力及财政实力的提高，我国的社会救助方式虽有所改变，但仍然以保障贫困人口的最低生活需求为主, 不能解决其他方面的（如教育救助、住房救助等）特殊生活困难。

## 四、模型与数据

我们设定经验模型如下：

$$CONSUM_i = \alpha + \beta ASSIST_i + \gamma ASSIST_WAGE_i + \theta WAGE_i + \delta Z_i + \varepsilon_i,$$

CONSUMi 为城市 i 的消费率，我们用城市 i 的社会消费品零售额除以该城市的地区生产总值，其中社会消费品零售额用来代理居民的消费支出。[61]在实证分析时，我们尝试用人均社会消费品零售额作为被解释变量。解释变量 ASSISTi

[61]居民消费指常住居民在一定时期内的全部消费性货物和服务支出。社会消费品零售总额是指各行业企业直接售给城乡居民和社会集团的消费品总额，社会消费品零售总额不包括服务性消费。居民消费支出与社会消费品零售总额具有高度相关性但又有区别，因此用社会消费品零售总额来作为居民消费支出的代理变量会产生测度误差的问题。

为城市 i 的社会保障补助支出，在实证分析中，我们进一步尝试用城镇人均最低生活保障支出(MINSECUR)及抚恤和社会福利救济支出(PENSION)来分析这两类‘民生’变量对消费(率)的影响。本文所涉及到的所有变量来源及统计性描述见表 4。WAGE 为职工的平均工资。消费理论告诉我们在决定消费支出的众多因素之中，收入是非常重要的一个因素。随着人们生活水平的提高，居民用用于消费的数额也会相应增加。具体来讲，增加一块钱引发的消费被称作边际消费倾向，消费理论认为边际消费倾向位于 0-1 之间，即消费的增长幅度小于收入的增长幅度。理论上较好的衡量居民收入水平的变量为可支配收入，由于我们找不到地级市层面的可支配收入变量， 我们用 WAGE 来作为反映居民收入水平的代理变量。我们预期这个系数的符号是正的，且在 0-1 之间。ASSIST_W 为 ASSIST 和 WAGE 这两个变量的交叉项。加入这个交叉项的理由在于，我们认为社会保障补助支出对消费的影响可能会因为收入水平（WAGE）的不同而不同。也就是说对于不同的收入水平，社会保障补助支出对消费的边际效应是可能是不一样的。类似的，对于其它两类民生支出模型，我们都加入对应的交叉项以反映这种可能性。 Z 为一系列影响消费的控制变量，它们是:

人口因素：人口因素对消费的影响主要体现在两个方面。一个是新增人口的影响，二是人口结构变动的影响。其中新增人口对增加消费的影响体现在新增人口的基本消费增加和这些新增人口因为生活质量改善所产生的消费增加这个两个方面。因此我们在文中引用城市的人口出生率（BIRTHRATE）变量，我们预期这个变量的符号是正的。而人口结构变动对消费的影响主要体现在城镇人口相比于农村人口更高的消费量和年轻人相比于其它年龄群体人拥有更高的消费。由此我们在回归方程中引入两个额外的人口变量(URBAN 和 AGE1564)，其中 URBAN 定义为城镇人口占城市总人口额比例，AGE1564 为年龄在 15-64 岁之间的人口数占城市总人口数的比例。我们预期这两个变量对消费的影响是正的。

价格因素：通货膨胀影响居民的消费选择，使居民的消费模式和生活方式发生变化。为了准确刻度社会救助对消费的影响，我们必须控制地区的通货膨胀的消费效应。可以预见，增加一块钱的社会救助在通涨高的城市要比在通涨低的城市产生的消费拉动作用小。在模型中，我们加入城市的通货膨胀率（INFLATION）这一控制变量。我们预期该变量对消费支出产生负的影响。由于部分地级市 2005 年的通胀率数据缺失，我们采用其周边城市的通胀率作为替

代。针对某些省（如云南省）下面的所有地级市数据缺失的情况，我们采用该省2005年的通胀率来作为这些地级市的通胀率。

**表7 社会救助（济）回归模型变量统计性描述 （2005）**

| 变量名 | 观测值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|
| *被解释变量* | | | | | |
| CONSUM （人均社会消费品零售总额，元） | 278 | 4230.0 | 4560.9 | 276.6 | 55438.1 |
| *解释变量* | | | | | |
| 1. ASSIST（人均社会保障补助，元） | 281 | 69.1 | 71.5 | 3.1 | 456.0 |
| 2. MINISECUR（人均城镇最低生活保障支出，元） | 280 | 17.0 | 15.4 | 0.7 | 114.9 |
| 3. PENSION（人均抚恤和社会福利救济支出，元） | 274 | 41.0 | 22.2 | 10.8 | 174.3 |
| WAGE（职工平均工资，元） | 276 | 13565.0 | 4096.4 | 6207.1 | 31928.1 |
| BIRTHRATE （出生率，%） | 276 | 11.3 | 2.9 | 5.7 | 24.0 |
| URBAN （城市人口占总人口比例,%） | 276 | 39.3 | 17.9 | 8.2 | 100.0 |
| AGE1564（15-64岁人口占总人口比例,%） | 276 | 70.3 | 4.6 | 56.3 | 90.3 |
| INFLATION （通胀率,%） | 281 | 2.2 | 1.9 | -3.5 | 7.5 |
| RICHPOOR （个人所得税+企业所得税/总税收,%） | 281 | 10.4 | 4.6 | 3.0 | 33.8 |

数据来源：除INFLATION来自统计年鉴外，其它变量数据皆来自《2006年全国地市县财政统计资料》。

贫富因素： 在解释地区消费差异的变量中，我们需要考虑不同收入群体对消费的差异。宏观经济学理论告诉我们，富人的边际消费倾向通常低于穷人的边际消费倾向。为此，我们建立一个变量RICHPOOR, 其定义为个人所得税收加上企业所得税的总和除以总税收的百分比来反映贫富因素对消费的影响。我们预期RICHPOOR这个变量的符号为负。

区位因素：上述列举的影响消费支出的变量也许非常有限，因此有必要在回归方程中引入一些区域虚拟变量来控制观测不到的区域异质性，因为城市的某些特有特征有可能没有被上述变量所体现到但却有可能会影响该城市的消费行为。因此，我们在回归式子中包括了三个区域虚拟变量（COASTAL、CENTRAL和WESTERN）。我国政府把经济地区分为沿海地区、东北地区、中部地区和西部地区。沿海地区覆盖9个省（其中包括3个直辖市）。这9个省为北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东。我国旧工业基地-东北部地区包括3个省 - 黑龙江、吉林和辽宁省。中部地区包括6个省 – 山西、河南、安徽、湖北、湖南和江西。欠发达西部地区包括 9省（含3个自治区） - 甘肃、贵州、青海、陕西、四川、云南、广西、内蒙古和宁夏。因此，如果一个地级市位于沿海地区，我们给COASTAL变量取值为1，否则取0。本文所涉及到的所有变量来源及统计性描述如表7。

## 五、实证结果

表 8 给出了 3 种人均消费决定因素模型。第一、二列报告了社会保障支出对消费的影响模型；第三、四列为城镇低保对消费的影响模型；第五、六列为社会福利救济模型。首先我们分析社会保障模型的结果，总的说来社会救助，连同其它的收入变量、人口变量、价格因素及区位因素等变量的变化能够解释 62%的消费的变化。社会保障补助变量系数，收入系数及其交叉项都在 99%统计水平上显著，这个结果表明，不同的收入水平下，社会保障支出对消费的边际影响是不同的。进一步我们可以得出，社会保障支出对消费的影响为 dCONSUM/dASSIST = -53.844 + 0.004WAGE, 而职工工资对消费的影响为 dCONSUM/dWAGE = 0.036 + 0.004ASSIST。根据表 7 的变量的平均值，我们计得出社会救助对消费的偏导数为 0.416， 而职工工资对消费的偏导数为 0.313。这个结果表明，在其它条件不变的情况下，人均社会救助增加 1 元钱，居民的人均消费增加 0.42 元，而职工的平均工资每增加 1 元钱拉动的人均消费为 0.31 元。由此我们可以看到居民的工资性收入带来的消费效应比社会救助带来的消费效应要小一些。这个结果可能表明，同样增加一元钱，如果是由于国家提供的社会保障补助，而不是来自己的就业单位，前者能够在更大程度上拉动消费。对于其它解释变量，结果显示地区间的通货膨胀差异不能解释消费的差异。在其它条件不变的情况下，我们发现城市化越高的城市消费越高，且年轻人（相比老年人而言）比例越高的城市人均消费越高。相比中部地区而言，沿海地区的人均消费比中部地区高，西部及东北部地区比中部地区的消费低。

其次，我们分析城镇最低生活保障模型的实证结果。总的说来，我们发现政府城镇最低生活保障支出对消费的作用不明显。相比于社会保障模型，我们发现居民的工资性收入、年龄结构因素对消费有类似的影响，但工资性收入对消费的影响略大（约为 0.072 + 0.023*17 = 0.463）, 且城市化率对消费的作用略大。同样，实证结果表明西部及东北部地区比中部地区的人均消费低。

最后，社会福利救济模型结果表明，社会福利救济变量系数，收入系数及其交叉项在 95%统计水平上显著。福利救济支出对消费的影响为 dCONSUM/dPENSION = -12.983 + 0.001WAGE, 而职工工资对消费的影响为 dCONSUM/dWAGE = 0.435 + 0.001ASSIST,进一步我们得出社会救助对消费的偏导数为 0.582， 而职工工资对消费的偏导数为 0.476。这个结果表明居民的工

资性收入带来的消费效应比福利救济带来的消费效应要小一些。这个结果跟社会保障支出模型的结果是一致的。

对这三类民生变量做一比较，我们可以发现，人均抚恤和社会福利救济支出对消费的拉动作用最大，每增加一元的人均抚恤和社会福利救济带来约 0.58 元的消费支出, 比社会保障支出模型中增加一元资助带来的消费效应高约 0.16 元，并且，这两个模型的结果都表明社会救助对消费的拉动作用大于工资性收入对消费的拉动作用。但总的说来，我们发现城镇最低保障生活保障支出对消费没有拉动作用。

**表8 社保、低保及社会福利救济模型OLS回归结果（被解释变量：人均消费）**

| | 社会保障模型 | 城镇低保模型 | 福利救济模型 |
|---|---|---|---|
| ASSIST | -53.844*** | | |
| | (3.90) | | |
| ASSIST_WAGE | 0.004*** | | |
| | (8.37) | | |
| MINISECUR | | -89.667 | |
| | | (1.37) | |
| MINISECUR_WAGE | | 0.023 | |
| | | (1.49) | |
| PENSION | | | -12.983*** |
| | | | (3.49) |
| PENSION_WAGE | | | 0.001** |
| | | | (1.98) |
| WAGE | 0.036*** | 0.072* | 0.435** |
| | (2.60) | (1.78) | (2.36) |
| BIRTHRATE | 74.233 | 51.502 | -40.493 |
| | (0.49) | (0.62) | (0.50) |
| URBAN | 48.641** | 51.068*** | 20.284 |
| | (2.71) | (3.75) | (1.45) |
| AGE1564 | 432.947** | 346.950*** | 325.268*** |
| | (2.59) | (5.21) | (5.13) |
| INFLATION | -129.310 | -130.198 | -86.839 |
| | (0.98) | (1.29) | (0.90) |
| RICHPOOR | 48.838 | 17.978 | 37.253 |
| | (0.84) | (0.44) | (0.97) |
| COASTAL | 1,039.794 | 805.320 | 1034.862* |
| | (1.08) | (1.46) | (1.96) |
| NORTHEAST | -3298.577*** | -2380.810*** | -4216.313*** |
| | (3.06) | (3.63) | (6.39) |
| WESTERN | -1200.563** | -1405.649*** | -941.219** |
| | (2.13) | (3.03) | (2.12) |
| 常数 | -33419.843** | -27625.860*** | -25293.116*** |
| | (2.44) | (5.76) | (5.49) |
| 观测值 | 270 | 270 | 268 |
| R-squared | 0.62 | 0.63 | 0.68 |

注： 括号内为 t 绝对统计量；*（**、***）表示在 10% （5%、1%）统计水平上显著。第三，五，七列括号内为用 cluster 方法调整过的 t 值。cluster 方法假定省际间观测值不相关，但省内观测值相关。

## 六、结论

利用 2005 年地级市的数据，我们实证分析了影响消费的主要因素。我们发现社会保障补助及抚恤和社会福利救济支出的的提高都能带动消费的提高，而后者对消费的拉动作用最大，而且这些拉动效应比居民的工资性收入还要强。我们还发现城镇生活最低保障支出对消费没有拉动作用，总的看来，社会保障支出对消费确实有拉动作用。这些发现对我国要实施经济增长方式转变的政策有一定的参考意义，表现在：我国经济要保持快速、可持续的增长，传统的靠提高生产要素数量来推动经济增长的发展模式已不再适应。特别是在我国面临出口受阻以及政府有意抑制投资过热的压力下，使得经济增长方式转变是必要的，而增长模式的改变是需要扩大内需、拉动消费来支撑的。社会救助作为社会保障制度的重要组成部分，通常被认为在调节收入分配、缩小收入差距、保证社会安定方面其重要作用，本文的实证发现社会救助的另外一个重要作用是它能起到拉动消费，促进经济的作用。这个结果影射出另外一个问题，即对于我国社会救助出现的许多问题（资金投入不足、救助标准过低等），政府势必需要进一步健全社会救助制度。这不仅关系到民生大事，也关乎到我国经济的可持续发展。

当然，本文的研究具有一定的局限性，对模型系数的解释需谨慎。首先，本文用的 2005 年地级市的截面数据，它无法反映社会救助对消费影响的动态变化，也无法反映地区差异及经济周期等因素对消费的影响。如果能利用面板数据(longitudinal/panel data)将是一种更好分析思路。其次，本文对潜在的内生性问题为做处理，如消费的提升带来经济的繁荣意味着政府拥有更多的财力提供社会救助等民生支出。如果是这样的话，我们通过模型得出的社会救助对消费的影响将会被高估。对于内生性的问题，我们需采用工具变量(instrumental variable)的方法。潜在的工具变量可以是社会救助等内生变量的邻居值的加权平均值，这将属于空间计量分析的范畴。后续研究可以从这些方面进行展开。

# 参考文献


Gough, L., Bradshaw, J., Ditch, J., Eardley, T., and Whiteford, P. (1997). Social assistance in OECD countries. *Journal of European Social Policy* **17**(1): 17- 43.

Lindert, K. (2005) Implementing means-tested welfare systems in the United States. Social Protection Discussion Papers 32762, The World Bank.

Lindert, K., Skoufias E., and Shapiro, J. (2006) Redistributing income to the poor and the rich: public transfers in Latin America and the Caribbean. Discussion Paper. 0605. The World Bank.

Maluccio, J. (2004). Effects of conditional cash transfer programs on current poverty, consumption, and nutrition. Second International Workshop on Conditional Transfer Programs, San Paulo, Brazil.

McKinsey Global Institute (2009) If you've Got it, Spend it: Unleashing the Chinese Consumer. MGI.

Rawlings, L. A and Rubio, G. (2005) Evaluating the impact of conditional cash transfer programs. *World Bank Research Observer* **20**(1): 29-55.

郭明霞 （2010）社会救助的国际比较及其经验借鉴。《兰州大学学报》，第 3 期。

郑新业、张莉 （2009）社会救助支付水平的决定因素：来自中国的证据。《管理世界》，第 2 期。

张浩淼 （2010）拉美的新型社会救助与对中国的启示。《安徽行政学院学报》，第 2 期。

张浩淼 （2011）重构亚洲国家的社会救助。《学习与实践》，第 1 期。

# 中国能源强度的区域差异分析

能源消费强度是指即单位 GDP 能源消费量，是衡量一国或地区的能源使用效率的重要指标之一。我国能源消费强度在 1978-2002 年期间持续下降，从 1978 年的 15.7 吨标准煤/万元 RMB 下降至 2002 年的 4.9 吨标准煤/万元 RMB (按 1978 年价格计算)，年均下降 2.8%，但 2003-2005 年，能源强度出现反弹，又重新回到了 1999 年的水平。出于对能源安全和应对气候变化的考虑，中国政府也认识到提高能源使用效率是控制能源消费总量、降低温室气体排放量的重要手段，从“十一五”规划开始，中央政府将降低能源强度作为强制性节能降耗目标，向地方政府层层分解考核。

中国能源消费量的迅猛增加吸引了学术界对我国能源使用效率的关注。现存文献一般从以下几个方面对这一问题进行了探讨。第一类研究对我国能源强度进行国际比较（施发启，2005；Cornillie and Frankhauser, 2004；王庆一，2011），认为我国能源强度远高于欧、美、日等发达国家，因此具有较大的节能潜力。这类研究的一个难点在于如何进行各国货币价值之间的换算，不同的汇率指标会极大的影响国家间能源强度的比较结果。 第二类研究探析了我国能源强度的时间变化趋势及影响因素。这些研究大多使用分解法，即从宏观层面入手将能源消费强度的变化分解为经济结构性变化和能源效率变化。能源强度的下降可能是由于高耗能的产业比重下降，也可能是由于生产同一单位产品能源消耗减少，前者我们称为经济结构性变化，后者是能源效率变化。通过分解法可以定量地测算出经济结构因素和能源效率因素对能源强度降低的贡献率。Ma et al. (2010) 在对我国能源经济的相关文献进行梳理时，列举了 20 余个使用分解法分析我国能源强度影响因素的研究。这些研究大多使用 1978-2003 年间国家层面数据，认为这一期间的我国能源强度总体下降，但对下降的原因看法并不一致。一些研究认为，能源效率的提高是导致我国能源强度在 1980 年后快速下降的主要原因，而经济结构的贡献很小甚至于会增加能源强度，如 Garbaccio et al. (1999)。另一些研究则得出了相反的结论，如 Han et（2004），Fisher-vanden (2003)。少数学者使用了分解法以外的方法考察了能源强度变化的影响因素。史丹（2002）使用相关因素分析法，分别分析了对外开放、产业结构变动和经济体

制改革对能源利用效率的影响，认为对外开放、经济体制改革对能源效率的提高起到了正面作用。李廉水和周勇 （2006）考察了工业部门技术进步对能源效率提高的作用。他们首先使用生产率方法将技术进步分解为科技进步、纯技术效率和规模效率，然后将这三者作为解释变量对能源强度变化进行回归分析，得出结论认为技术进步对工业能源效率有显著的正向促进作用。Canfei He (2007)考察了三类变量，即市场化、全球化和中央-地方分权对能源强度的影响，认为市场化进程对于能源效率的提高具有重要作用。Fisher 从企业层面入手，考察了能源价格、企业所有权类型、R&D、所处行业和地理位置等因素对企业能源强度的影响，结果表明能源价格和科研投入对企业能源效率的提高具有显著效果。最后，少量的文献探讨了中国能源强度的地区差异性。齐绍洲和罗威（2007）分析了我国地区间能源强度差异是否会随经济差异缩小而收敛；Wang (2011)使用了分解法考察了我国省际能源强度的变化，认为资本积累提高了能源使用效率和地区差异的缩小。

上述研究对于推动我国能源利用效率问题的探讨起到了积极地意义，从研究范围上看，大多数已有文献忽略了能源强度的区域差异性，缺乏对各地区能源强度的变化趋势及其影响因素的定量分析。我国区域发展不平衡，各地资源禀赋、经济结构、技术水平存在差异，在进行节能目标分解时需要量体裁衣，根据各地区的不同特点制定不同的目标，这就必须对各地区能源强度的状况及其影响因素进行定量分析，以帮助政策制定者采取有针对性的措施。针对现有研究的不足，本文使用我国 28 个省市自治区 1995-2007 年能源和经济社会发展的面板数据，使用分解法对我国能源强度的变动趋势和区域差异进行分析。本文第二部分介绍费雪理想指数分解法，第三部分从全国层面和省际层面对我国能源强度的变动趋势进行分析，给出了因素分解结果，第四部分是本文的主要结论。

## 研究方法

能源强度定义为能源消费总量与 GDP 之比，是衡量一国或者地区能源利用效率的一个重要指标。能源强度的变化可以进而分解为各部门间结构的变动（如高耗能的工业部门比重上升会导致总体能源强度的增加）和各部门内能源强度的变化（如节能技术的使用会带来能源利用强度的降低）。

$$e_t \equiv \frac{E_t}{Y_t} = \sum_i (\frac{E_{it}}{Y_{it}})(\frac{Y_{it}}{Y_t}) = \sum_i e_{it} s_{it} \qquad (1)$$

这里$\mathbf{E_t}$表示 t 年的总能源消费，$\mathbf{Y_t}$是第 t 年的 GDP，$\mathbf{E_{it}}$指部门 i 在 t 年的能源消费，是部门 i 的经济活动衡量指标（可以是但不限于是该部门的 GDP）。这样，我们将一国或者地区的总的能源强度分解为该国或者地区内的各个部门内的能源效率（$\mathbf{e_{it}}$）的加权平均值，权重是各部门经济活动的份额（$\mathbf{s_{it}}$）。

使用指数分解法可以进一步将能源强度的变化分解为经济结构的变化（部门间变化）和能源效率的变化（部门内变化）。定义基年的能源强度为$\mathbf{e_0}$，可以构建一个表示能源强度变化的能源强度指数 $I_t = e_t / e_0$，即第 i 年的能源强度与基年的能源强度之比。

$$\frac{e_t}{e_0} \equiv I_t = \frac{\sum_i e_{it} s_{it}}{\sum_i e_{i0} s_{i0}} \tag{2}$$

为了将能源强度变化的影响因素进一步区分开来，可以进一步构建两种能源强度指数:前者的部门内能源效率不变，部门间经济活动发生了转移，我们可以称之为结构指数；后者的各部门经济水平保持不变，能源效率发生变化，我们称之为效率指数。结构指数和效率指数将能源强度中由经济结构和能源效率引发的变化分离开来。根据选择的基年不同，结构指数和效率指数又可分为 Laspeyres 指数和 Paasche 指数，前者选择第一年作为基年，后者选择最后一年作为基年，分别定义为：

$$L_t^{stru} = \frac{\sum_i e_{i0} s_{it}}{\sum_i e_{i0} s_{i0}} \qquad P_t^{stru} = \frac{\sum_i e_{it} s_{it}}{\sum_i e_{it} s_{i0}}$$
$$L_t^{eff} = \frac{\sum_i e_{it} s_{it}}{\sum_i e_{i0} s_{i0}} \qquad P_t^{eff} = \frac{\sum_i e_{it} s_{it}}{\sum_i e_{i0} s_{it}} \tag{3}$$

Laspeyres 指数和 Paasche 指数的共同缺点是存在分解残差，即结构指数和效率指数的乘积不等于能源强度指数。由于难以判断残差属性，因而对于效率因素还是结构因素在能源强度变化中的相对贡献就很难做出准确解释。而 Fisher 理想指数是 Laspeyres 指数和 Paasche 指数的几何平均值，其理想特质是完全将能源强度分解为结构指数和效率指数，不存在分解残差，因而可以直接得到结构贡献率和效率贡献率。

$$F_t^{stru} = \sqrt{L_t^{stru} P_t^{stru}} \qquad F_t^{eff} = \sqrt{L_t^{eff} P_t^{eff}} \tag{4}$$

通过简单的运算，我们可以得到

$$\frac{e_t}{e_0} \equiv I_t = F_t^{act} \; F_t^{eff} \tag{5}$$

能源强度的下降会节省能源消费，定义节能量为

$$\triangle E_t = E_t - \hat{E}_t \tag{6}$$

**其中，** $E_t$ 为实际能源消费量，$\hat{E}_t$ 为保持基准年能源强度不变的假设情况下 t 时期能源消费量。分解法表明，我们可以计算出经济机构和能源效率的变动对节能的贡献：

$$\triangle E_t = \triangle E_t(\frac{\ln(F_t^{stru})}{\ln(I_t)} + \frac{\ln(F_t^{eff})}{\ln(I_t)}) = \triangle E_t^{stru} + \triangle E_t^{eff} \tag{7}$$

## 中国能源强度变动的因素分解结果

### 1. 全国层面

借鉴 Boyd and Roop(2004)和 Metcalf(2008)的研究，我们将全国经济总体分解为六个部门，分别为农业、工业、建筑业和交通运输、国内贸易和居民消费，表 1 总结了各部门的经济规模衡量指标和统计数据。经济数据和能源数据分别来自于历年的《中国统计年鉴》和《能源统计年鉴》。

图 1 为 1995-2007 年间全国能源强度变化趋势和分解结果。将 1995 年作为基年，2007 年的能源强度为 1995 年的 58%。效率指数和结构指数分别为 1995 年的 65%和 90%。 也就是说，如果能源效率在 1995 年-2007 年间没有改变，经济结构的变化使得能源强度在 2007 年下降到 1995 年的 90%；如果经济结构在 1995 年-2007 年间没有变化，能源效率的变化使得能源强度在 2007 年下降到 1995 年的 65%。

能源强度的降低使得我国在 1995-2007 年间共计节约了 67.8 亿吨标准煤，根据式（6）-（7），我们可以测算出，平均而言 13% 的能源节约来自于结构的变化，87%源于效率的提高。图 2 表明 1996-2007 年间经济结构和使用效率对能源节约相对贡献率。可以看出，这一时期的能源使用效率的提高是节能的主要贡献因素，但是其贡献逐渐降低，由 99.7%降低至 83.4%；而经济结构贡献由最初的 0.4%上升至 16.6%。

## 2. 省际层面

使用同样的分解方法，我对中国省际能源强度进行因素分解，对能源强度及其影响因素的区域差异性进行分析。和全国层面的分析相同，各地区的经济总体仍然分为六个部门，数据均来自于历年的《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》。其中，某些省域个别年
份缺失的数据用插值法进行了补充。由于西藏、宁夏数据不全，故在所有的模型中均未包含该地区，重庆并入四川，最终数据共包括 28 个省市。

表 2 首先给出了 1996 年和 2007 年各省市能源强度及排名变化情况[62]。1995 年我国能源强度排名前五位是：海南（1）、福建（2）、广东（3）、浙江（4）和江苏（5）；排名在后五位的是：新疆（24）、吉林（25）、甘肃（26）、贵州（27）、山西（28）。2007 年我国能源强度排名前五位是北京（1）、广东（2）、浙江（3）、江苏（4）和海南（5）；排名在后五位的是甘肃（24）、河北（25）、青海（26）、山西（27）和贵州（28）。在这一时期，能源强度排名上升较多的省市（≥2）包括北京、天津、吉林、江西、陕西和新疆，排名降低较多（≥2）的省份包括河北、福建、山东、河南、广西、海南、云南和青海，排名没有大的改变的省份包括山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、湖北、湖南、广东、四川、贵州和甘肃。我们将这 29 个省市地区进一步分为分为五大区域，分别为华北、东北、华东、中南部和西部。1995 年和 2007 年间对比，区域能源效率排名没有发生改变，仍然是华东、中南部、东北、华北和西部地区。

表 3 给出了 1996 和 2007 年各省市能源强度指数、结构指数和效率指数的分解结果对比。在 1995-2007 年间，除福建、海南外，其余省市地区的能源强度均有所改善。从分解结果来看，有 13 个地区的经济结构向高耗能部门转移，其能源强度的改善主要是由于部门内能源效率的提高。平均而言，经济结构的变动对能源强度降低的贡献率仅为负 1%[63]，几乎可以忽略不计。部门内能源效率的提高对能源强度的降低起到决定性作用，贡献率为 101%。由表 3 可以看出华北和华东地区经济结构向能耗高的部门转移趋势明显，其经济结构对能源强度降低的贡献力为负；同时这些地区部门内能源效率提高也较多，因而其能源强度降低幅度要高于东北、中南部和西部地区。在这一时期高能耗部门增加造成能源强度增加较多（>10%）的省市包括天津、上海、江西、山东、河南、海南、青海。

[62] 能源强度越低代表能源利用效率越高，所以能源强度越低排名越高。
[63] 由于省际分析只包含 28 个省市自治区，因此平均分解结果与全国层面分解结果略有差异。

从区域角度来看，各省市之间的能源强度变化存在较大差异。图 2-4 分别使用核分布估计对比了 1996 年和 2007 年省际能源强度指数、结构指数和效率指数的分布变化趋势。从图 2 看出，能源强度在 1996 和 2007 年均呈单峰分布且向低数值端移动，与以上我们观察到得各省能源强度普遍降低现象一致。但 2007 年能源强度峰值以及附近范围密度降低，分布比 1996 年更为分散，反应了各地区能源强度改进的步调并不一致，地区差异在扩大。从图 3 和 4 可以看出，尽管经济结构和能源效率的分布都在 1996-2007 年间更为分散，但前者更为显著。1996 年绝大多数省市的结构指数都在 1 左右，而 2007 年则有超过一半的省市结构指数大于 1，这反应了各省之间经济结构的分化。

一个有趣的现象是，北京和上海作为我国经济领跑的两大城市，他们的能源强变化路径却十分不同。北京市经济结构的改善和部门内能源效率的提高都促进了能源强度的降低，前者的贡献略大于后者（46% *vs.* 34%）；而上海市经济在同一时期向高耗能部门（主要是运输部门）有所转移[64]，其对能源强度的反向作用受到了部门内能源使用效率显著提高的抵消，最终才促使了能源强度的改善。

## 结论与建议

本文利用中国国家层面和省际层面 1995-2007 年的经济与能源统计数据，使用费雪指数分解法对我国能源强度变化的影响渠道和地区差异进行了分析，结论如下：

第一，从全国层面来看，1995-2007 年间我国能源强度呈下降趋势，主要贡献来自于能源效率的提高，经济结构调整的贡献较为有限。这一结论符合我国经济发展的历史阶段特征，我国从 1978 年改革开发一直在进行工业化进程，高耗能的工业、运输业保持了高速发展，因而经济结构调整带来能源强度变动并不大。

第二，从省际层面来看，1995-2007 年各省、自治区、直辖市的能源强度都普遍降低，但各省区市之间的能源强度的绝对水平与变动幅度差距在扩大。在这一时期，由地区间经济结构变化导致的能源强度变化分化明显，并与部门内能源效率的作用相互加强，造成了地区间能源强度分布趋于分散。

根据以上分析，我们得出以下几点政策建议：第一，工业化阶段特有的产业结构，是造成我国单位GDP能源强度高于发达国家的重要原因。我国已经进入工业化阶段中期，在十二区期间，应继续以调整产业结构为主线，限制高耗能产

[64] 上海市货物周转量由 1995 年的 207 亿吨公里上升至 2007 年的 11385 亿吨公里，增加了 55 倍。

品产能的扩张，限制“两高一资（高耗能、高污染和资源性）”型产品的出口，降低高耗能产业在国民经济中的比重，增加高附加值、高知识和技术含量成分产业的比重。第二，从分解结果来看，能源强度变化的区域差异主要来自于部门内能源使用效率，各地区经济结构的差异虽然趋于分化，但对于能源强度的空间差异影响并不大。这表明虽然短期内经济结构难有大的改变，但各省市之间应加强节能技术、节能管理经验的交流与推广，减小各地区间部门内能源使用效率的差距。

## 参考文献


李廉水、周勇，2006，“技术进步能提高能源效率吗？——基于中国工业部门的实证检验”，《管理世界》，第 10 期

齐志新、陈文颖 2007，“中国的能源强度究竟有多高”，《数量经济技术经济研究》，第 8 期

史丹，2002，我国经济增长过程中能源利用效率的改进，《经济研究》，第 9 期

齐绍洲、罗威，2007，地区经济增长与能源消费强度的差异分析，《经济研究》，第 7 期

Boyd, G. A. and J. M. Roop (2004). "A Note on the Fisher Ideal Index Decomposition for Structural Change in Energy Intensity." The Energy Journal 25(1): 87-101.

Cornillie, J. and S. Fankhauser (2004). "The Energy Intensity of Transition Countries." Energy Economics **26**(3): 283-295.

Garbaccio, R. F., M. S. Ho, et al. (1999). "Why Has the Energy-Output Ratio Fallen in China?" The Energy Journal **20**(3): 63-92.

He, C. (2007). "Energy Intensity in Light of China's Economic Transition." Eurasian Geography and Economics.

Ma, H., L. Oxley, et al. (2010). "China's Energy Economy: A Survey of the Literature." Economic Systems **34**(2): 105-132.

Metcalf, G. E. (2008). "An Empirical Analysis of Energy Intensity and Its Determinants at the State Level." The Energy Journal **29**(3).

Wang, C. (2011). "Sources of Energy Productivity Growth and Its Distribution Dynamics in China." Resource and Energy Economics **33**: 279-292.

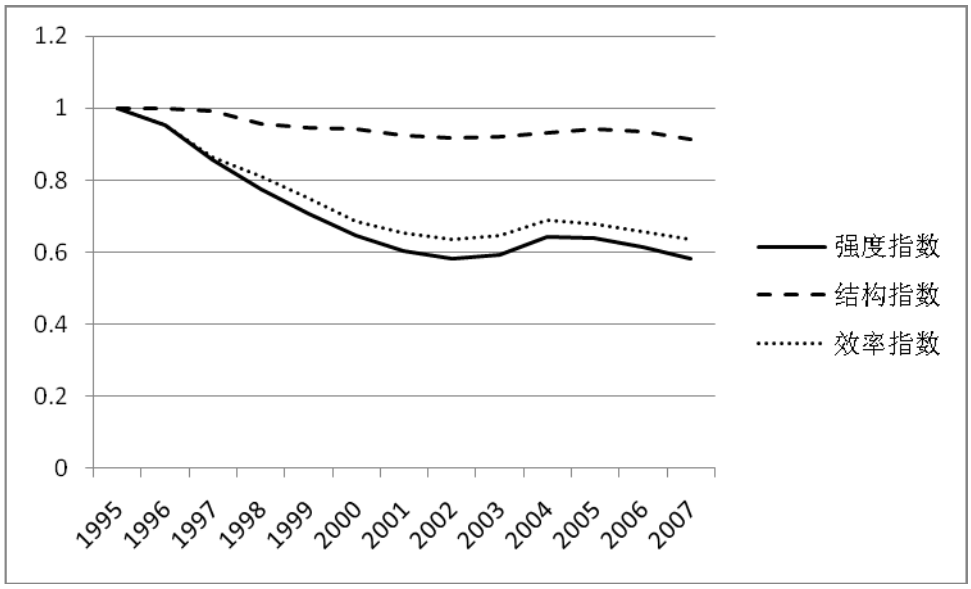



图 1. 中国 1995-2007 年能源强度变化趋势及分解结果

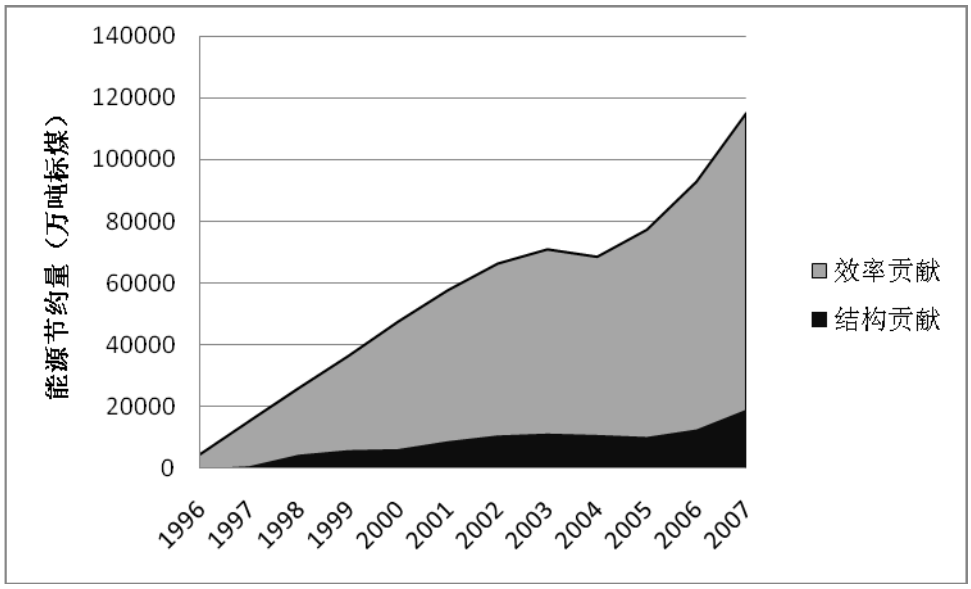



图 2. 能源强度下降带来的节能量（以 1995 年能源强度为基准）

**表 1 全国各部门经济规模和能源效率衡量指标和统计描述**

| | 经济结构 | | | 能源效率 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **经济部门** | **衡量指标** | **平均值** | **标准差** | **衡量指标** | **平均值** | **标准差** |
| 农、林、牧、渔、水利业 | 第一产业增加值(亿元） | 541 | 384 | 吨标准煤/万元增加值 | 0.43 | 0.33 |
| 工业 | 工业增加值（亿元） | 1627 | 1718 | 吨标准煤/万元增加值 | 2.47 | 1.23 |
| 建筑业 | 建筑业增加值（亿元） | 229 | 184 | 吨标准煤/万元增加值 | 0.31 | 0.22 |
| 交通运输 | 货物周转量总计（亿吨公里） | 1381 | 1927 | 吨标准煤/万吨公里 | 0.37 | 0.27 |
| 批发、零售业和住宿、餐饮业 | 社会消费品零售总额（亿元） | 1382 | 1195 | 吨标准煤/万元销售额 | 0.23 | 0.2 |
| 生活消费 | 消费支出（亿元） | 1458 | 1108 | 吨标准煤/万元消费支出 | 0.42 | 0.31 |

注：按 1995 年不变价格计算。

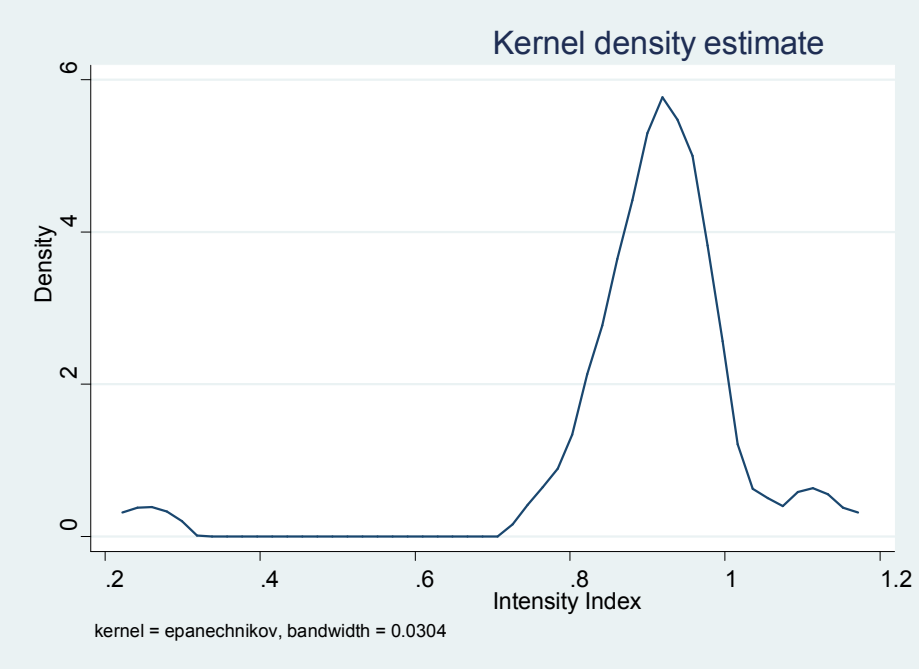
**表 2　各省、自治区、直辖市代表性年份能源强度与排名变化**

| | | 1995 | | 2007 | |
|---|---|---|---|---|---|
| 地区 | 省、自治区、直辖市 | 能源强度（吨标煤/万元GDP） | 排名 | 能源强度（吨标煤/万元GDP） | 排名 |
| 华北 | 北京 | 1.56 | 12 | 0.56 | 1 |
| | 天津 | 2 | 17 | 0.83 | 9 |
| | 河北 | 2.14 | 20 | 1.59 | 25 |
| | 山西 | 3.91 | 28 | 1.92 | 27 |
| | 内蒙古 | 2.19 | 22 | 1.46 | 22 |
| 东北 | 辽宁 | 2.09 | 19 | 1.23 | 18 |
| | 吉林 | 2.57 | 25 | 1.4 | 21 |
| | 黑龙江 | 1.63 | 14 | 0.99 | 13 |
| 华东 | 上海 | 1.23 | 7 | 0.77 | 6 |
| | 江苏 | 1.09 | 5 | 0.67 | 4 |
| | 浙江 | 0.87 | 4 | 0.63 | 3 |
| | 安徽 | 1.67 | 15 | 1.03 | 14 |
| | 福建 | 0.73 | 2 | 0.79 | 7 |
| | 江西 | 1.57 | 13 | 0.81 | 8 |
| | 山东 | 1.15 | 6 | 0.99 | 12 |
| 中南部 | 河南 | 1.45 | 9 | 1.08 | 16 |
| | 湖北 | 2.02 | 18 | 1.29 | 19 |
| | 湖南 | 1.88 | 16 | 1.18 | 17 |
| | 广东 | 0.84 | 3 | 0.62 | 2 |
| | 广西 | 1.26 | 8 | 1.06 | 15 |
| | 海南 | 0.56 | 1 | 0.68 | 5 |
| 西部 | 四川 | 1.49 | 10 | 0.88 | 10 |
| | 贵州 | 3.64 | 27 | 2.3 | 28 |
| | 云南 | 1.51 | 11 | 1.47 | 23 |
| | 陕西 | 2.18 | 21 | 0.96 | 11 |
| | 甘肃 | 3.32 | 26 | 1.58 | 24 |
| | 青海 | 2.31 | 23 | 1.68 | 26 |
| | 新疆 | 2.42 | 24 | 1.35 | 20 |

注：按 1995 年不变价格计算。

表 3　1995 年和 2007 年省际能源强度变化分解结果

| 地区 | | 1996 | | | 2007 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 能源强度指数 | 结构指数 | 效率指数 | 能源强度指数 | 结构指数 | 效率指数 |
| | ***各省平均*** | ***0.93*** | ***0.99*** | ***0.94*** | ***0.67*** | ***1.01*** | ***0.66*** |
| 华北 | 北京 | 0.95 | 0.93 | 1.03 | 0.36 | 0.57 | 0.63 |
| | 天津 | 0.78 | 0.98 | 0.79 | 0.42 | 1.16 | 0.36 |
| | 河北 | 0.86 | 1.02 | 0.84 | 0.74 | 1.06 | 0.70 |
| | 山西 | 0.91 | 1.00 | 0.90 | 0.49 | 1.06 | 0.46 |
| | 内蒙古 | 0.94 | 0.98 | 0.95 | 0.66 | 1.03 | 0.65 |
| 东北 | 辽宁 | 0.86 | 0.99 | 0.87 | 0.59 | 1.02 | 0.58 |
| | 吉林 | 0.92 | 0.96 | 0.95 | 0.55 | 0.94 | 0.58 |
| | 黑龙江 | 0.87 | 1.00 | 0.87 | 0.61 | 0.87 | 0.70 |
| 华东 | 上海 | 0.91 | 0.94 | 0.96 | 0.62 | 1.53 | 0.41 |
| | 江苏 | 0.90 | 0.96 | 0.93 | 0.62 | 0.96 | 0.65 |
| | 浙江 | 0.95 | 1.01 | 0.94 | 0.72 | 0.96 | 0.75 |
| | 安徽 | 1.01 | 0.98 | 1.03 | 0.62 | 1.05 | 0.59 |
| | 福建 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | 1.07 | 1.06 | 1.01 |
| | 江西 | 0.81 | 0.98 | 0.82 | 0.51 | 1.13 | 0.46 |
| | 山东 | 0.87 | 0.99 | 0.88 | 0.86 | 1.12 | 0.77 |
| 中南部 | 河南 | 0.87 | 0.98 | 0.89 | 0.74 | 0.98 | 0.76 |
| | 湖北 | 0.95 | 0.99 | 0.96 | 0.64 | 0.93 | 0.69 |
| | 湖南 | 0.92 | 0.99 | 0.94 | 0.63 | 0.93 | 0.67 |
| | 广东 | 0.97 | 1.02 | 0.95 | 0.74 | 1.00 | 0.74 |
| | 广西 | 0.95 | 0.97 | 0.99 | 0.84 | 1.04 | 0.81 |
| | 海南 | 1.15 | 1.06 | 1.08 | 1.22 | 1.30 | 0.93 |
| 西部 | 四川 | 0.94 | 0.99 | 0.95 | 0.59 | 0.93 | 0.64 |
| | 贵州 | 1.01 | 0.98 | 1.02 | 0.63 | 0.83 | 0.76 |
| | 云南 | 0.91 | 0.99 | 0.92 | 0.97 | 0.86 | 1.13 |
| | 陕西 | 0.98 | 0.99 | 0.99 | 0.44 | 0.95 | 0.46 |
| | 甘肃 | 0.84 | 0.92 | 0.91 | 0.48 | 0.85 | 0.56 |
| | 青海 | 0.97 | 0.98 | 0.99 | 0.73 | 1.14 | 0.64 |
| | 新疆 | 1.09 | 1.03 | 1.05 | 0.56 | 1.09 | 0.51 |



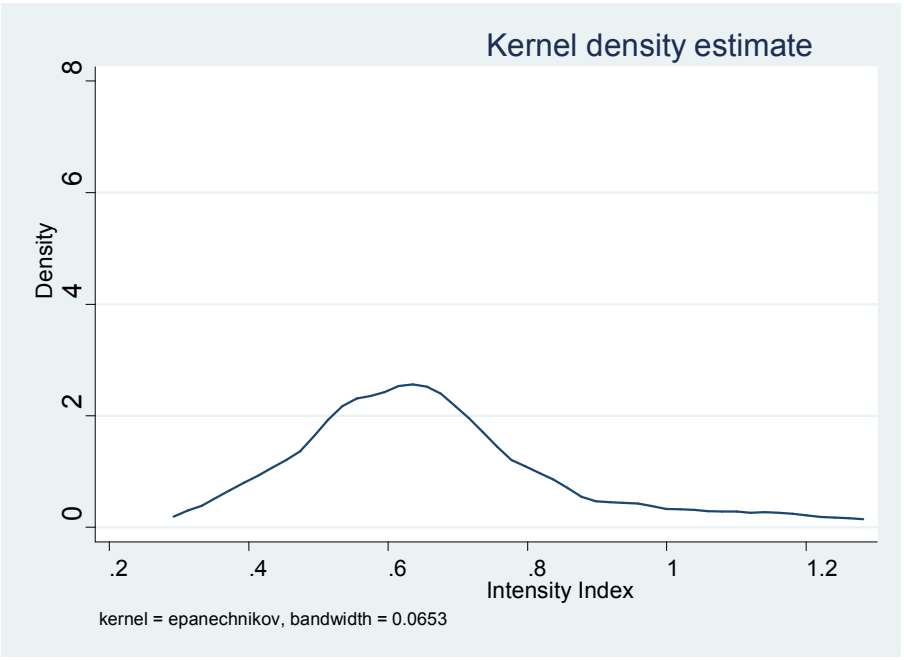
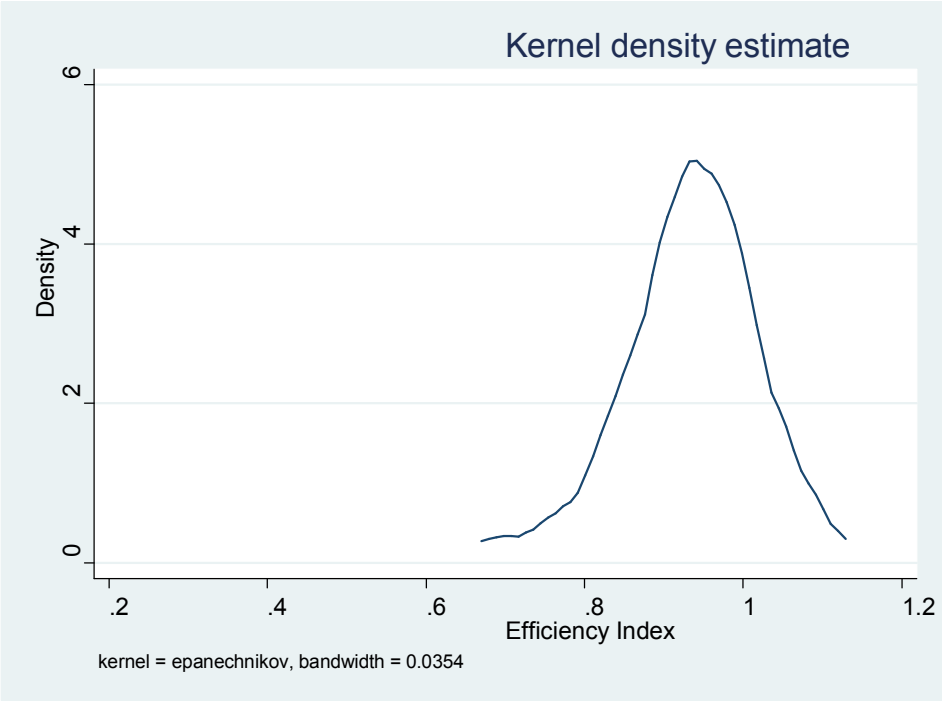




图 2. 各地区能源强度分布核密度估计：1996 年 vs. 2007



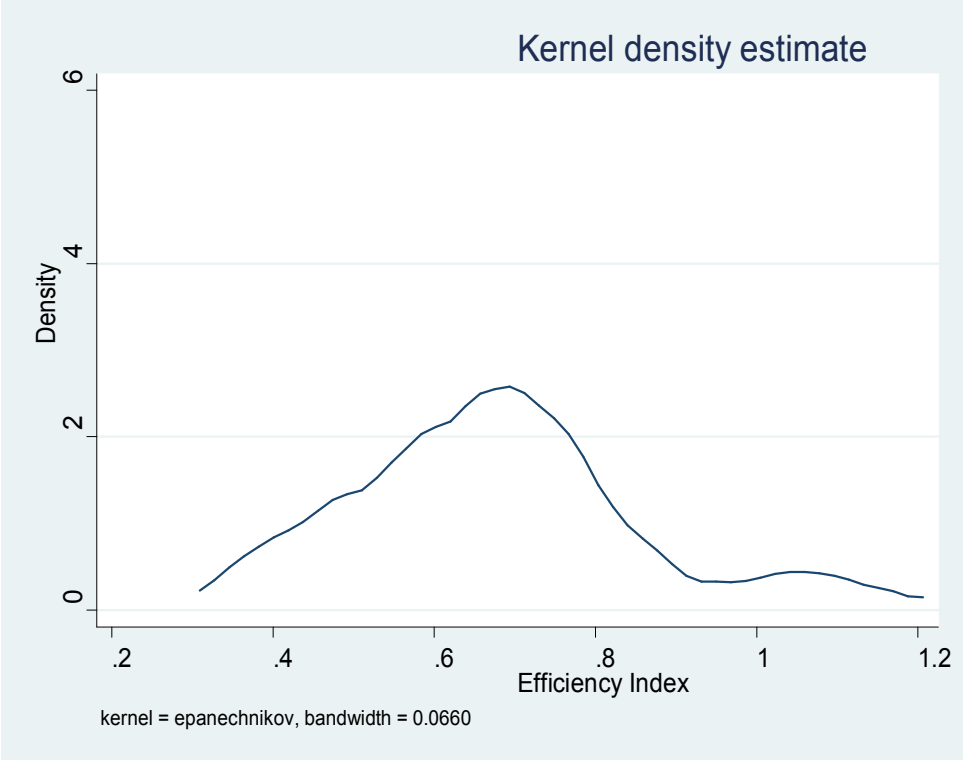
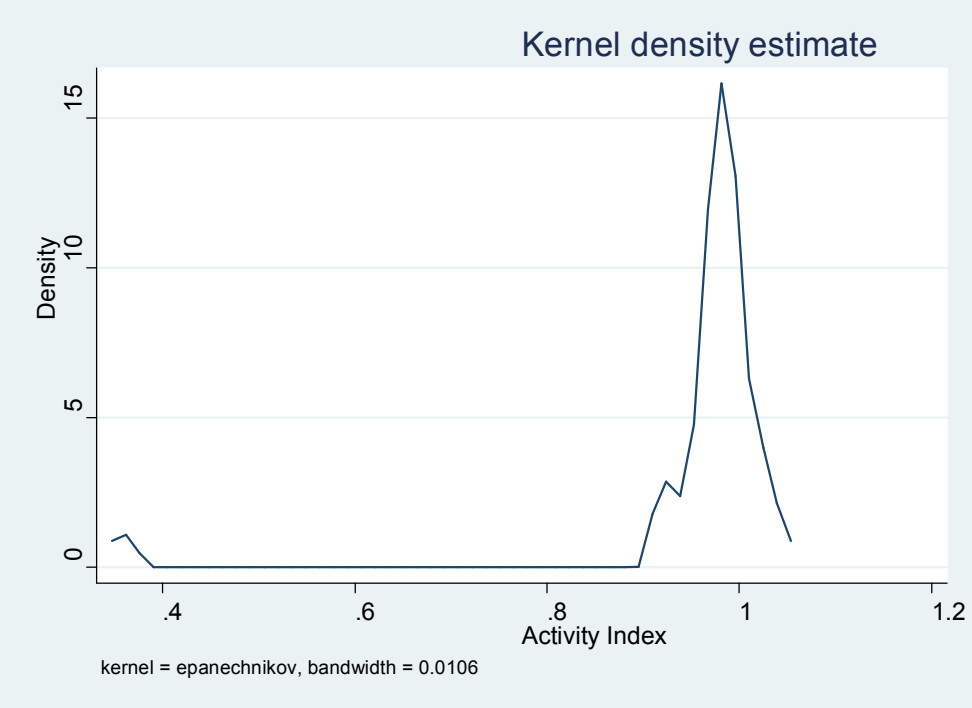




图 3. 各地区效率指数分布核密度估计：1996 年 vs. 2007



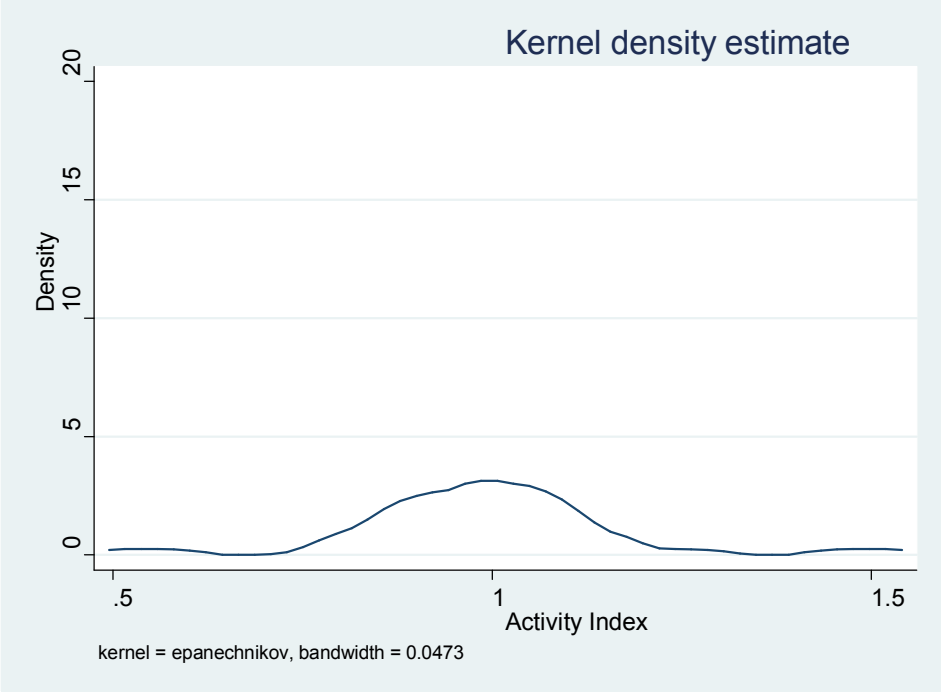




图 4. 各地区结构指数分布核密度估计：1996 年 vs. 2007

# 附录一 中国宏观经济分析与预测模型—CMAFM 模型

## （一）CMAFM 模型的结构设计与变量体系

中国宏观经济分析与预测模型（China’s Macroeconomic Analysis and Forecasting Model）—CMAFM 模型，以标准 IS-LM-AS 模型为理论核心，依次估计中国消费需求函数、中国固定资产投资需求函数、中国存货投资需求函数、中国净出口需求函数和中国货币需求函数而建立中国 IS-LM 模型，拟合附加预期的中国菲利浦斯曲线而建立卢卡斯函数形式的中国 AS 函数。CMAFM 模型建立中国税收政策规则和中国货币供应规则，以政府支出与狭义货币供应输入中国需求管理政策冲击。

CMAFM 模型在附表 1-1(a)的 SNA 体系原始变量基础上，定义附表 1-1(b)的 CMAFM 模型变量，进而使用 GDP 平减指数缩减国内模型变量而建立相应真实变量指标，最终形成如附表 1-1(c)所示的 CMAFM 模型直接输入变量体系，其数据来源包括中国国家统计局（NBS）《中国统计年鉴》、国际货币基金组织《国际金融统计》（IFS）与世界贸易组织（WTO）统计数据网址“http://www.wto.org/statistics”。

**附表 1-1(a) SNA 体系原始变量**

| 序号 | 变量 | 定义 | 单位 | 来源 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | BFCI | 国家预算内固定资产投资 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 2 | GFCI | 固定资本形成总额 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 3 | GOVC | 政府消费 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 4 | GOVEX | 国家财政支出 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 5 | GOVRE | 国家财政收入 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 6 | INV | 存货增加 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 7 | NEX | 净出口 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 8 | NGDP | （支出法）国内生产总值 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 9 | PRIVC | 居民消费 | 当年价格，亿元 | NBS |
| 10 | SM1 | 狭义货币供应年末余额 | 当年价格，十亿元 | IFS |
| 11 | SM2 | 广义货币供应年末余额 | 当年价格，十亿元 | IFS |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 12 | SSDRE | 特别提款权年末兑换率 | 每特别提款权人民币元 | IFS |
| 13 | USDE | 美元平均兑换率 | 每美元人民币元 | NBS |
| 14 | WME | 世界商品出口总额 | 当年价格，百万美元 | WTO |
| 15 | WMI | 世界商品进口总额 | 当年价格，百万美元 | WTO |
| 16 | WSE | 世界服务出口总额 | 当年价格，百万美元 | WTO |
| 17 | WSI | 世界服务进口总额 | 当年价格，百万美元 | WTO |
| 18 | Y | 真实国内生产总值 | 可比价格，1978 年 = 100 | NBS |

**附表 1-1(b)　CMAFM 模型变量定义**

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

**附表 1-1(c)　CMAFM 模型变量体系**

| 序号 | 变量 | 定义 | 计算公式 | 单位 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | P | 价格指数 | $P_t = (NGDP_t/Y_t)/(NGDP_{1981}/Y_{1981})$ | 1981 年 = 1.00 |
| 2 | INFL | 通货膨胀率 | $INFL_t = (P_t/P_{t-1} - 1) \cdot 100$ | % |
| 3 | YR | 真实国民收入 | $YR_t = NGDP_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 4 | PDYR | 真实居民可支配收入 | $PDYR_t = PDY_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 5 | GTXR | 真实政府综合收入 | $GTXR_t = GTX_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 6 | PRIVCR | 真实居民消费 | $PRIVCR_t = PRIVC_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 7 | FCIR | 真实固定投资 | $FCIR_t = FCI_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 8 | INVR | 真实存货投资 | $INVR_t = INV_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 9 | NEXR | 真实净出口 | $NEXR_t = NEX_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 10 | GR | 真实政府支出 | $GR_t = G_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 11 | M1R | 真实 M1 货币供应 | $M1R_t = M1_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 12 | M2R | 真实 M2 货币供应 | $M2R_t = M2_t/P_t$ | 1981 年价格，亿元 |
| 13 | R3 | 三年期人民币存款基准利率 | $R3_t = \Sigma\{(R_{ti} \cdot \Delta t_{ti})/\Sigma(\Delta t_{ti})\}$ | % |

## （二）CMAFM 模型的单方程估计

使用 OLS 方法在 1981-2009 年间对 CMAFM 模型进行单方程估计，取得其 2010 年版计量模型。定义离散型时间变量 T，1981 年 T = 1，2009 年 T = 29；定义虚拟制度变量 DUM，从通货膨胀第一峰值年 1988 年至第二峰值年 1994 年 DUM = 1，其他年度 DUM = 0，以体现中国经济从计划经济向市场经济快速过渡的结构跃迁影响。

**（1）居民可支配收入定义式**

$$PDYR_t = YR_t - GTXR_t$$

**（2）居民消费需求函数**

$$\log PRIVCR_t = 0.543831 + 0.472901 \cdot \log PRIVCR_{t-1} + 0.441511 \cdot \log PDYR_t$$

(4.509097) (3.946191) (4.314550)

$$+ [MA(1) = 0.648198]$$

(3.977748)

$R^2 = 0.999077$，adj $R^2 = 0.998966$，SE = 0.022544，DW = 1.901459。

**（3）固定投资需求函数**

$$\log FCIR_t = -3.260735 - 0.007016 \cdot (R3_t - INFL_t) + 1.221933 \cdot \log YR_{t-1}$$

(-10.46865) (-3.989385) (38.80027)

$$+ [MA(1) = 1.364935, MA(2) = 0.381336]$$

(7.216150) (2.070341)

$R^2 = 0.997904$，adj $R^2 = 0.997554$，SE = 0.049492，DW = 1.780012。

**（4）存货投资需求函数**

$$INVR_t/YR_t = 0.100130 + 0.831488 \cdot (INVR_{t-1}/YR_{t-1}) - 0.850686 \cdot DUM \cdot (INVR_{t-2}/YR_{t-2})$$

(5.049216) (10.11922) (-4.804046)

$$- 0.002175 \cdot (R3_t - INFL_t) + 0.002972 \cdot DUM \cdot (R3_t - INFL_t) - 0.009065 \cdot \log YR_t$$

$$(-5.691864) \qquad (5.315968) \qquad (-5.291635)$$

$$+ 0.007030 \cdot DUM \cdot \log YR_{t-1} + [MA(1) = - 0.948434]$$

$$(4.491883) \qquad (-9.610639)$$

$R^2 = 0.923654$，adj $R^2 = 0.896933$，SE = 0.008560，DW = 2.188931。

### （5）净出口需求函数

$$NEXR_t/YR_t = - 0.758279 + 0.384595 \cdot (NEXR_{t-1}/YR_{t-1}) - 0.195080 \cdot \Delta \log YR_t$$

$$(-7.462042) \ (2.880984) \qquad (-1.962876)$$

$$- 0.075514 \cdot \log YR_{t-1} - 0.109504 \cdot \log(SDRE_t/P_t) + 0.132203 \cdot \log(WT_t \cdot USDE_t/P_t)$$

$$(-4.347409) \qquad (-5.490525) \qquad (5.818157)$$

$$+ [MA(2) = - 0.893484]$$

$$(-7.537378)$$

$R^2 = 0.915993$，adj $R^2 = 0.893082$，SE = 0.009601，DW = 2.022837。

### （6）国民收入平衡方程

$$YR_t = PRIVCR_t + FCIR_t + INVR_t + NEXR_t + GR_t$$

### （7）货币需求函数

$$R3_t - INFL_t = 3.852006 - 0.874882 \cdot INFL_t + 0.284096 \cdot INFL_{t-1} - 3.913752 \cdot \log(M2R_t/YR_t)$$

$$(6.446896) (-16.34014) \qquad (4.710104) \qquad (-4.131582)$$

$$+ [MA(1) = 0.951538，MA(2) = 0.285162]$$

$$(7.108380) \qquad (2.403122)$$

$R^2 = 0.946740$，adj $R^2 = 0.935161$，SE = 1.002751，DW = 1.811355。

### （8）菲利浦斯曲线

$$\Delta INFL_t = - 2.939776 - 0.537436 \cdot DUM \cdot INFL_{t-1} - 0.488674 \cdot INFL_{t-2} + 48.25029 \cdot \Delta \log YR_t$$

$$(-2.736606) (- 2.683318) \qquad (-11.05952) \qquad (4.203558)$$

$$+ 55.67833 \cdot DUM \cdot \Delta \log YR_{t-1} + [MA(1) = - 0.921838]$$

$$(11.28364) \qquad (-13.11575)$$

$R^2 = 0.806800$，adj $R^2 = 0.764800$，SE = 2.040781，DW = 2.011310。

### （9）税收制度方程

$$GTXR_t/PDYR_t = 0.316815 - 0.024708 \cdot T + 0.001315 \cdot T^2 - 2.17E\text{-}05 \cdot T^3$$

(38.31567)(- 12.52481)　　(9.528417)　　(-7.466515)

$+ 0.127810 \cdot \Delta^2 \log YR_t + [MA(2) = - 0.979981]$

(2.335379)　　(-3375.690)

$R^2 = 0.943592$，adj $R^2 = 0.931329$，SE = 0.007498，DW = 1.584325。

**（10）货币调整方程**

$$\log(M2R_t/YR_t) = 0.029628 + 0.975974 \cdot \log(M2R_{t-1}/YR_{t-1}) + 0.631738 \cdot \Delta \log(M1R_t/YR_t)$$

(3.658340)　(66.17633)　　(6.936903)

$+ [MA(1) = 0.754948]$

(6.547322)

$R^2 = 0.998125$，adj $R^2 = 0.997900$，SE = 0.021487，DW = 2.048745。

附表 1-2 为 CMAFM 模型不包含 ARMA 过程的可计算结构方程体系，包括 IS 曲线、LM 曲线与 AS 函数以及税收制度与货币供应管理政策规则板块，各结构参数 C 均为正值形式。

**附表 1-2　CMAFM 模型结构方程体系**

| 板块 | 结构方程 |
|---|---|
| IS曲线 | [1] $PDYR_t = YR_t - GTXR_t$<br>[2] $\log PRIVCR_t = C_{10} + C_{11} \cdot \log PRIVCR_{t-1} + C_{12} \cdot \log PDYR_t$<br>[3] $\log FCIR_t = - C_{20} - C_{21} \cdot (R3_t - INFL_t) + C_{22} \cdot \log YR_{t-1}$<br>[4] $INVR_t/YR_t = C_{30} + C_{31} \cdot (INVR_{t-1}/YR_{t-1}) - C_{32} \cdot DUM \cdot (INVR_{t-2}/YR_{t-2}) - C_{33} \cdot (R3_t - INFL_t) + C_{34} \cdot DUM \cdot (R3_t - INFL_t) - C_{35} \cdot \log YR_t + C_{36} \cdot DUM \cdot \log YR_{t-1}$<br>[5] $NEXR_t/YR_t = C_{40} + C_{41} \cdot (NEXR_{t-1}/YR_{t-1}) - C_{42} \cdot \Delta \log YR_t - C_{43} \cdot \ln YR_{t-1} - C_{44} \cdot \log(SDRE_t/P_t) + C_{45} \cdot \ln(WT_t \cdot USDE_t/P_t)$<br>[6] $YR_t = PRIVCR_t + FCIR_t + INVR_t + NEXR_t + GR_t$ |
| LM曲线 | [7] $R3_t - INFL_t = C_{50} - C_{51} \cdot INFL_t + C_{52} \cdot INFL_{t-1} - C_{53} \cdot \log(M2R_t/YR_t)$ |
| AS函数 | [8] $\Delta INFL_t = - C_{60} - C_{61} \cdot DUM \cdot INFL_{t-1} - C_{62} \cdot INFL_{t-2} + C_{63} \cdot \Delta \log YR_t + C_{64} \cdot DUM \cdot \Delta \log YR_{t-1}$ |
| 政策规则 | [9] $GTXR_t/PDYR_t = C_{70} - C_{71} \cdot T + C_{72} \cdot T^2 - C_{73} \cdot T^3 + C_{74} \cdot \Delta^2 \log YR_t$<br>[10] $\log(M2R_t/YR_t) = C_{80} + C_{81} \cdot \log(M2R_{t-1}/YR_{t-1}) + C_{82} \cdot \Delta \log(M1R_t/YR_t)$ |

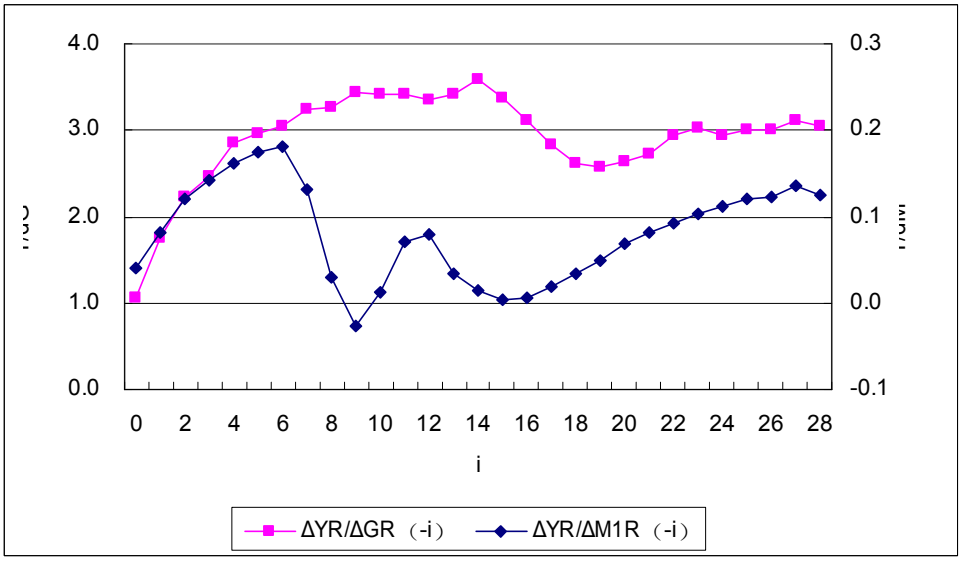
## （三）CMAFM 的历史模拟误差与动态乘数分析

依据不包含 ARMA 过程的结构方程体系，CMAFM 模型静态预测和动态预测 1981-2009 年

间内生变量的历史数据，其历史模拟误差如附表 1-3 所示；CMAFM 模型动态模拟中国国民收入对政府支出和狭义货币供应持久增长的冲击-响应过程，其时间路径附图 1-1 所示。

**附表 1-3　CMAFM 模型历史模拟误差**

| 预测变量 | 相对误差 | | 绝对误差 | |
|---|---|---|---|---|
| | 平均值（%） | 均方根（%） | 平均值 | 均方根 |
| 静态历史模拟 | | | | |
| $logYR_t$ | -0.002073 | 0.194508 | | |
| $logPRIVCR_t$ | -0.003019 | 0.302346 | | |
| $logFCIR_t$ | -0.003056 | 0.547197 | | |
| $INVR_t$ | | | -5.734739 | 200.3788 |
| $NEXR_t$ | | | 1.447466 | 227.6260 |
| $INFL_t$ | | | -0.227318 | 1.817445 |
| $R3_t$ | | | -0.032361 | 0.811411 |
| 动态历史模拟 | | | | |
| $logYR_t$ | 0.041149 | 0.361294 | | |
| $logPRIVCR_t$ | 0.001045 | 0.513741 | | |
| $logFCIR_t$ | 0.200437 | 1.171818 | | |
| $logINVR_t$ | | | -8.810008 | 397.6685 |
| $NEXR_t$ | | | -38.18084 | 328.3324 |
| $INFL_t$ | | | 0.137612 | 3.629180 |
| $R3_t$ | | | 0.025184 | 1.459316 |




**附图 1-1　中国政府支出与货币供应动态乘数**

在 29 年调整时期，中国政府支出乘数 $\Delta YR_t/\Delta GR_{t-i}$ 与狭义货币供应乘数 $\Delta YR_t/\Delta M1R_{t-i}$ 均呈现稳定收敛趋势。其中，中国狭义货币供应冲击在经历过度调整（over-shooting）后向非零值收敛，蕴含非中性的长期货币政策需求管理效应。

# 附录二 中国宏观经济分析与预测（2011 年中期）

## （一）宏观经济指标预测

中国经济周期的内在收缩倾向与美国次贷危机的外部紧缩效应叠加，导致总体经济景气在 2008 年急剧收缩。2008 年末开始实施的积极的财政政策和适度宽松的货币政策，促进国内投资需求补偿国外需求而强劲增长，将实际 GDP 增长速度从 2008 年度的逐季减速趋势反转为 2009 年度的逐季加速趋势。2010 年，中国经济景气稳步复苏，实际经济增长速度从年初高位回落后逐渐稳定，全年实际 GDP 增长速度超过 2009 年，而全年 CPI 指数通货膨胀率基本实现年初设定的价格稳定目标。

依据中国人民大学中国宏观经济分析与预测模型—CMAFM 模型，分年度预测 2011 年与 2012 年中国宏观经济形势，其主要预测指标如附表 2-1 所示。其中，主要宏观经济政策假设包括：(1)2011 年与 2012 年中央财政预算赤字分别为 6700 亿元与 8050 亿元；(2)2011 年与 2012 年人民币与美元平均兑换率分别为 6.50:1 与 6.20:1。

**附表 2-1　2011 年与 2012 年中国宏观经济指标预测**

| 预测指标 | 2011年 | 2012年 |
|---|---|---|
| 1、国内生产总值（GDP）增长率（%） | 9.63 | 9.49 |
| 其中：第一产业增加值 | 3.9 | 4.3 |
| 第二产业增加值 | 11.1 | 10.8 |
| 第三产业增加值 | 9.4 | 9.2 |
| 2、全社会固定资产投资总额（亿元） | 346560 | 423850 |
| 社会消费品零售总额（亿元） | 183840 | 216020 |
| 3、出口（亿美元） | 19310 | 23180 |
| 进口（亿美元） | 18060 | 22430 |
| 4、狭义货币供应（M1）增长率（%） | 15.8 | 16.4 |
| 广义货币供应（M2）增长率（%） | 16.5 | 17.2 |
| 5、居民消费价格指数（CPI）上涨率（%） | 4.7 | 3.4 |
| GDP平减指数上涨率（%） | 5.6 | 5.1 |

预测日期：2011 年 6 月

中国经济景气从2010年起进入经济周期的扩张阶段，而波谷年度2009年构成本次经济周期的历史起点。2011年与2012年，中国宏观经济政策应该采取中性的需求管理取向，实行积极的财政政策和稳健的货币政策，使得货币供应、信贷规模和财政预算的正常化与总体经济景气的正常化相适应，从而在2010年中国实际GDP增长速度回归其潜在增长速度的基础上，使得2011年与2012年中国实际GDP水平将回归其潜在水平。

## （二）国民收入缺口与经济周期相位

在二元结构条件下中国总量生产函数 $Y = A(t) \cdot K$，从而中国经济增长具有类似AK模型的投资驱动内生增长性质.中国潜在国民收入增长过程 $Y_t = \prod^{k}_{i=1} \{(Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^{i})^{w(i)}\}$，容纳实际国民收入的滞后效应，并且具有自然增长速度 $\delta$。选取时滞阶数 $k = 5$，分别在几何级数 $w(i) = q^{i}$ 与余弦函数 $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$ 的分布概率代表性情形下，使用OLS方法在1983-2010年间拟合中国实际GDP指数的对数线性方程 $\ln Y_t = \sum^{k}_{i=1} \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1+\delta))\}$，如附表2-2所示。

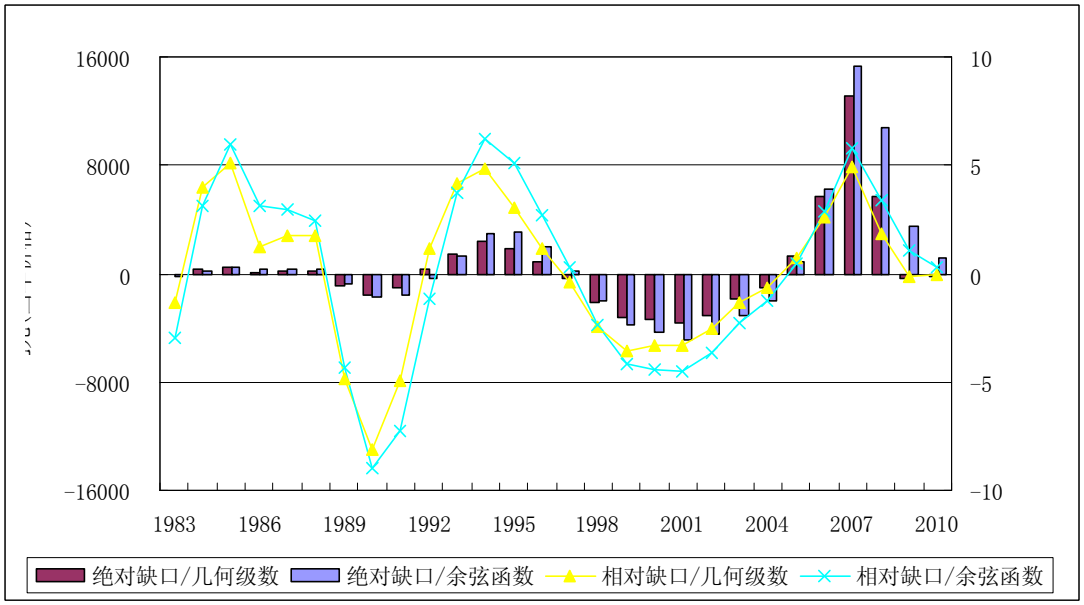
**附表2-2　中国国民收入自回归方程**

$\ln Y_t = \sum^{5}_{i=1} \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1+\delta))\}$

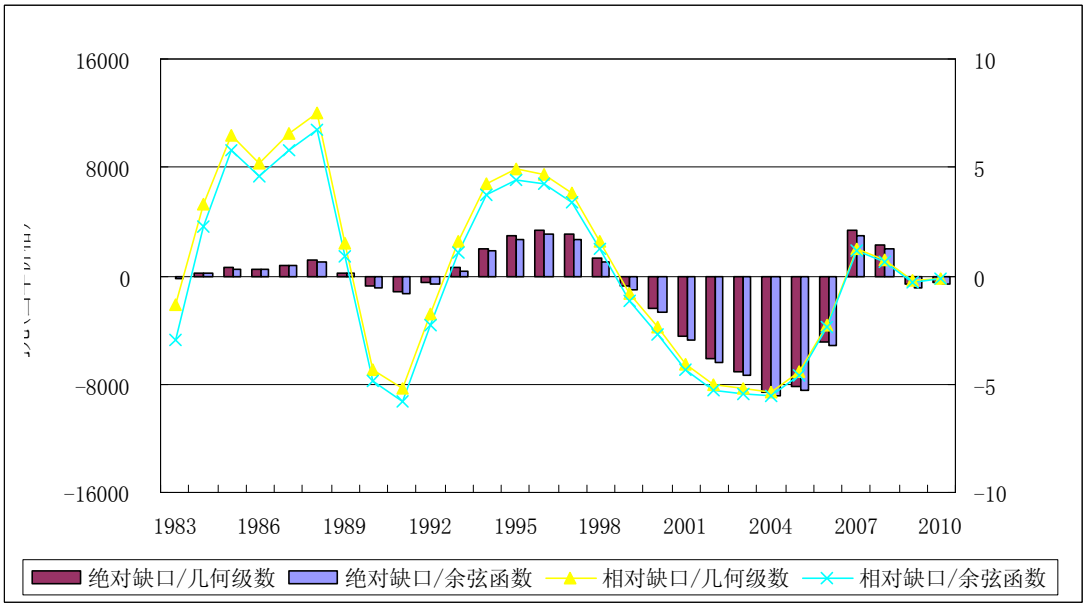
| w(i) | $q^{i}$ | $\cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$ |
|---|---|---|
| $\delta$ | 0.102112 | 0.101803 |
| | (26.97896) | (29.80754) |
| $R^2$ | 0.998113 | 0.997198 |
| SE | 0.033780 | 0.041380 |

1983-2010年间，中国潜在国民收入自然增长率在几何级数权数情形下 $\delta$ = 10.2112%，在余弦函数权数情形下 $\delta$ = 10.103%。依据附表2-2的中国实际GDP指数拟合方程，同时静态预测与动态预测1983-2010年中国实际GDP指数而分情形建立1983-2010年中国潜在GDP时间序列，计算其间中国国民收入的绝对缺口与相对缺口指标，其时间路径如附图2-1所示。由于几何级数的分布概率较余弦函数的分布概率更加向近时期倾斜，几何级数情形超过余弦函数情形的国民收入自然增长率能够指示中国经济加速增长的历史趋势；由于动态预测方法保持1978-1982年间的国民收入历史惯性而忽略1983-2010年间的国民收入实际形势，动态预测情形的中国经济周期相位滞后于静态预测情形的中国经济周期相

位。




**附图 2-1（a）　中国国民收入绝对缺口与相对缺口：静态预测**




**附图 2-1（b）　中国国民收入绝对缺口与相对缺口：动态预测**

报告总责任人：杨瑞龙　　毛振华　　朱科敏

报告执笔人：

主报告：王晋斌　阎衍　朱戎

分报告 1：郑新业

分报告 2：冯俊新　赵勇

分报告 3：黄隽

分报告 4：范志勇　于泽

分报告 5：孙文凯

分报告 6：陶然

分报告 7：王湘红

分报告 8：刘小鲁

分报告 9：杨天宇　贺婷

分报告 10：虞义华　郑新业

分报告 11：宋枫

附录 1：郑超愚

附录 2：郑超愚