

中国经济中资产结构的变化及其对货币政策的含义

王晋斌

内容提要

2001年加入WTO后，外部需求带来的大量贸易顺差导致了中国经济外部不平衡，外部不平衡和金融控制政策两者共同导致了中国金融资产结构的不平衡。资产结构的改变使资产价格的波动对宏观经济的影响主要体现在：（1）由于金融机构的资金来源与资金运用结构性的不匹配，导致金融机构资产的市场价值对利率变化更为敏感，金融机构资产的市场价值存在越来越严重的利率风险暴露；（2）固定资产投资开始对利率敏感，尤其是近两年城镇住房固定资产投资对利率相当敏感；（3）尽管目前股票市场财富变化对城镇居民的实际消费影响不大，但股票市场的财富效应开始出现。

在综合考虑上述因素后，本报告认为不应当采取过急的货币政策来快速消除资产价格的上升，从而导致金融机构资产质量恶化和固定资产投资下降，尤其是城镇住房投资的显著下降，而住房投资的下降又会进一步推高城镇住房价格。谨慎的办法是采取小幅多频收紧的货币政策和金融管制及创新并举的金融政策来应对当前和未来一段时间内经济存在的潜在风险。对于房地产资产价格和股票市场的价格波动应该从局部市场入手来消除资产价格的大幅度波动。对于房地产市场，要加强从供给和需求双方制定针对性的政策。在供给方，由于强劲的需求，仍需加大供给，可在货币小幅多频紧缩的同时着手降低成本，如对土地购置费用实施管制，并规范需求，尤其是要大幅度提高对多套住房需求的边际成本，降低住房投资的预期收益，从而减缓拉动住房价格持续上升的动力。对于股票的价格波动要进一步发挥市场的定价机制，要通过股指期货来发展卖空机制，并在通过约束机构持有单家公司股票比例的基础上逐步引入单只股票的卖空机制，让对未来持有悲观预期的投资者能够有足够的权利来参与股票定价的形成机制。

关键词：资产结构变化、货币政策

一、 导言

仅仅花了 10 年的时间，中国的外汇储备就从 1996 年的突破 1 千亿美元（1050.5 亿美元）到 2006 年的突破 1 万亿美元（1.07 万亿美元）。进一步看 90 年代以来的情况，1991-2000 年中国外汇储备累计仅为 1655.74 亿美元，而自 2001 年加入 WTO 到今年上半年，中国的外汇储备高达 13326.25 亿美元。可见，中国的外汇储备快速增加发生在加入 WTO 之后。在资本账户尚未完全自由兑换的汇率制度安排下，激增的外汇储备本身极大地改变了中国经济的资产结构，国家主权资产相当殷实。同时，在现有的汇率制度下，大量的外汇储备导致了宏观流动性问题。尽管中央银行通过发行央行票据来对冲外汇储备带来的货币被动投放数量并提高商业银行准备金率来收缩流动性，但由于贸易顺差的强劲增长，宏观流动性仍保持持续增长的态势。相比 2000 年末，2006 年底中国经济中 M2/GDP 的比例增加了 21.6%，M2/GDP 的比例达到 165%，经济中的金融负债已显著超过经济产出。过高的宏观流动性在资本追逐收益的驱使下，流向了房地产市场和股票市场，导致了房地产价格的快速上升和股票价格大幅度波动。在 2000-2006 年住房实际投资以年均 21.3% 的速度增长的同时¹，城市商品房价格以年 10.6% 的速度逐年上升²；尤其最近两三年，北京、上海等大城市的住房价格成倍增长，住房价格上涨呈现区域不平衡态势。股票市场价格更是呈现急剧上升并大幅波动的特征。上市和深市的 A 股月均市盈率分别由 2005 年 11 月的最低值 15.63 和 2005 年 9 月的 16.45 急剧上升到 2006 年 8 月的最高值 59.24 和 71.49。中国经济中的宏观流动性的作用开始逐步得到释放。由贸易顺差带来的宏观流动性导致的资产价格变化进一步改变了中国经济中的资产结构，使股票资产和房地产资产在中国经济中的重要性快速增加。2006 年底股票市值/GDP（SC/GDP）已达到 43%；城市住房市场价值/GDP（HV）达到 168%³。

因此，在既有的汇率制度安排下，外贸顺差的强劲增长带来了宏观流动性的累积，宏观流动性的累积导致了全社会资产结构的显著变化。这种资产结构变化将显著改变资产的风险暴露路径，突出体现在利率变化将影响投资者持有的资产

¹ 这里的增长率是 2001-2006 年各年度增长率的简单算术平均值。

² 按照中宏数据库提供的来源于国家计委（现发改委）、国家统计局和国家信息中心的数据，2000-06 年全国住房平均价格的年几何增长率为 10.6%。

³ 股票市值/GDP 依据《中国统计年鉴 2007》数据计算；住房价值的计算方法参见本报告的第二部分。

价值，资产价值的改变以及这种改变了的资产价值会以投资者负债价值变化的形式反映到金融机构的资产质量上，进而可能影响整个社会的投资和消费，这就是宏观流动性累积给中国宏观经济带来的潜在风险。

二、 中国经济中资产结构的变化

(一)、贸易顺差的快速增长和人民币升值预期导致的资金流入共同导致了中国外汇储备资产的大幅度上升。其中，贸易顺差在储备资产增加中起到了最重要的作用。

2001 年底中国的外汇储备只有 2121.7 亿美元，而 2006 年底则达到 1.07 万亿美元，2007 年 6 月进一步上升到 1.33 万亿美元。外汇储备资产的快速增加本身显著改变了中国经济中的资产结构，表现为储备资产/GDP 逐年快速上升（图 1）。同时在资本账户非完全自由兑换的汇率制度下带来了基础货币的增长，引发了宏观流动性过剩的问题，从而引起了其他资产价格的快速上升，进一步改变了中国经济中的资产结构。

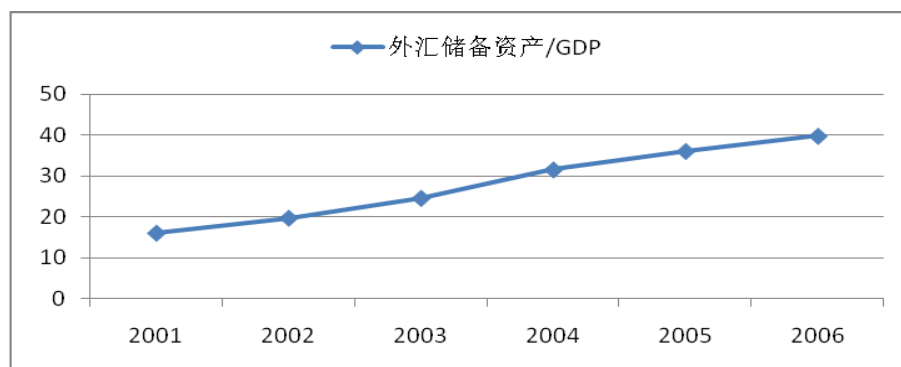


图 1 中国经济中的外汇储备资产/GDP 的变化 (%)

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

推动中国外汇储备增加的主要原因是外贸顺差的快速增长，人民币升值预期导致的非贸易、非 FDI 资金流入也起到了相当大的作用。1996-2006 年中国外汇储备的增加额为 9613 亿美元，而 1997-2006 年累计的贸易顺差额为 5270 亿美元。可见，这一时期外汇储备增加额中的 55%来自贸易顺差。在加入 WTO 之后，贸易顺差对外汇储备增加额的贡献率有所下降。2001-2006 年中国外汇储备增加额为 8541.8 亿美元，2002-2006 年贸易顺差的累计额为 3672.3 亿美元，这一时期外汇储备增加额中的 43%来自贸易顺差。事实上，2001 年以来是中国贸易顺差快

速增长时期，贸易顺差在外汇储备增加额中所占份额下降的主要原因是来自非贸易、非 FDI 资金的流入的快速上升，尤其表现在 2002-2005 年期间。2002-2005 年中国外汇储备增加额达到 5324.7 亿美元，而 2003-05 年的贸易顺差累计为 1593.3 亿美元。而到了 2006 年，这一情况发生了显著变化。2006 年的外汇储备比 2005 年增加了 2474.7 亿美元，同时，2006 年贸易顺差额为 1774.7 亿美元，当年贸易顺差占当年外汇储备增加额的 71.7%。贸易顺差成为影响外汇储备增长最重要的因素。

(二)、高投资提高了中国经济中资本存量价值的上升。由于对折旧率估算存在不同的观点，固定资产存量的市场价值也因此存在不同的估算结果。但总体上，中国经济中固定资产的市场价值是不断增加的。

高投资一直是中国经济增长的主要动力之一。1991-2006 年，中国经济固定资产占 GDP 的份额的年平均水平达到 36.3%，而且一直呈现出逐步增加的态势，到 2006 年达到最高值 (52.5%) (图 2)。

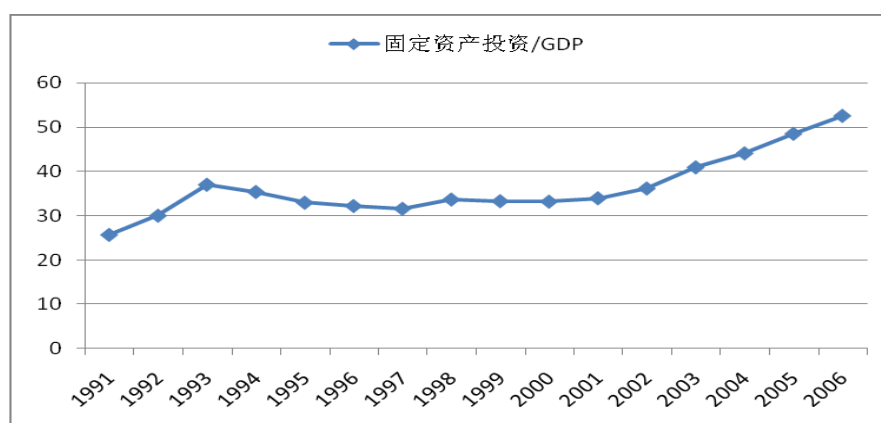


图 2 中国经济固定资产投资/GDP 的变化 (%)

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

尽管高固定资产投资导致了全社会固定资产的增加，但要估算总量上的固定资产存量的现有市场价值涉及到折旧问题。同时，也可以采用分省固定资产总量折旧再加总的方法。由于对于折旧率的估算存在分歧，因此，不同的研究对于中国固定资产存量的市场价值的估计存在较大差别。本报告这里使用固定资本形成总额来表示年度固定资产价值。依据《中国统计年鉴 2007》年提供的数据，可以看出自 1997 年以来中国经济中固定资本形成/GDP 是逐年上升的。2006 年底这

一数值为 43.05%。

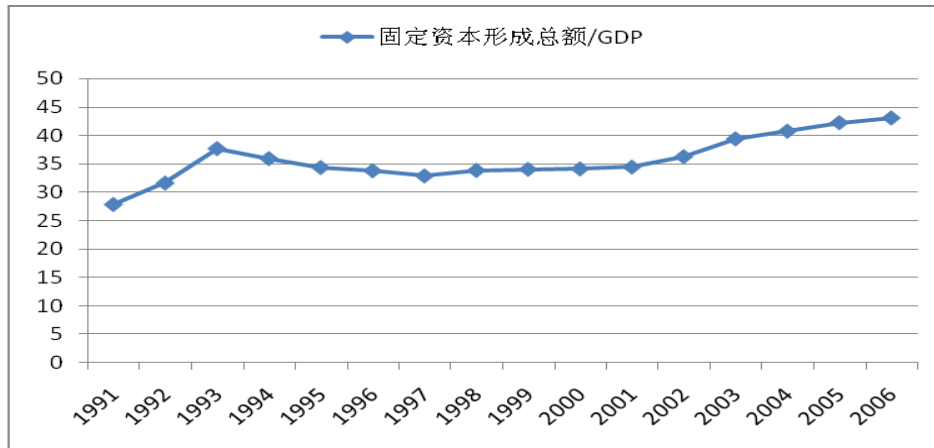


图 3 中国固定资本形成总额/GDP 的变化 (%)

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

如此高的投资率，但固定资本形成总额/GDP 并没有快速增加。原因有二：其一，存在比较高的折旧率；其二，有些固定资产投资并没有形成有效的资本形成，存在投资浪费问题。按照既有的一些研究，可以假定折旧按照 GDP 的增长率来粗略计算，那么可以推断后一点是最主要的原因。因此，中国经济仍存在投资效率不高的问题。

(三)、城市住房市场价值的变化

以 2000 为例，我们首先粗略估算 2000 年全国住房的市场价值。2000 年城市住房存量为 93.19 亿平方米，其中新建面积为 5.49 亿平方米。对于新增面积按照当年商品房价格计算市场价值；而对于原有的 87.7 亿平方米的住房存量市场价值的计算存在很大的难度。因为一方面要考虑到住房本身的折旧问题，而且这些住房是历史很多年累计而来；另一方面要考虑非新建住房的市场价格也是在不断上升的。由于无法得到准确的折旧率和非新建住房市场价格，我们只能采用一些有一定合理性的假定，得到粗略的估计结果。按照官方统计的城市商品房价格的变化，1997-06 年城市商品房价格上升的几何增长率约为 10%。可以假定非新建住房价格增长趋势与新建住房价格增长趋势一致，并假定住房折旧也为 10%，那么就折旧与非新建住房价格上升相互抵消；同时假定非新建住房市场价格是当时新建商品房价格的 80%，就可以近似计算 2000 年城市住房的市场价值。2000 年城市住房当时的市场价值 = $5.49 \times 2112 + 87.7 \times 2112 \times 0.8 = 159772.8$ 亿元，这一数

值是当年 GDP 的 161.04%。而 2001 年城市住房市场价值就是在 2000 存量的基础上按照 2001 年的商品房价格的 80% 计算市场价值，加上 2001 年新增部分的价值；依此类推。按照这种计算方法，我们发现住房市场价值总量上升了 1 倍多，由 2001 年底的 17.4 万亿元逐步上升到 2006 年底的 35.2 万亿元。但由于 GDP 从 2001 年的约 11 万亿元上升到 2006 年的约 21 万亿元，城市住房价值/GDP 变化并不大，2006 年上升到 168%（图 4）。

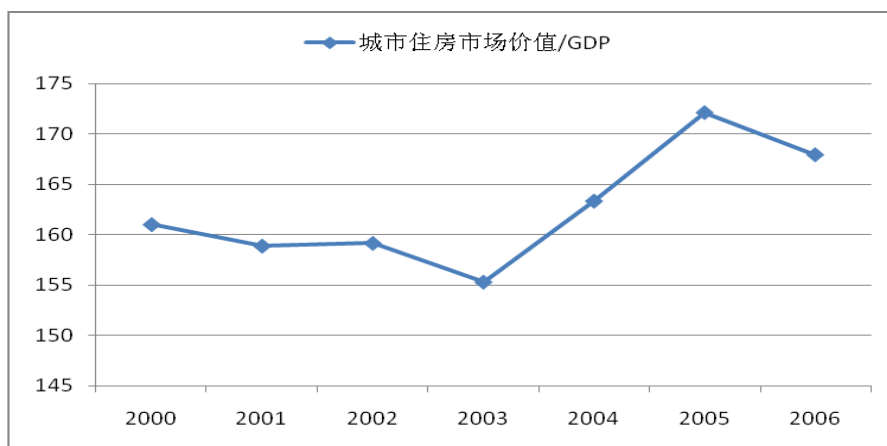


图 4 中国城市住房市场价值/GDP 的变化 (%)

资料来源：城市住房面积和新增面积来自《中国统计年鉴》历年；当年商品房价格来自中宏产业数据库。

进一步考虑每年新增住房市场价值/GDP 比例的变化，我们同样发现这一比例没有显著的变化，而是相对比较平稳的（图 5）。

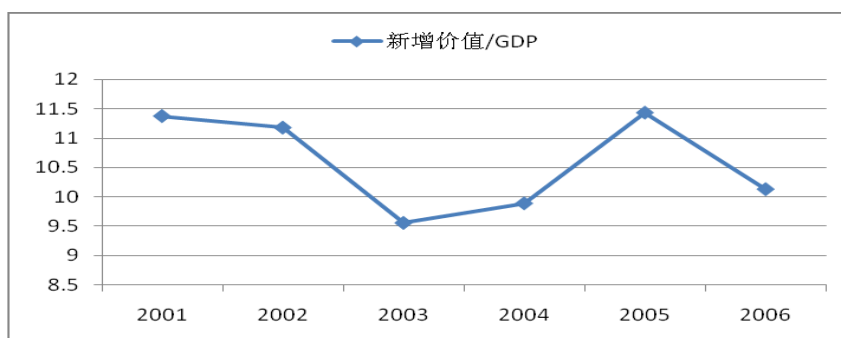


图 5 城市住房新增部分的市场价值/GDP 的变化 (%)

这里我们没有考虑农村住房价值的变化，主要原因是农村住房的流动性差，宏观流动性过剩带来的资金还没有发展到流向农村住房市场的地步。如果考虑到农村住房市场价值，那么 2006 年底中国经济中住房市场价值/GDP 约为 200%。因此，即使不包括农村住房的价值，城市住房资产也是中国经济中目前最大的资产。

(四)、金融资产结构的变化

1996年中国经济中的M2/GDP首次突破100%（106.9%），此后基本是逐年上升的态势，到2006年底达到165.04%。随着M2/GDP的逐年上升和金融改革的逐步深化，金融系统的金融产品逐步增加、信贷链逐步加长，中国经济中金融资产结构也因此发生了变化。

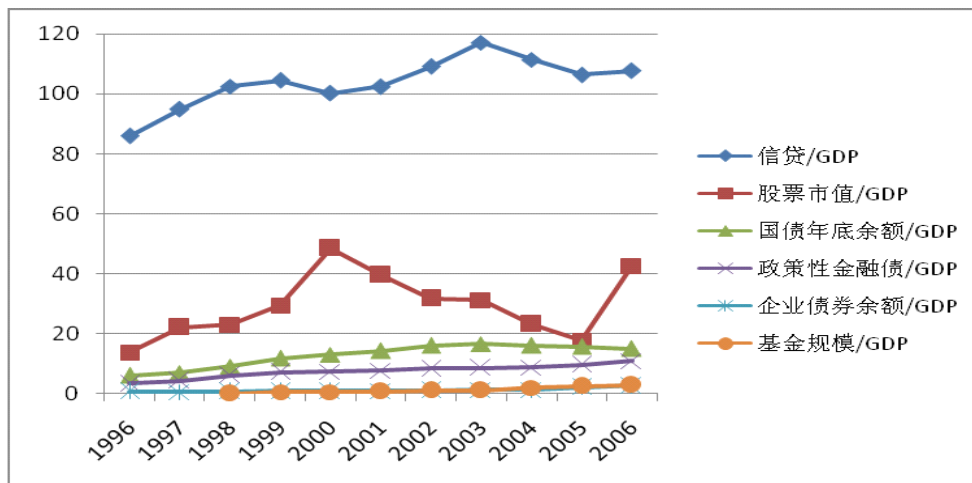


图6 中国主要金融资产结构的变化 (%)

资料来源：中国人民银行统计季报；2006年数据来自《中国统计年鉴2007》。

图6给出了1996-2006年中国经济中主要金融资产结构的变化情况。可以看出，信贷资产一直是最大的金融资产，2000年时信贷资产约占GDP的100%，在2003年达到高峰（117%），2006年为107.6%（22.5万亿元）。股票市值是第二大金融资产。随着股票市场的逐步发展，到2006年底，境内上市公司达到1434家。随着年度股票价格的大幅度波动，股票市值/GDP的比例也呈现出大幅度波动的态势。2006年底股票市值/GDP的比例约为43%。国债和政策性金融债券一直是第三大金融资产，两者合计占GDP的比例由1996年的9.5%上升到2006年的25.9%。自1998年引入基金后，基金规模得到了快速发展，1998年基金规模仅120亿元，2006年底达到6020.67亿元，但在GDP中所占比例仍然较小，仅为2.88%。另一项金融资产是企业债券，尽管有所增长，由1996年底598亿元上升到2006年底的5532.9亿元，但在GDP中仅占2.64%。

上述数据表明，与发达地区和国家金融资产相比，中国的金融资产结构是极不平衡的。信贷资产（或储蓄）占据了过高的比重，而债券市场价值占GDP中的比例过低。即使在2006年底国债、政策性金融债和企业债券之和占GDP的

比例也只有 28.6%，这一比例不仅低于发达国家和地区的水平（工业国 2005 年为 166%），也低于亚洲或新兴市场国家的水平（2005 年为 53%）。进一步从结构上看，企业债券市场价值的比例更低，企业债券市场极不发达。

三、 中国经济中资产结构变化与宏观经济的关联

（一）、金融资产结构的变化，使金融机构的资产价值对利率变化将更加敏感，金融机构资产的市场价值将面临越来越严重的利率风险暴露。

首先，在金融机构资金来源保持相对平稳的状态下，资金运用（资产结构）发生了显著的变化。图 7 显示的金融机构资金来源于企业和居民储蓄比例的变化表明，1996 年城乡储蓄和企业存款占金融机构资金来源的比例为 77.1%，到了 2006 年这一比例为 75.2%。这也就是说，10 年来中国金融机构资金来源基本没有变化。

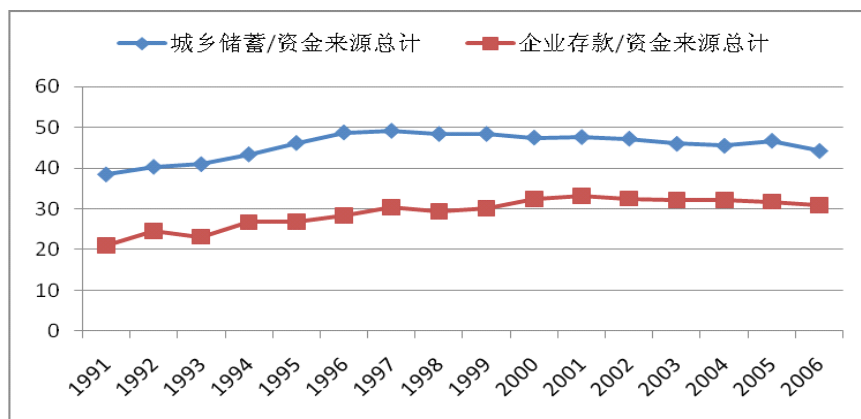


图 7 金融机构资金来源的变化 (%)

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

图 8 表明，在金融机构资金来源基本无变化的背景下，金融机构资金运用发生了显著的变化。贷款在资金运用中的比例逐步下降，由 90 年代初期的约 90% 下降到 2006 年的 61.7%；有价证券及其投资由 90 年代初期的不足 1% 上升到 2006 年底的 10.8%，并在 2002 年达到最高值 14.6%；而外汇占款的比例则由 2000 年底的 10.5% 快速上升到 2006 年底的 27.1%。最新的数据显示，2007 年 9 月份，信贷资金、有价证券及投资和外汇占款在总资金运用中的比例分别 59.2%、11.7% 和 28.8%。由于这三项资金运用一直占资金运用总计的约 95% 的比例，因此，这三项资金运用的变化能基本完整地反映了中国金融机构资产结构的变化。

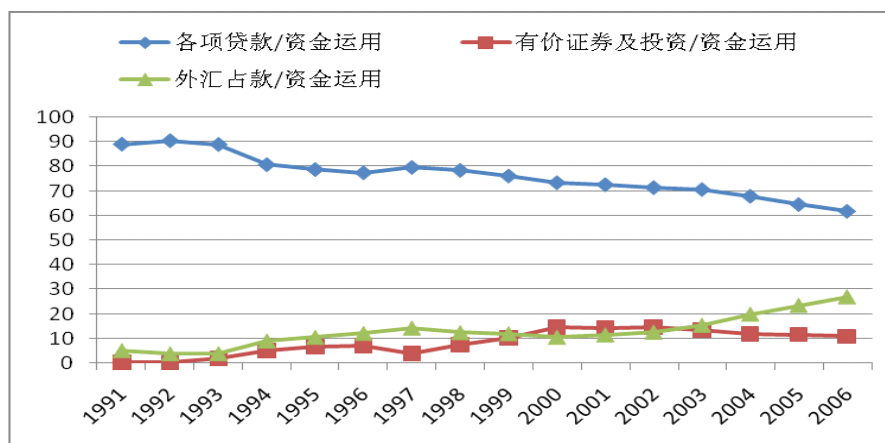


图8 金融机构资产结构的变化（资金运用）（%）

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

信贷资产在资金运用中比重的下降，反映了全社会融资结构发生了显著的变化，企业可以通过股票和债券市场来筹集资金。但实际上通过股票市值和债券市场的筹资额是较小的，1991-2006年通过A股的筹资额为11254.59亿元，同期B股的筹资额仅为355.81亿元，两者之和也只有1.16万亿元，仅占同期金融机构中长期贷款的2.1%。而1993-2006年企业通过债券市场的筹集资金额为8753.43亿元，仅占同期中长期贷款的1.6%。因此，金融机构持有的有价证券占资金运用比例的上升主要体现在股票类资产价格的上升以及国债和政策性的金融债券价格的变化上。信贷资金占资金运用比例的下降的另一个重要原因是金融机构持有大量的外汇占款。2007年9月金融机构持有的外汇占款高达12.5万亿元。因此，金融机构的资金运用和资金来源结构的不匹配，导致金融机构金融资产的价值变化将更多地取决于有价证券价值和外汇占款价值的变化，而这两种资产的市场价值对利率变化是高度敏感的。因此，金融机构资金运用结构的变化带来的资产价值的变化将越来越依赖于利率的变化。

进一步分解信贷资产的结构，可以发现信贷资金中短期贷款在各项贷款中的比例是逐步下降的，与此同时中长期贷款在各项贷款中的比例是逐步上升的。图9给出了1991-2006年金融机构信贷期限结构的变化。1991-1999年短期贷款占各项贷款比例变化不大（不到4%）。2000年短期贷款和中长期贷款占各项贷款的比例分别为66.2%和28.1%，2006年分别为43.7%和47.3%。可见，在过去的几年中，金融机构短期贷款比例大幅度下降，而同时中长期贷款比例大幅度上升。因此，信贷期限的延长表明了利率变化将显著影响金融机构信贷资

产的市场价值。

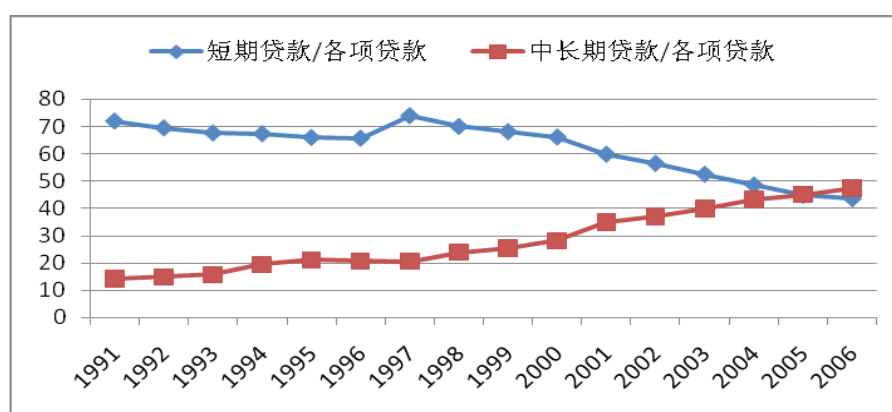


图9 短期贷款和中期贷款占各项贷款比例的变化 (%)

资料来源：国泰安研究服务中心；2006年数据来自《中国统计年鉴2007》。

(二)、从长期来看，利率与投资之间的关联不大，但近几年固定资产投资对利率的敏感性增强，尤其是房地产业的固定资产投资对利率变化相当敏感。

利率是决定投资的重要因素，当然投资也取决于企业对未来的预期。从中国固定资产投资的资金来源来看，1995-2006年，固定资产投资来源于国内信贷的比例约为19.1%；来源于外商直接投资的部分较小，约为5.6%；国家预算内资金的比例为4.8%；而绝大部分固定资产投资资金来源于企事业单位的自筹资金和其他资金，比例高达73.5%，因此，中国经济中的固定资产年度投资资金来源的70%以上来自自筹资金和其他资金，其中自筹资金的比例约为56%。在自筹资金来源中只有不到1%是通过股票和债券市场来筹集的，因此，约有55%的固定资产投资资金来自企业的内部盈余。

因此，在信贷资金仅占固定资产投资资金来源不到20%的比例来看，信贷利率难以起到明显调控企业固定资产投资的作用。在固定资产投资主要来源于企业内部资本市场时，投资主要取决于未来的经济预期。按照最通常的适应性预期方法，在近三十年的时期中，中国经济一直保持高增长，在这样的情形下，利率对企业内部资本市场的调控作用是极为有限的。

回归结果证实了这一判断。使用1995年8月-2007年6月月度固定资产投资额和滞后6个月和12个月的中长期贷款实际利率数据(月度名义年利率-月度同比CPI指数)来分析投资对利率的弹性。由于固定资产和真实利率的月度增长率的自然对数形式均是平稳序列(所有计量方程的变量的单位根ADF检验结果参

见附表 1-5), 计量结果如下:

$$\ln \frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.023 + 0.0053 \ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}} (-6) + \varepsilon_t \quad (1)$$

(0.982) $R^2=0.001$ DW=2.96

$$\ln \frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.022 - 0.059 \ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}} (-12) + \varepsilon_t \quad (2)$$

(0.814) $R^2=0.004$ DW=2.97

方程 (1) 中滞后 6 个月的真实利率的弹性系数为正值, 显然不符合常理, 而且括号内的 p 值显示没有通过显著性检验。方程 (2) 中的投资的利率弹性系数约为 -0.06, 但括号内的 p 值显示没有通过显著性检验。因此, 从 1995 年以来的长期趋势来看, 固定资产投资与真实的中长期利率之间没有关联。

依据最近几年的数据, 2001-2006 年固定资产投资资金来源结构只有很小的变化。这一时期, 国家预算内资金占固定资产投资资金比例约为 4.9%, 国内信贷占据了 18.8% 的比例, 外资比例下降到 4.3%, 而来源于企业自筹资金的比例上升到 57.8%。尽管资金来源渠道没有发生很大的变化, 但发现滞后 12 个月的固定资产投资变化对真实利率的变化具有敏感性。方程 (3) 中的弹性系数为 -0.152, 但没有通过显著性检验; 但方程 (4) 中的弹性系数为 -0.697, 且的 p 值为 0.100, 可以认为在 10% 的显著性水平下, 中长期利率对固定资产投资有显著影响。

$$\ln \frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.029 - 0.152 \ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}} (-6) + \varepsilon_t \quad (3)$$

(0.758) $R^2=0.002$ DW=2.81

$$\ln \frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.035 - 0.697 \ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}} (-12) + \varepsilon_t \quad (4)$$

(0.100) $R^2=0.05$ DW=2.65

中长期利率对固定资产投资的影响明显地体现在住房固定资产投资上。依据现有数据, 我们使用 2004 年-2007 年 6 月的月度数据, 我们发现中长期信贷利率与住房固定资产投资之间的存在投资利率弹性, 弹性系数为 -0.796 (方程 5)。这一弹性系数的绝对值大于全社会固定资产投资的利率弹性, 这是因为房地产企业存在较高的资产负债率。1997-2006 年房地产企业的年均资产负债率高达

75.06%，即使在 2004-2006 年年均资产负债率也高达 73.6%⁴。因此，中长期贷款利率的上升将会明显降低城镇住房投资。

$$\ln \frac{HFA_t}{HFA_{t-1}} = 0.05 - 0.796 \ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}} (-12) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$(0.056) \quad R^2=0.171 \quad DW=2.23$$

上述短期研究表明了，近几年固定资产投资开始对利率敏感，但由于模型的可决系数较低，预测的准确性较低，但可以肯定的是中长期利率的变化将逐步对中国经济中固定资产投资行为产生影响。

(三)、从长期来看，利率与居民消费之间不存在关联，决定实际消费的核心因素仍然是居民实际可支配收入。但在 2005 年之后，股票市场的财富效应开始出现，但总体上股票市场财富变动对消费变动的影 响不大。

利率变化对消费的影响存在收入效应和替代效应。利率上升收入效应使居民倾向于增加当前的消费，但替代效应使居民倾向于降低当前消费并增加储蓄。只有在替代效应足够大的条件下，利率上升才会降低居民当前的消费。同时，现代经济理论表明储蓄具有预防性动机的成分，那么预防性动机通过影响储蓄来影响消费。为了纳入不确定性因素，本报告构建了通过如下的方法来确定居民储蓄应对不确定性的动机。我们可以合理的假定居民持有活期存款在总存款中的比例以保持流动性应对可预期的风险在长期中具有稳定性，那么这一比例超过平均值部分可以视为这部分增加的活期存款是为了应对不确定性的增加，由此可以构造一个虚拟变量来处理不确定性问题。分析的结果表明，从长期来看，中国经济中的消费对利率不敏感。结合一些经验性的研究，(6) 和 (7) 式的计量结果表明了 1 年期存款实际利率 (RIR) 与居民消费之间不存在显著的相关关系，农村居民人均纯收入和城镇居民人均可支配收入是决定消费的基本因素。其中： PC 为年人均消费 (元)； PCI 为城镇人均可支配收入； PRI 为农村人均纯收入； Un 是不确定性变量。

$$PC = -62.61 - 1.288RIR + 0.533PCI + 0.346PRI + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\bar{R}^2 = 0.998 \quad (-0.436) \quad (9.840) \quad (4.690)$$

$$PC = -69.29 - 1.207RIR + 0.568PCI + 0.333PRI + 27.840Un + \varepsilon_t \quad (7)$$

⁴ 数据来源于中宏产业数据库。

$$\bar{R}^2 = 0.998 \quad (-0.403) \quad (8.102) \quad (4.465) \quad (0.649)$$

为了考察近两年以来的城镇居民消费与利率和股票市值变动（财富变化）之间的关系，我们使用月度数据来分析这些变量之间的关系。方程给出了 2005-2006 年的月度数据分析结果（方程 8）。结果表明城镇居民实际消费的收入弹性高达 0.778 (p 值=0.001)，城镇居民实际可支配收入仍然是决定实际消费的最重要的因素；1 年期的定期存款真实利率没有通过显著性检验 (p 值=0.607)；但股票市场财富变化对城镇居民实际消费有影响，但影响不大，股票市场财富的实际消费弹性系数仅为 0.031。

$$\ln \frac{PC_t}{PC_{t-1}} = -0.005 - 0.778 \ln \left(\frac{PCI_t}{PCI_{t-1}} \right) + 0.047 \ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}} + 0.031 \ln \frac{MC_t}{MC_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\bar{R}^2 = 0.579 \quad DW=2.433 \quad (0.001) \quad (0.607) \quad (0.097)$$

四、简要结论与政策建议

上述分析表明，近几年中国经济中的资产结构发生了显著的变化。尤其在 2001 年加入 WTO 后，外部需求带来的大量贸易顺差导致了中国经济的外部不平衡，外部不平衡和金融控制政策两者共同导致了的中国金融资产结构的不平衡，不平衡的金融资产结构带来的流动性过剩导致了房地产和股票市场资产价格的显著波动，显著波动的资产价格则为依靠金融资产收益的投资者带来了高风险，进而对宏观经济的稳定性产生了潜在的显著影响。资产结构的改变使资产价格的波动对宏观经济的影响主要体现在：（1）由于金融机构的资金来源与资金运用结构性的不匹配，导致金融机构的资产市场价值对利率变化更为敏感，金融机构资产的市场价值存在越来越严重的利率风险暴露；（2）固定资产投资开始对利率敏感，尤其是近两年城镇住房固定资产投资对利率相当敏感；（3）尽管目前对城镇居民的实际消费影响不大，股票市场的财富效应开始出现。

由于利率是影响资产价格最重要的变量，利率变化将对金融机构持有的资产价值产生显著影响。同时，由于利率已逐步成为影响固定资产投资的重要的变量，但利率带来的股票资产价格对消费影响不大。在综合考虑上述因素后，不应当采取过急的货币政策来快速消除资产价格的上升，从而导致金融机构资产质量和固

定资产投资，尤其是城镇住房投资的显著下降，而住房投资的下降又会进一步推高城镇住房价格。谨慎的办法是应该采取小幅多频收紧的货币政策和金融管制及创新并举的金融政策来应对当前和未来一段时间内经济存在的潜在风险。小幅多频收紧的货币政策，如小幅多频提高利率的货币政策有助于避免货币紧缩带来的资金成本快速上升而引起的企业流动性恶化和投资的快速下滑，既能够维持经济中的正利率，又能够降低资产价格大幅度下降造成的不良资产累积风险，从而避免为经济长期增长带来显著的负面影响。对于房地产资产价格和股票市场的价格波动应该从局部市场入手来消除资产价格的大幅度波动。对于房地产市场，要加强从供给和需求双方制定针对性的政策。在供给方，由于强劲的需求，仍需加大供给，可在货币小幅多频紧缩的同时着手降低成本，如对土地购置费用实施管制，并规范需求，尤其是要大幅度提高对多套住房需求的边际成本，降低住房投资的预期收益，从而减缓拉动住房价格持续上升的动力。对于股票的价格波动要进一步发挥市场的定价机制，要通过股指期货来发展卖空机制，并在通过约束机构持有单家公司股票比例的基础上逐步引入单只股票的卖空机制，让对未来持有悲观预期的投资者能够有足够的权利来参与股票定价的形成机制。同时，为防止小幅多频收紧的货币政策带来的企业融资约束，可以考虑快速推进企业债券市场的发展，达到缓解企业融资约束、强化债券市场的纪律约束（破产机制）、改善不平衡的金融资产结构和帮助投资者形成理性投资收益率的多重目的。

附表 1 计量方程 (1) 和 (2) 所有变量的单位根 ADF 检验 ((0, c, 0))

	$\ln \frac{FA_t}{FA_{t-1}}$	$\ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-26.61262*** (0.0001)	-10.33720*** (0.0000)

注: 括号中值为 p 值, 以下同。

附表 2 计量方程 (3) 所有变量的单位根 ADF 检验 ((0, c, 0))

	$\ln \frac{FA_t}{FA_{t-1}}$	$\ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-10.62460*** (0.0000)	-3.874664*** (0.0037)

附表 3 计量方程 (4) 所有变量的单位根 ADF 检验 ((0, c, 0))

	$\ln \frac{FA_t}{FA_{t-1}}$	$\ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-6.611150*** (0.0000)	-6.063207*** (0.0000)

附表 4 计量方程 (5) 所有变量的单位根 ADF 检验 ((0, c, 0))

	$\ln \frac{HFA_t}{HFA_{t-1}}$	$\ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-8.967711*** (0.0000)	-4.016944*** (0.0023)

附表 5 计量方程 (8) 所有变量的单位根 ADF 检验 ((0, c, 0))

	$\ln \frac{PC_t}{PC_{t-1}}$	$\ln \left(\frac{PCI_t}{PCI_{t-1}} \right)$	$\ln \frac{RR_t}{RR_{t-1}}$	$\ln \frac{MC_t}{MC_{t-1}}$
ADF	-4.672191*** (0.0019)	-5.189639*** (0.0006)	-8.063062*** (0.0000)	-3.365616* (0.0861)