



No. C2007005

2007-04

中国的资本外逃：对 1999 年到 2006 年月度数据的分析

徐 高

北京大学中国经济研究中心

No.C2007005 2007 年 4 月 25 日

中国的资本外逃：对 1999 年到 2006 年月度数据的分析

徐 高¹

北京大学中国经济研究中心

No.C2007005 2007 年 4 月 25 日

内容提要：依照世界银行的定义，本文构造了 1999 年到 2006 年中国资本外逃的月度估计，弥补了现有资本外逃文献没有最新估计数据的不足。本文第一次给出了相对高频的月度数据，这揭示了以往分析中无法触及的资本外逃的短期变化。我们发现，我国资本外逃具有极强的套利性。资本外逃的大小与美元收益与人民币收益的差额高度正相关。美元利率越高，人民币预期升值率越低，则资本外逃越多。但人民币利率与资本外逃无明显相关关系。我们的结果还证实了近几年我国存在热钱流入的猜测。

关键词：资本外逃 套利 热钱

Capital Flight from China: January 1999 to December 2006

Abstract: Monthly estimates of capital flight from China from January 1999 to December 2006 are constructed in this paper. With the help of these newly available estimates, we can investigate the development of capital flight from China in recent years. Short-term dynamics of capital flight can also be identified. We found that the main driving force behind the capital flight from China is arbitrage. Capital flight is highly correlated to the excessive return earned by holding US dollar instead of holding RMB. Higher interest rate of US dollar and lower expected appreciation of RMB facilitate capital flight. But there is no significant correlation between the interest rate of RMB and capital flight. Our findings proved that there are huge amount of “hot money” flowing into China in recent years.

Key words: capital flight, arbitrage, hot money

JEL classifications: F32, G15

¹ 北京大学中国经济研究中心博士研究生；电话：010-62751370，13522707684；邮箱：Xu_gao2000@yahoo.com.cn；通讯地址：北京大学中国经济研究中心，100871。作者感谢国际货币基金组织 Steven Barnett 和 Ray Brooks 富有启发性的建议。感谢中国经济研究中心霍德明教授，姚洋教授，中心宏观金融组及中心博士生论坛参与者的评论。感谢盛柳刚有关储备构成的建议。当然，文中可能出现的错误由作者承担责任。

中国的资本外逃：对 1999 年到 2006 年月度数据的分析

1 引言

中国的资本外逃是一个备受学术界和实务界关注的话题。一般认为，资本外逃会导致逃出国的外债不必要的增加，损害该国的税基（Khan 和 Haque 1985）。而对于那些外汇短缺，外债沉重的发展中国家而言，资本外逃还会对的经济增长带来负面的影响（Eaton 1987）。

中国作为一个经济高速成长的发展中国家，近些年来每年都能吸引大量的外国投资。而同时我国还未开放资本项目，资本跨境流动受到了种种限制。但在这种情况下，仍有不少学者认为我国存在大量的资本外逃。国内外学者也对具体的外逃数量作了各种估计。这其中比较有代表性有宋文兵（1999）、田晓霞（2001）、Gunter（2004）、Ljungwall 和 Wang（2005）等人的文章。虽然在具体的数量上有差异，但这些研究共同的结论是我国资本外逃数额都相当巨大。其中 Gunter 甚至估计从 1984 年到 1997 年，我国共有超过 9 千亿美元的资本外逃。

而进入 21 世纪以来，人民币的升值压力日渐明显。2002 年，我国国际收支平衡表净误差与遗漏项在连续 12 年小于 0 之后，首次出现了正数。这一符号的变化表明我国的跨境资本流动方向很有可能出现了变化。与之相应证的，市场上也广泛认为有大量热钱已经进入我国，期待在人民币升值的过程中获得收益。尹宇明和陶海波（2005）估计 2002 年到 2004 年 3 年间我国就已经有超过 1 千亿美元的热钱流入。

与热钱大量流入相对应的，应该是资本外逃数量的减小甚至为负数。但现有对资本外逃的估计最新也就扩展到了 2002 年，使我们无法对最新的形势做出判断。因此，急需对最近几年的资本外逃做出估计。除此而外，现有无论是对资本外逃的估计，还是对热钱流入的估计，基本上都是年度数据（Ljungwall 和 Wang 2005 给出了季度的资本外逃估计）。而年度数据掩盖了许多有趣的短期变化。因此，有必要给出资本外逃的更高频率的估计。本文的工作正可以弥补现有文献在这两点上的不足。

本文首先给出了 1999 年到 2006 年月度资本外逃的估计。由于使用了最新的数据，本文的工作可以告诉我们资本外逃最近的变化情况。而月度数据更可以揭示以前难以被观察到的短期资本流动变化状况。这一点在以往的文献中是没有的。

我们发现，我国的资本外逃具有极强的套利性。美元收益率与人民币收益率之间的差异大小决定了资本外逃的大小。从 1999 年开始，持有美元相对持有人民币的超额收益逐渐减小。到 2002 年下半年，持有人民币的收益高于了持有美元的收益，且这一状态一直持续到了 2006 年上半年。与之相对应的，是我国资本外逃从 1999 年开始逐渐减少。从 2003 年开始，资本外逃完全消失，转而出现了资本流入的状况。这证实了普遍存在的“我国这几年存在大量热钱流入”的观点。我们发现，热钱流入的压力在 2006 年下半年就已经开始消退。通过更进一步的研究我们还发现，我国资本外逃量与人民币预期升值率正相关，而与美元利率负相关。但人民币利率与我国资本外逃量没有明显的相关关系。

本文内容组织如下：第一部分引出了话题并简明阐述了本文的主要结果。第二部分给出了数据的构造方法并对估计出的资本外逃进行了简单的分析。第三部分的计量工作分析了我国资本外逃的套利性。该部分还分析了资本外逃和中美利率及人民币预期升值之间的关系。第四部分给出了本文的结论。文末的附录一详细介绍了本文所用到的数据的来源，以及处理的过程。附录二给出本文计量工作的一些补充检验结果。

2 数据

2.1 资本外逃数量的估计

对资本外逃的估计,通行的做法有两种。其一是“国际收支平衡表法”(Cuddington 1986)。这种方法认为外逃的资本本质上就是“热钱”。因此,资本外逃就等于非银行部门的短期资本输出与平衡表中误差与遗漏项之和。

而另外一种被广为接受的方法是世界银行首先使用的“残差法”(对这种方法的详细讨论见 World Bank 1985 及 Bank for International Settlements[BIS]1989)。在这种方法下,资本外逃的计算公式为

$$CF = FDI + TB + \Delta Debt - \Delta FxRes$$

其中 CF 为资本外逃量, FDI 为净国外直接投资(FDI), TB 为贸易盈余, $\Delta Debt$ 为外债增量, $\Delta FxRes$ 为外汇储备的增量。这种方法背后的思想是:一国的净 FDI, 贸易盈余及外汇储备的增加决定了该国所需要的国际借贷水平。如果在某段时期内,该国的外债增加超过了这个所需的水平,这超出的部分只可能是为了平衡资本的外逃。因此,资本外逃量就被作为残差估计了出来。

由于我国目前是每半年公布一次国际收支平衡表,所以无法用第一种办法估计月度资本外逃。所以,本文采用的是世界银行的“残差法”。本文所用的资本外逃估计就是通过上面的公式计算的。计算中数据的来源及构造过程参见本文的附录一。

因为现有估计资本外逃的文献也多用世界银行的方法,所以本文所得到的估计量与现有文献具有一定的可比性。

2.2 人民币及美元收益率

正如 Cuddington (1986) 所说的,资本外逃与“热钱”这两个概念有相当大的相关性。在构造了资本外逃月度数据后,本文的主要工作是对资本外逃的套利性进行分析。

考虑如下的交易:投资者在中国借出人民币,然后将其在外汇现货市场换成美元,所得的美元存入银行。同时,投资者在外汇期货市场中买入未来某时期的人民币期货合约。等到该时期到达时,投资者从银行中取出美元存款的本金及利息,用期货合约换回人民币,偿还人民币债务的本金及利息。由于外汇期货市场的存在,以上的交易在理论上不存在风险。该项交易所获得的收益是美元相对人民币的“套补利率差价”(covered interest rate differential)。也可以称之为“持有美元相对人民币的超额收益率”。这个交易的收益用公式表示就是

$$er = i^{USD} - i^{RMB} - a$$

其中 er 是美元超额收益率, i^{USD} 为美元利率, i^{RMB} 为人民币利率, a 为人民币相对美元预期升值率。

如果以上交易有利可图,那么套利者就会进行这个交易获取无风险的利润。直到“套补利率平价”(covered interest rate parity)关系的达成。换句话说,美元相对人民币的“套补利率差价”越高,我们就应该预期有更多的人民币参与到以上的交易中。也就表现为更大数量的资本外逃。本文第 3 节的主要计量工作就是对以上逻辑的检验。

本文选取了伦敦银行同业拆借市场的美元 1 年期利率(LIBOR)作为美元的代表。人民

币 1 年期利率采用了两个指标。一个是央行规定的 1 年期定期存款利率。人民币存款利率数据时间跨度长，涵盖了本文研究的时间段。但存款利率除偶尔有调整外，大部分时间缺少变化，不利于计量分析。所以本文还用了第二个人民币利率的指标——人民银行 1 年期央票利率。央票利率序列变化灵活，更能反映市场上的资金供求状况。但这个序列长度较短，仅从 2003 年 4 月起才有数据。所以，在以下的计量工作中，作者对两种人民币利率都进行了分析，以期获得一个更完整的了解。

人民币的预期升值率数据来自香港的“人民币不可交割远期市场”(NDF)。其价格反映了市场对人民币升值的预期。通过 1 年期 NDF 远期价格和人民币的即期汇率即可计算出人民币 1 年期的预期升值率。其计算式如下

$$a = (s - f) / f$$

其中， a 代表隐含升值率， s 代表人民币即期汇率， f 代表 NDF 市场人民币远期汇率。

1 年期 NDF 市场人民币隐含升值率、1 年期 LIBOR 美元利率、1 年期中国存款利率及 1 年期央票利率的月度数据见图 1。这些数据的来源及构造方法参见本文附录一。

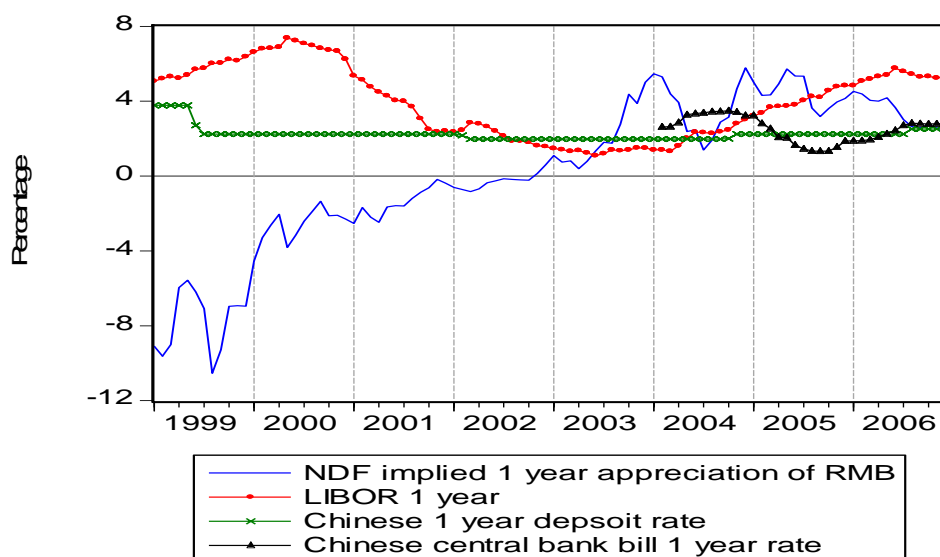


图 1 NDF 市场人民币隐含升值率、LIBOR 美元利率、人民币存款利率及央票利率 (1 年期)

以 1 年期存款利率和人民银行 1 年期央票利率作为人民币利率的代表，分别计算了两个美元相对人民币的超额收益率。图 2 中画出了两个超额收益的时间序列图。同时，前文中构造的短期资本流入也画在了图中以作比较。

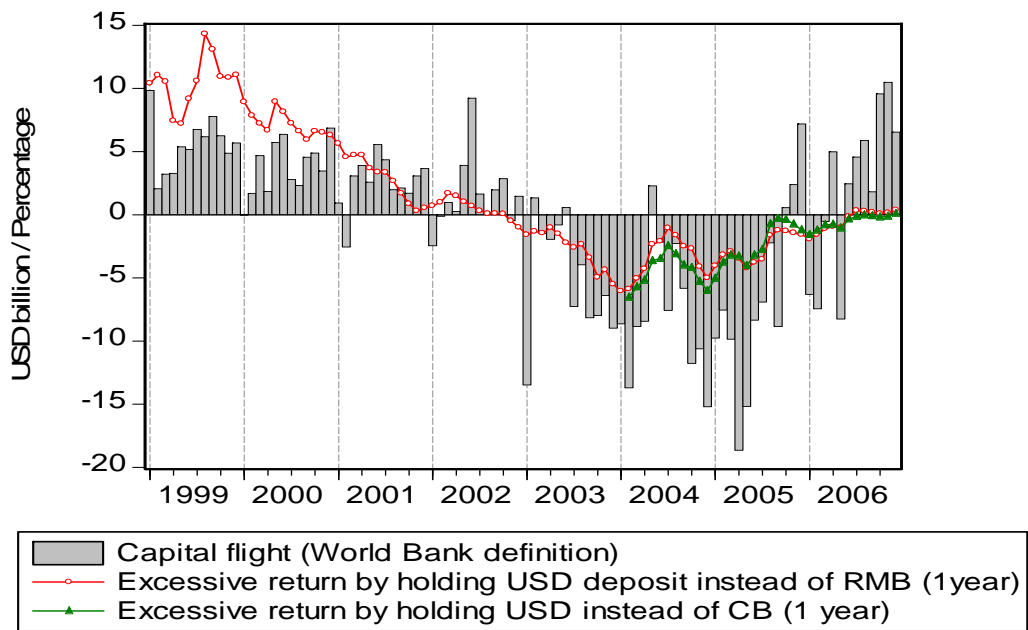


图 2 持有美元的超额收益及资本外逃

2.3 对数据的初步分析

对图 2 进行简单观察就可以发现三个有趣的现象。第一，资本外逃与美元相对人民币的超额收益有极高的正相关性。这很好的体现了资本外逃的套利性。从 2002 年下半年到 2006 年上半年，美元的超额收益率小于 0。而相应的，这段时间我国的资本外逃也基本上小于 0。这给出了我国在这段时期里有热钱涌入的一个证明。第二，进入 2006 年下半年，随着人民币升值预期的减弱，美元的超额收益率回升到了 0 左右。而同期的资本外逃又变成了正数。这表明我国热钱流入的压力或许已经减小²。第三，自 2005 年 7 月我国调整了人民币汇率形成机制以来，美元的超额收益率逐渐向 0 靠近。到 2006 年下半年，中美之间的套补利率平价（covered interest rate parity）基本实现。而这在以前是很少有的。虽然这本身就是一个很有趣的问题，但这方面更进一步的分析已经超过本文的范围了。

为了与现有资本外逃的文献进行比较，表格 1 中给出了由月度数据加总所得年度资本外逃额估计值。可以看到，从 1999 年到 2004 年，资本外逃的数量逐年下降。这既符合最近几年热钱流入的现实，也与 Gunter（2004）对 1999 年到 2001 年的估计相一致。从 2003 年到 2005 年，我国的资本流入（即逆向的资本外逃）达到了约 2280 亿美元。这可以作为一个我国在这三年内热钱流入总量估计的一个下限³。

表格 1 估计年度资本外逃额（单位 10 亿美元）

年份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
----	------	------	------	------	------	------	------	------

² 2007 年第 1 季度央行报告新增外汇储备为 1375 亿美元。虽然 2007 年前 3 月的其它数据还没有完全公布。但初步的估计是 07 年前 1 到 3 月的资本外逃约为 -800 亿美元，也即是热钱流入 800 亿美元。所以说，现在就下结论说热钱流入已经停止还为时尚早。

³ 通常认为在贸易盈余和 FDI 中也包含着相当大部分的热钱。在计算资本外逃时，并没有考虑这部分的热钱。所以本文计算的资本流入（逆向资本外逃）在数量上小于通常意义的热钱的流入量。

3 计量分析

3.1 序列的平稳性检验

观察图 1 和图 2 可以很明显发现资本外逃，利率等序列是非平稳的。表格 2 中给出了本文计量分析中用到的各序列的平稳性检查结果。其中 *cf* 为构造的资本外逃序列，*ndfia* 为 NDF 市场人民币 1 年期隐含升值率序列，*libor* 为 LIBOR 美元 1 年期利率序列，*cncb* 为人民币央票 1 年期利率序列，*cndep* 为人民币 1 年期储蓄存款利率序列。序列 *idiff_cb* 与 *idiff_dep* 分别为用央票利率和存款利率计算的美元相对人民币利差。序列 *ercb* 及 *erdep* 则分别为用央票利率和存款利率计算的美元超额收益率序列。

表格 2 各序列的 ADF 检验结果

序列	值		一阶差分		二阶差分	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
<i>cf</i>	-2.72	-3.91**	-8.34**	-18.99**	-9.40**	-64.40**
<i>ndfia</i>	-2.31	-2.32	-8.11**	-8.05**	-8.05**	-32.19**
<i>libor</i>	-1.04	-1.00	-5.22**	-5.11**	-10.19**	-25.41**
<i>cncb</i>	-2.24	-1.34	-1.94	-2.83	-9.14**	-9.64**
<i>cndep</i>	-4.25**	-4.19**	-6.83**	-6.75**	-14.66**	-53.14**
<i>idiff_cb</i>	-1.49	-1.32	-3.46*	-3.42*	-2.65*	-13.51**
<i>idiff_dep</i>	-1.23	-1.14	-5.44**	-5.44**	-10.43**	-29.08**
<i>ercb</i>	-1.64	-1.80	-4.46**	-4.06**	-7.87**	-19.64**
<i>erdep</i>	-1.79	-1.79	-7.64**	-7.45**	-8.96**	-36.54**

注：*表示 5%水平上显著，** 表示 1%水平上显著。

检验结果显示，除 *cf*，*cncb* 与 *cndep* 外，其余序列均为一阶单整的非平稳序列。资本外逃序列 *cf* 在 ADF 检验中被判定为 I(1)序列，而在 PP 检验中被判定为 I(0)序列。在图 2 中我们可以很容易看出 *cf* 序列的非平稳性。所以在以下的分析中，作者认为资本外逃是 I(1)序列。观察图 1 我们可以发现，在样本期内人民币存款利率少有变动。因此是 *cndep* 是平稳的序列无疑。

值得讨论的是央票利率 *cncb* 序列的检验结果。平稳性检验的结果是 *cncb* 为二阶单整序列。如果 I(2)结论成立，则在以下的协整分析中必须要考虑多重协整 (multicointegration) 的可能性。不过，考虑到 *cncb* 序列仅有 35 个观测值。对于这么短的序列，平稳性检验在检出平稳序列时的势 (power) 很低。而且 *idiff_cb* 为 *libor* 与 *cncb* 的差。*idiff_cb* 与 *libor* 均为 I(1)序列，如果 *cncb* 为 I(2)，是不可能有这样的结果的。综合考虑以上两点，作者认为 *cncb* 是一阶单整的非平稳序列 I(1)。

3.2 资本外逃与美元超额收益

图 2 中可以很清楚的看出，资本外逃与美元超额收益之间具有很强的相同变化的趋势。为了更清晰的看出这一点，我们做散点图图 3。图 3 中左右两图的横轴均为美元相对人民币的超额收益率（抛补利率差价），纵轴均为为资本外逃额。所不同的是，左图用的是央票利率代表人民币利率计算的美元超额收益率，而右图用的是人民币存款利率代表人民币利率。图中的直线为 OLS 回归方程线。

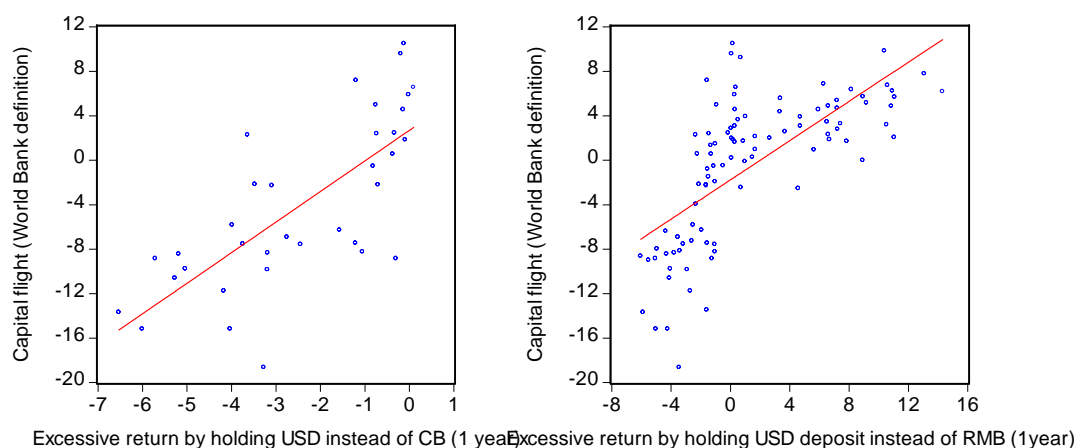


图 3 资本外逃与美元超额收益

表格 3 中的回归方程 1 和 2 分别对应于图 3 中左右两图内的回归线。表格 3 中还列出了两个回归方程残差的平稳性检验统计量。检验结果表明两个方程的残差均为平稳序列。由 Engel 和 Granger (1987) 的结论可知，这两个回归方程中的自变量与因变量之间存在协整关系。也即是说，资本外逃与美元超额收益率之间有稳定的长期关系。美元的超额收益率越高，我国的资本外逃就越多。

表格 3 资本外逃与美元超额收益的协整关系

回归方程	constant	erdep	ercb	残差 ADF	残差 PP
1	2.697** (1.380)		2.752** (0.441)	-3.85**	-3.81**
2	-1.762** (0.504)	0.883** (0.097)		-5.62**	-5.55**

注：括号内是标准差，* 表示 5%水平上显著，** 表示 1%水平上显著。

从以上结果可以看出，资本外逃有极强的套利性。美元相对人民币的超额收益率越高，我国的资本外逃就越多。这一结果既符合我们对资本外逃的通常认识，也证明了本文中给出的资本外逃估计是可信的。

3.3 资本外逃与中美利率及人民币预期升值率的关系

前面的检验已经发现资本与美元的超额收益之间有稳定的长期关系。下面，我们将把美元的超额收益率拆开为美元利率，人民币利率及人民币预期升值率三部分，研究它们与资本外逃之间的关系。

为此，作者构造了两个向量误差修正模型（Vector Error Correction Model）。模型 1 包含序列 cf ， $ndfia$ ， $libor$ 及 $cncb$ 。模型 2 包含序列 cf ， $ndfia$ 和 $idiff_dep$ 。由于人民币存款利率是平稳序列，不适合做协整分析，所以在模型 2 中加入了美元和人民币的利差 $idiff_dep$ ，而去掉了人民币利率和美元利率的序列。以下，作者将通过对模型 1 和模型 2 的分析来揭示资本外逃与中美利率及人民币预期升值率之间的关系。

(1) 滞后阶数的确定

无论是在 Johansen 检验中，还是在向量误差修正模型的估计中，滞后阶数都是一个重要的参数。在这里，我们按照通常的做法，先估计一个向量自回归模型（VAR），通过检验它的滞后阶数来选取相应协整分析中的阶数。表格 4 中列出了模型 1 和模型 2 所对应的不同滞后阶数 VAR 模型的 AIC 值与 SC 值。按照 AIC 值，应取到 2 阶滞后项。但按照 SC 值，应只取 1 阶滞后。不过考虑到 VAR 回归得到了数个显著的 2 阶滞后项的系数，我们在这里按照 AIC 值选择两个 VAR 模型都取 2 阶滞后。在协整分析和 VEC 模型的估计时，由于要取一阶差分。因此，它们的滞后项取到 1 阶。

表格 4 对应的 VAR 模型的 AIC，SC 值

滞后阶数	模型 1		模型 2	
	AIC	SC	AIC	SC
1	6.722	7.62	8.46	8.78
2	6.327	7.96	8.25	8.82
3	6.329	8.71	8.3	9.12

(2) Johansen 检验及误差修正模型（VECM）的估计

表格 5 与表格 6 分别给出了两个模型的 Johansen 协整检验结果，以及向量误差修正模型（VECM）的估计结果。

首先分析模型 1。表格 5 的 1 到 6 行给出了 Johansen 检验的结果。无论是极大值检验统计量还是迹检验统计量都表明资本外逃，人民币预期升值率，美元利率和央票利率这 4 个变量之间存在一个稳定的长期关系。表格的 7 到 9 行是标准化的协整向量。其中第 9 行括号内是数是标准差。将协整向量写成回归方程式的形式就是

$$cf = -3.68c - 4.67ndfia + 3.80libor + 0.41cncb$$

(4.45) (0.52) (0.42) (0.83)

其中 c 为常数项（未在表格 5 中报告）。协整方程内的系数基本符合理论的预期：人民币升值的预期会减少资本外逃，而美元利率的升高会增加资本外逃。值得注意的是央票利率前的系数不显著，而且符号也与我们的预期相反。这说明央票利率对资本外逃的影响很弱⁴。

⁴ 对这结果的一个可能的解释是：2005 年初，央票利率与美元利率持平。但随后，在美元利率上升的同时央票利率一路下跌，直到人民币汇率调整时的 7 月，美元利率已经高出央票利率 3 个百分点。市场普遍相信，这是中国人民银行为了保证在汇率调整后将人民币年升值幅度稳定在 3%，而人为制造的利差。2005

表格 5 的 10 行给出了误差修正模型的调整系数。11 行括号内的数是标准差。调整系数的符号说明，当资本外逃数量多于协整向量所对应的长期关系时，资本外逃的增量会减小，人民币预期升值的增量也会减小，而美元利率的增量会变大。这都符合理论的预期。唯一与我们的预计不一致的是央票利率的调整系数。它既不显著，符号也与预料的相反。这也从另一方面说明了央票利率与资本外逃关系不大。表格 12 和 13 行的弱外生性检验更加深了我们的这一判断。

表格 5 模型 1 (cf,ndfia,libor,cncb) Johansen 检验及 VECM 估计结果

1	特征值	0.715	0.450	0.296	0.096
2	原假设	$r=0$	$r=1$	$r=2$	$r=3$
3	max	41.38**	19.75	11.56	3.33
4	95% 临界值	28.59	22.30	15.89	9.16
5	trace	76.02**	34.64	14.89	3.33
6	95% 临界值	54.08	35.19	20.26	9.16
7	变量	<i>cf</i>	<i>ndfia</i>	<i>libor</i>	<i>cncb</i>
8	标准化协整向量	1.00	4.67	-3.80	-0.41
9			(0.52)	(0.42)	(0.83)
10	调整系数	-0.5713	-0.0673	0.0164	0.0020
11		(0.3049)	(0.0327)	(0.0084)	(0.0089)
12	弱外生性检验 ²	3.05*	4.08**	2.87*	0.05
13	p 值	0.08	0.04	0.09	0.82

注：* 表示 10%水平上显著；** 表示 5%水平上显著

按照与上面相同的逻辑，我们可以对表格 6 中给出的模型 2 的检验结果做出解释。极大值检验统计量在 5%的显著水平上判定存在 1 个协整关系。迹统计量在 10%的显著水平上也判定存在一个协整关系。协整向量列于表格 6 的 7 到 9 行。相应的调整系数位于 10 和 11 行。这些系数中，除美中利差的调整系数不显著，且符号与理论不符外，其它都符合理论的预测。这一结果再加上 12 行与 13 行的弱外生性检验，表明美中利差与资本外逃的关系不密切。这有可能是因为人民币存款利率无法真实反映人民币的利率状况所造成的。

表格 6 模型 2 (cf,ndfia,idiff_dep) Johansen 检验及 VECM 估计结果

1	特征值	0.217	0.086	0.019
2	原假设	$r=0$	$r=1$	$r=2$
3	max	23.03**	8.46	1.82
4	95% 临界值	22.30	15.89	9.16
5	trace	33.31*	10.28	1.82

年，人民币升值预期很强烈，相应的，热钱流入的数量也很大。可能这段人民银行对央票利率进行操纵的时期所产生的数据，造成了我们在协整方程中获得了一个不显著的系数。当然，以上的假设还需要更多数据来进行检验。

6	95% 临界值	35.19	20.26	9.16
7	变量	<i>cf</i>	<i>ndfia</i>	<i>idiff_dep</i>
8	标准化协整向量	1.00	1.23	-0.65
9			(0.22)	(0.50)
10	调整系数	-0.3432	-0.0529	-0.0068
11		(0.1146)	(0.0214)	(0.0061)
12	弱外生性检验 ²	5.86**	4.05**	1.19
13	p 值	0.02	0.04	0.27

注：* 表示 10% 水平上显著；** 表示 5% 水平上显著

在本文的附录 2 中，我们给出了模型 1 与模型 2 对应的向量误差修正模型的残差检验。模型 1 的残差没有显著偏离白噪声假设。这表明表格 5 所报告的模型 1 的估计结果是可信的。模型 2 的残差在正态性检验中被拒绝，且存在很弱的自相关性。因此，对模型 2 的估计结果不如模型 1 的估计结果可靠。

总而言之，通过对模型 1 和模型 2 的协整检验和向量误差修正估计，我们可以发现，中国资本外逃与人民币预期升值率负相关，美元利率正相关，而与人民币利率相关程度不高。这说明，我国的资本外逃主要受人民币升值预期和美元利率的影响。

(3) 脉冲响应分析

在估计出了向量误差修正模型之后，我们对得到的估计模型进行了脉冲响应分析，以便对各变量之间的动态关系做更多的了解。由于模型 1 所对应的 VECM 残差检验结果较好，且此模型包含变量较多。所以这里的分析仅局限于模型 1。图 4 中从左上到右下的四小图分别描绘了资本外逃、人民币预期升值率、美元利率和人民币央票利率的脉冲响应曲线。

首先观察左上的小图。图中显示，资本外逃对来自自己的一标准差的冲击反映较大。人民币预期升值和美元利率的冲击会分别给资本外逃带来负的和正的影响。且人民币预期升值这一冲击在 3 月后会造最大的影响，随后影响逐渐减小。央票利率的冲击对资本外逃影响不大。

右上的小图表明，美元利率和人民币利率对人民币预期升值率都没有显著影响。中国资本外逃的冲击对人民币预期升值有负的影响，且影响到延后 4 个月时增加最大，并一直保持。

左下的小图描绘了美元利率的脉冲响应函数。可以看到，但中国的资本外逃的冲击及人民币预期升值率的冲击对美元利率有正的影响，且逐渐增大。虽然这影响的数量并不大，但也不容忽视。一标准差中国资本外逃的冲击可以造成美元利率在 5 月后升高 0.15 个百分点。而一标准差人民币预期升值率的冲击可以造成美元利率在 5 月后升高 0.1 个百分点。这说明了人民币升值以及中国的资本外逃已经在国际市场上成为了一个重要的影响因素。中国对世界的影响可见一斑。

右下角的小图描绘了央票利率的脉冲响应。可以看到，资本外逃，人民币预期升值率及美元利率对央票利率的影响都比较小。这一方面可能是因为央票利率主要决定与中国的国内市场，与国际的因素相关性不大。另一方面，这也可能反映出了人民银行有可能对央票利率进行了操纵，以抵消市场的影响。（比如说，压低央票利率来抑制热钱流入。）

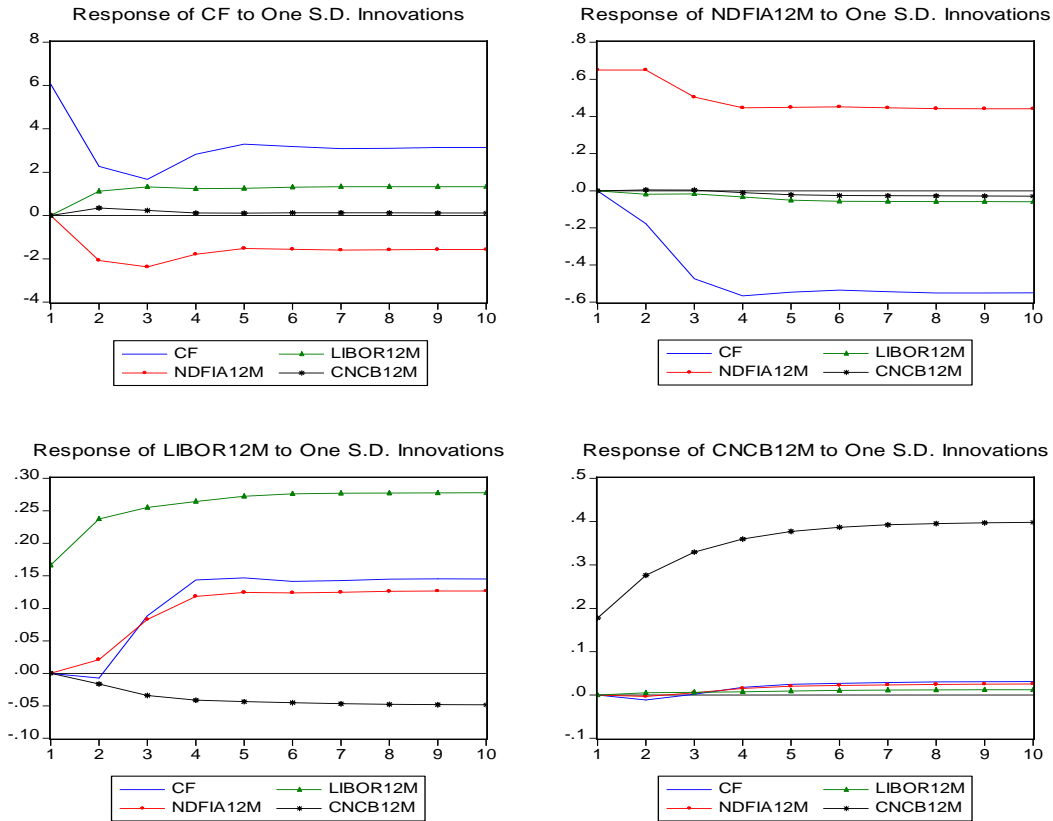


图 4 模型 1 脉冲响应分析图

4 结论

进入 21 世纪以来的几年，是人民币所处环境剧烈变动的时期。短短几年之内，人民币从预期贬值变成了预期升值。而各种迹象也表明，我国的跨境资本流动方向在这几年已经发生了变化。对资本外逃的分析是分析跨境资本流动的重要方法之一。但现有文献对中国资本外逃的估计数据多终止与 2001 年以前，无法告诉我们最新的情况。本文采用世界银行的资本外逃计算方法，估计了中国从 1999 年到 2006 年的月度资本外逃额。这弥补了现有资本外逃文献缺乏最新数据的缺憾。相对现有文献，本文第一次给出了月度资本外逃的估计。由于这些相对高频的数据的出现，让我们第一次可以对资本流动的短期变化规律加以了解。

我们发现，中国外套的资本有着极强的套利性。具体而言，当持有美元的收益高于持有人民币的收益时，就会出现资本外逃。而且，美元相对人民币的超额收益越高，我国资本外逃的量就越大。通过美元及人民币的利率数据，以及人民币期货市场（NDF）的数据，我们发现，美元的超额收益率从 1999 年开始逐渐降低，到 2002 年末低于了 0。从 2003 年到 2006 年前半年，持有人民币的收益高于持有美元的收益。随后的半年，两个收益率持平。与之相对应的，中国的资本外逃从 1999 年开始逐年下降。到 2003 年，资本外逃变为资本流入。且此态势保持到 2006 年前半年。随后，又开始了资本外逃。如果将反向的资本外逃理解为热钱流入的话，2003 年到 2005 年三年间，共有约 2280 亿美元的热钱流入了我国。

通过更进一步的计量分析我们发现，资本外逃、人民币预期升值率、美元利率及人民币利率之间存在稳定的长期关系。人民币预期升值率越低，美元利率越高，则资本外逃越多。但人民币利率与资本外逃之间的相关关系很弱。

我们还发现，美元利率与人民币利率对人民币的预期升值率几乎没有影响。但资本外逃的增加却会压低人民币的预期升值率。除此而外，中国的资本外逃及人民币的预期升值率对美元利率也有虽然微小，但却不可忽视的影响。

本文的研究结果有着很现实的意义。本文资本外逃的估计证实了最近几年有大量热钱流入我国的看法。数据显示，进入 2006 年下半年，热钱涌入的压力已经开始消失。我们的研究表明，流入我国的热钱主要在追求人民币升值带来的收益。而人民币利率与热钱流入（资本外逃）没有太大的关系。

附录 1：数据来源及构造方法

本文中用到的月度贸易盈余数据来自 CEIC 数据库。但外汇储备增量、净 FDI 及外债增加数据需要做一定的构造工作。

外汇储备增量的估计

中国人民银行按月公布外汇储备的数额，对其逐月轧差即可得到月度的外汇储备增加额。但这样得到的储备增加额必须在修正后才可以使使用。因为中国人民银行公布的仅仅是外汇储备换算成美元之后的总价值。当美元相对储备中的其它资产贬值时，会使账面上折算成美元的外汇储备增加。因此，必须将这部分由汇率变动所带来的外汇储备变动剔除出去。

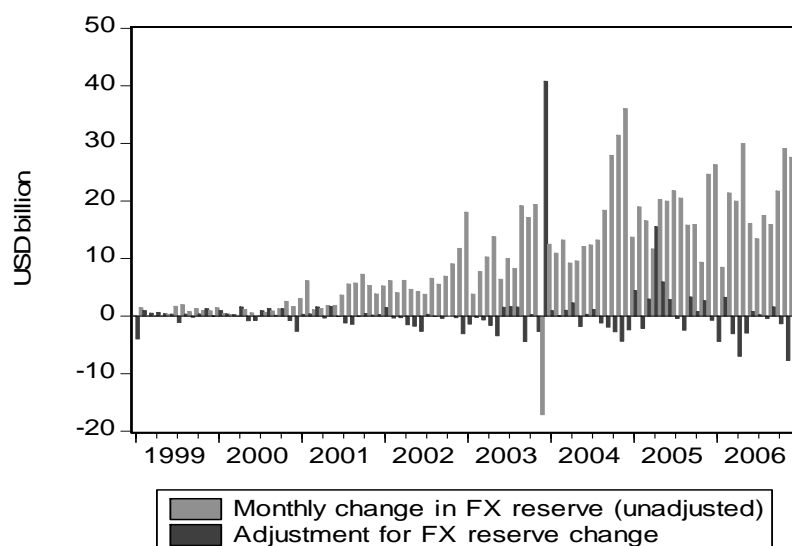
对汇率变动的精确修正需要外汇储备构成的数据。但这一数据作为国家的金融机密是无法获得的。外界只能通过各种方法估计其比例构成。盛柳刚和赵洪岩（2007）估计我国 2003 年前外汇储备年平均收益率分别为 4.8%，欧元资产比例大约为 7.2%；2003 年后欧元资产比例上升至 26.7%。除此而外，其它对中国外汇储备构成的估计也常见于各种报道。比如说，《维基百科全书》的“中华人民共和国外汇储备”词条下就有：“...据估计，美元资产占 70% 左右，日元约为 10%，欧元和英镑约为 20%，依据来自于国际清算银行的报告、路透社报道以及中国外贸收支中各币种的比例...”

在本文的研究中，我们采用了一个较为常见的比例，假设在所研究的时间段（1999 年 1 月到 2006 年 12 月）内，储备中美元资产占 70%，欧元资产占 20%。剩下 10% 为其它资产。在进行储备变化额调整时，仅仅考虑了欧元汇率变化所带来的储备额的变化。调整时，作者计算每月初欧元资产的总价值。通过汇率的数据，可以知道这部分欧元资产在月底在账面上获得了多少美元的增值。计算外汇储备增加额时，将这部分的增值进行了扣除。这里调整时用到的美元对欧元的汇率数据来自美国圣路易斯联储 FRED® 数据库。

当然，这里的外汇储备构成假设带有极强的主观性。但在储备比例未知时，这不失为一个选择。作者还用欧元资产占比为 10% 和 30%，以及盛柳刚和赵洪岩（2007）估计的比例做了稳健性的分析。发现文章的主要结论不受这一因素的影响。

在计算外汇储备增量时，储备本身的资本收益也不能忽视。对于数千亿的外汇储备，每年的资本收益就会有数百亿。不考虑这部分，会导致外汇储备增量的高估和资本外逃的低估。但如果要估计这部分的量，除需要假设储备的币种构成，还要假设储备资产构成和支付时点。因此，很有可能在估计中引入过大的噪声。所以，在本文中并没有考虑外汇储备的回报问题。当然，这会导致资本外逃的低估。

2003 年 12 月，央行用外汇储备对中国银行和中国建设银行的股份制改造注资了 450 亿美元。2005 年 4 月，央行又运用外汇储备 150 亿美元补充了工商银行的资本金。因此，调整后的月度外汇储备变动额在这两个月又分别加上了 450 亿美元和 150 亿美元。月度外汇储备增量及月度调整量见附图 1。



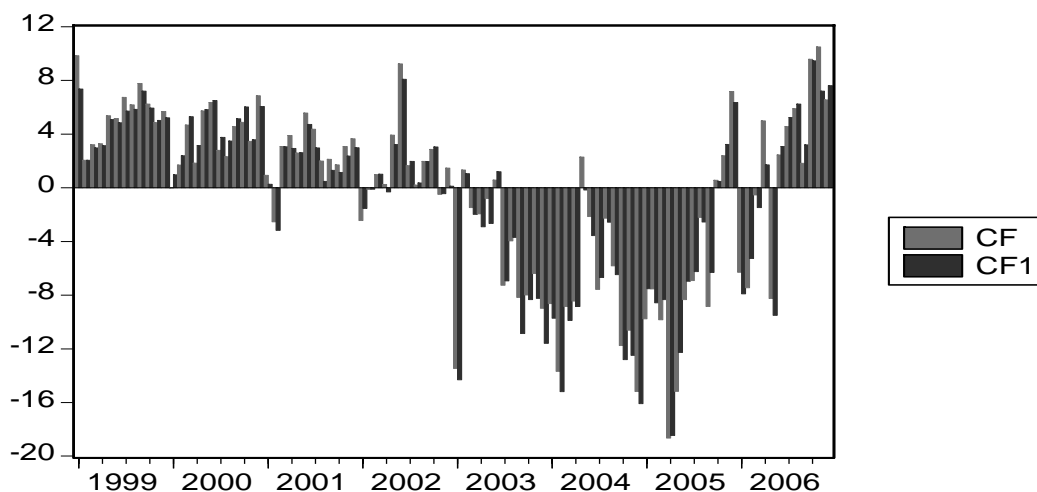
附图 1 月度外汇储备增量及月度调整量

净国外直接投资和外债增量

国外直接投资 (FDI) 减去中国向国外的直接投资就可以得到净 FDI。前者的月度数据在 CEIC 数据库中可以直接找到。而后者则没有现成的月度数据可用。商务部直到 2002 年才开始统计中国向国外的直接投资额,且只公布年度数据。因此,作者用线性插值法补全了月度的累计投资数。对其逐月轧差得到了月度中国向国外直接投资的数据。

中国外债的数据有着同样的问题。国家外汇管理局从 2001 年开始每半年公布外债的数据,从 2005 年开始公布季度数据。在这里作者还是用线性插值法补全了月度数据。然后逐月轧差获得月度增量数据。需要提出的是,2001 年由于统计口径的调整使得从该年起的数据与历史数据不具可比性。因此,2001 年的月度外债增加数据用的是 1999 年和 2001 年月度增加值的均值。

在这里的数据构造过程中,由于我们是把低频数据转换成了高频数据,转换过程中不可避免的会引入噪声。但所幸的是中国向外直接投资与外债增量的绝对量都不大。在附图 2 中,CF 是本文最后构造的月度资本外逃额,CF1 是完全没考虑中国向外直接投资与外债变化时得到的资本外逃额。可以看到,这两个序列差别不大。因此,在这部分引入的误差不会影响本文的主要结论。



附图 2 考虑与不考虑中国向外直接投资与外债变动时的资本外逃估计额比较

中美利率及人民币预期升值率数据

LIBOR 美元 1 年期利率日度数据来自 CEIC 数据库。研究时用月度平均的方法转换成了月度数据。而人民币 1 年期定期存款利率月度数据来自于 CEIC 数据库。人民银行各次央票发行的数据来自于各期的央行《公开市场交易公告》。公告原文可以在“中国债券信息网”上获得 (<http://www.chinabond.com.cn>)。每月内各次发行利率取平均就得到月度央票利率。不过需要注意的是，进入 2006 年以来，为了控制银行贷款的快速增长，央行数次以较低的 1 年期 2.1138% 的利率向特定的银行惩罚性地发行了央票⁵。例如，在 2006 年 7 月 13 日，3 月期的央票利率已经达到了 2.3805%。同日，央行以 2.1138% 的利率向部分银行发行了 1 年期的央票。在计算月度平均 1 年期央票利率时，忽略了这几次的发行数据。1 年期的 NDF 价格和人民币即期汇率的日度序列取自 Bloomberg 数据库。在研究时用月度平均的方法转换成了月度数据。

附录 2：误差修正模型的残差检验

附表 1 和附表 2 中分别报告了模型 1 与模型 2 的向量误差修正模型估计的残差检验结果。模型 1 的残差没有明显偏离白噪声假设。可以认为模型 1 的估计结果没有出现明显的偏差。模型 2 的残差存在弱的自相关性（出现在 4 阶处），且不满足正态性假设。这表明相比模型 1 而言，模型 2 的估计结果可靠性更差一些。

附表 1 模型 1 VECM 估计残差检验

自相关极大似然检验						
滞后期	1	2	3	4	5	6
LM 统计量	15.75	21.69	18.17	25.38	10.83	17.79
p 值	0.47	0.15	0.31	0.06	0.82	0.34
滞后期	7	8	9	10	11	12
LM 统计量	10.98	13.85	17.55	19.17	19.47	9.65
p 值	0.81	0.61	0.35	0.26	0.25	0.88
正态性检验						
项目	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera			
2 统计量	4.83	3.82	8.65			
p 值	0.30	0.43	0.37			
怀特 (White) 异方差性检验						
2 统计量	90.34					
p 值	0.74					

注：* 表示 5% 水平上显著；** 表示 1% 水平上显著

附表 2 模型 2 VECM 估计残差检验

⁵ 《公开市场交易公告》中并未披露这些以惩罚性的低利率发行的央票具体被发行给了哪些银行。

自相关极大似然检验						
滞后期	1	2	3	4	5	6
LM 统计量	14.24	15.70	8.56	19.16*	5.07	3.92
p 值	0.11	0.07	0.48	0.02	0.83	0.92
滞后期	7	8	9	10	11	12
LM 统计量	10.37	2.49	8.66	3.94	8.10	7.51
p 值	0.32	0.98	0.47	0.92	0.52	0.58

正态性检验			
项目	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
2 统计量	31.61**	249.63**	281.24**
p 值	<0.01	<0.01	<0.01

怀特 (White) 异方差性检验	
2 统计量	50.64
p 值	0.37

注：* 表示 5%水平上显著；** 表示 1%水平上显著

参考文献

- Bank for International Settlements, 1989, 59th annual report. Basle: Author
- Cuddington, J.T., 1986, Capital Flight: Estimates, Issues and Explanations, Princeton Studies in International Finance, 58
- Eaton, Jonathan., 1987, "Public Debt Guarantees and Private Capital Flight", World Bank Economic Review, 1(3), pp.377-395
- Engle, Robert F., and C.W.J. Granger, 1987, Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, 55, pp. 251-276
- Gunter, Frank R., 2004, Capital Flight from China: 1984-2001, China Economic Review, 15, pp.63-85
- Khan, M.S., Haque, N.U., 1985, Foreign Borrowing and Capital Flight, IMF Staff Papers, 32, pp.606-628
- Ljungwall, Chtister., Steven Wang, 2005, Why is Capital Flowing Out of China?, CCER working paper No.2005001
- World Bank, 1985, World development report, New York: Oxford University Press
- 贺立平, 张艳花, 2004, 资本外逃损害经济增长吗?——对 1982 年以来中国数据的检验及初步解释经济研究, 《经济研究》第 12 期:66-74
- 盛柳刚, 赵洪岩, 2007, 《中国外汇储备收益率、币种结构和热钱》, 即将发表于经济学 (季刊)。
- 宋文兵, 1999: 中国的资本外逃问题研究: 1987-1997, 《经济研究》第 5 期
- 田晓霞, 2001: 中国资本外逃的经济分析, 北京大学博士论文
- 尹宇明, 陶海波, 2005, 热钱规模及其影响, 《财经科学》第 6 期