

我国外汇储备影响因素的协整分析

马锦华 王 玮

摘 要: 本文在对相关数据进行单位根检验的基础上,运用协整理论对影响我国外汇储备的各因素进行实证分析,建立了我国外汇储备变动的协整模型和误差修正模型。实证分析的结果表明,不论从长期还是从短期来看,外债余额是影响外汇储备变动的主要因素,但长期稳定关系的失衡对于短期外汇储备规模的波动影响较小。外商直接投资的增长与外汇储备呈负相关,其对于外汇储备的影响受到汇率因素的制约。

关键词: 外汇储备; 协整分析; 外债余额; FDI

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-1894(2008)06-0032-07

2003年以来,我国外汇储备增加量每年都保持在千亿美元以上。截至2006年2月,我国的外汇储备规模已经取代了日本成为世界上最大的外汇储备国。外汇储备的持续累积,加之从2005年开始人民币升值对外汇储备的缩水影响引发了关于外汇储备规模的适度性、外汇储备资产管理等一系列问题的思考和研究。

纵观国内外对于外汇储备方面的研究,许多专家和学者都从理论和实证方面对外汇储备的影响(或决定)因素、外汇储备规模的适度性进行了大量的研究和实证分析。早在1802年, H.Thornto在《英国信用券的性质和效果的考察》中就提出了国际储备与对外贸易差额的关系及其对经济波动性的影响。后来Heller(1966)在Economic Journal上发表了Optimal international reserves,其核心思想便是一国的最优外汇储备量应由其运用外汇储备对国际收支进行调整所产生的调整成本与其须持有外汇而放弃其他收益可能性的机会成本相一致的均衡点决定。但Heller研究的模型是在小国的基础上加以分析,并不适用于中国国情。Frenkel(1974)在Princeton University Press上发表了Openness and the demand for international reserves, Frenkel以Cobb-Douglas函数形式对最优外汇储备提出了模型假定,他认为缓冲是外汇储备最主要的作用,外汇储备可以缓冲由于对外交易波动带来的国际收支的波动。这一主张在实践中得到了验证。20世纪90年代,亚洲金融危机爆发,而相对持有较大外汇储备的新加坡、中国台湾等国家和地区受到的影响和冲击相对较小。当然Heller和Frenkel等人的研究还是基于理论的基础,并未融入实证的因素。

P·Kenen和Yudin(1965)引入了“人均国民收入(人均GNP)”和“中央银行和政府的总债务”这两个变量,并且认为外汇储备持有量与人均国民收入成正比; Iyoha(1976)在《发展中国家的国际储备需求》一文中利用一个福利最大化的模型得出了决定发展中国家持有的最优国际储备,然后用局部调整模型对国际储备需求进行实证检验;而Lane与Burke(2001)突破性的是将外汇储备占GDP的比重作为被解释变量,拓宽了外汇储备模型的研究思路。

国内学者对外汇储备影响因素及外汇储备规模的适度性研究也不少,但大多采用的是静态模型进行定量分析。而静态模型往往忽略了动态的调整过程,从而不能较好反映各影响因素与外汇

储备之间的动态关系。同时由于模型所采用的时间序列数据大多为非平稳序列,容易产生“伪回归”的问题。本文在采用单位根检验的计量分析方法的基础上,构造反映各影响因素与外汇储备关系的长期协整模型和短期误差修正模型,力图得出的结论具有一定的客观性和科学性。

一、外汇储备及其各影响因素的协整分析

(一) 各影响因素及样本区间的选取

1. 国家规模和国内生产总值 根据认识的一般规律,国家规模越大其对外经济贸易活动越活跃,随着其经济规模的扩大,对外汇储备的需求也会不断增加。所以本文借鉴Lane与Burke(2001)以人口规模(PO)替代国家规模,并将国内生产总值(GDP)作为外汇储备的影响因素之一。

2. 外商直接投资、进出口贸易差额和外债余额 从储备的来源结构来看,每年的外汇储备主要由经常项目差额历年累计数和资本与金融项目差额的历年累计数组成。其中,经常项目差额主要表现为贸易余额,即进出口贸易差额(TR),属于债权性储备,本文将采用进出口贸易差额建立模型进行分析;金融项目差额中包括了外商直接投资(FDI)和外债余额(FL)。外商直接投资是我国外汇储备增加的主要结构性因素,特别是90年代以后,外国直接投资对我国外汇储备的贡献与日俱增,其对外汇储备的影响较为显著;外债余额属于债务性储备,外债规模的大小直接影响到外汇储备。因为外汇储备是一国对外还本付息的基础和保障,可以使一国在不能以其他支付手段偿还外债时动用外汇储备资产清偿外债。所以外债余额也是影响外汇储备规模的一个重要因素。

3. 汇率 我国和世界其他国家在对外贸易与国际结算中经常使用的外汇储备主要有美元、欧元、日元、英镑等。在官方统计中,大多使用美元作为结算单位。1994年汇改以来,随着美国经济的低迷,人民币一直承受着升值压力。人民币对美元的日益走高预示着外汇储备也有贬值的危险。所以汇率(R)也是影响外汇储备的一个重要因素。

4. 样本区间的选取 我国从1978年开始实行改革开放,由于考虑到经济政策及政策效果具有滞后效应,故本文选取的样本区间为1985~2005年。

(二) 时间序列的单整检验

上述这些时间序列数据除了汇率(R)因素都含有趋势因素,由于进出口贸易差额(TR)有顺差逆差之分,无法取得对数,其余数据分别作对数处理,用LnRE(外汇储备)、LnPO、LnGDP、LnFDI、LnFL表示。

为了避免伪回归,本文先对所选取的时间序列进行ADF检验,其模型为:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^j \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

作假设检验: $H_0: \rho = 0$, $H_1: \rho < 0$ 。如果接受假设 H_0 而拒绝 H_1 ,说明序列 Y_t 存在单位根,是非平稳的时间序列。否则说明序列 Y_t 不存在单位根,是平稳的时间序列。本文采用Mackinnon临界值, ΔY_{t-i} 的最优滞后期由Schwarz准则确定。ADF检验结果如表1所示。

(三) 协整分析

协整关系的基本思想是,如果两个(或两个以上)时间序列变量是非平稳的,但它们的某种线性组合却表现出平稳性,则这些变量之间存在长期的稳定关系(协整关系)。协整的意义在于它揭示了一种长期稳定的均衡关系。满足协整的经济变量之间不会相互分离得太远,一次冲

表1 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式 (c, t, k)	ADF 统计量	变量	检验形式 (c, t, k)	ADF 统计量
LnRE	(c, t, 1)	-2.186	Δ LnRE	(c, 0, 1)	-3.396**
LnPO	(c, t, 1)	-3.099	Δ LnPO	(0, 0, 1)	-4.456***
TR	(c, t, 1)	-2.400	Δ TR	(0, 0, 1)	-2.021**
LnGDP	(c, t, 1)	-2.681	Δ LnGDP	(c, 0, 1)	-4.069***
LnFDI	(c, t, 1)	-1.791	Δ LnFDI	(c, 0, 1)	-2.932*
LnFL	(c, t, 1)	-3.270	Δ LnFL	(c, 0, 1)	-2.895*
R	(c, t, 1)	-1.568	Δ R	(c, 0, 1)	-2.991*

注:(c, t, k)分别表示常数项、趋势项、滞后阶数。*表示在10%的显著性水平上拒绝有单位根(非平稳)的原假设,**表示在5%的显著性水平上拒绝有单位根(非平稳)的原假设,***表示在1%的显著性水平上拒绝有单位根(非平稳)的原假设。

击只能使他们短时间内偏离均衡位置,在长期中会自动回复到均衡位置。目前关于协整关系的检验与估计有许多具体的技术模型。对于单方程系统,Engle-Granger 两步法操作简单明了,本文采用 Engle-Granger 两步法。设 $X_{it}(i=1,2,\dots,n)$ 和 Y_t 均为 $I(1)$ 变量,用 OLS 法建立模型:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{it} + u_t \quad (2)$$

由(2)式可以确定变量之间的长期均衡关系,然后对残差 $\hat{u}_t$ 作平稳性检验。若残差 $\hat{u}_t$ 是平稳的,则 $(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ 和 Y_t 之间存在协整关系,否则就不存在协整关系。首先建立长期协整方程。

1. 计量回归步骤和结果 表2中所列的8个回归方程是根据逐步回归法回归的结果。模型

表2 回归结果汇总表

编号	解释变量	解释变量系数	标准差	t-统计值	概率 P	F-统计值	$\bar{R}^2$	DW 值
①	C	-105.9530	46.2932	-2.2887	0.0382	207.9355	0.9841	1.0770
	LnFDI	-0.1729	0.2523	-0.6851	0.5044			
	TR	-0.0061	0.0052	1.1691	0.2619			
	LnGDP	0.7312	0.6013	1.2160	0.2441			
	R	0.2678	0.1402	1.9093	0.0769			
	LnFL	-0.5414	0.6973	-0.7764	0.4504			
	LnPO	22.1503	10.9200	2.0284	0.0620			
②	C	-12.1321	2.1163	-5.7327	0.0000	205.9396	0.9809	0.9822
	LnFDI	-0.3916	0.2507	-1.5622	0.1391			
	TR	0.0001	0.0046	-0.0255	0.9800			
	LnGDP	1.6865	0.4109	4.1042	0.0009			
	R	0.4348	0.1248	3.4842	0.0033			
	LnFL	0.7027	0.3646	1.9276	0.0731			
③	C	-12.0932	1.3848	-8.7323	0.0000	274.5741	0.9821	0.9843
	LnFDI	-0.3885	0.2126	-1.8272	0.0864			
	LnGDP	1.6809	0.3368	4.9906	0.0001			
	R	0.4337	0.1145	3.7871	0.0016			
	LnFL	-0.7011	0.3477	2.0163	0.0609			
④	C	-9.7317	1.6520	-5.8908	0.0000	202.4384	0.9680	1.4653
	LnFDI	0.2256	0.1837	1.2280	0.2362			
	LnGDP	1.2124	0.4185	2.8969	0.0100			
	LnFL	1.1160	0.4409	2.5312	0.0215			

(续表)

编号	解释变量	解释变量系数	标准差	t-统计值	概率P	F-统计值	$\bar{R}^2$	DW 值
⑤	C	-9.7654	1.5428	-6.3298	0.0000	235.6024	0.9791	1.1453
	TR	0.0034	0.0042	0.7958	0.4378			
	LnGDP	1.3995	0.3838	3.6468	0.0022			
	R	0.2814	0.0804	3.5000	0.0030			
	LnFL	0.5612	0.3688	1.5240	0.1470			
⑥	C	-12.4536	2.2817	-5.4580	0.0001	219.2799	0.9776	0.8436
	LnFDI	-0.2723	0.2627	-1.0365	0.3154			
	TR	0.0014	0.0049	0.2873	0.7776			
	LnGDP	2.1020	0.3783	5.5558	0.0000			
	R	0.4923	0.1310	3.7576	0.0017			
⑦	C	-10.5519	1.1717	-9.0054	0.0000	320.8471	0.9796	1.1451
	LnGDP	1.5230	0.3472	4.3864	0.0004			
	R	0.2741	0.0790	3.4697	0.0029			
	LnFL	0.5804	0.3641	1.5940	0.1294			
⑧	C	-12.9547	1.4309	-9.0535	0.0000	309.0228	0.9788	0.8179
	LnFDI	-0.3071	0.2268	-1.3539	0.1935			
	LnGDP	2.1827	0.2465	8.8533	0.0000			
	R	0.5065	0.1181	4.2889	0.0005			

注: (1) 上述数据通过 eviews 3.1 计算得出, 保留 4 位小数; (2) 概率 P 也称收尾概率或伴随概率, 其含义是“拒绝零假设犯错误的概率”, 是与 t-统计值相对应的显著性水平; (3) 调整的 R² 和 D.W 值分别代表拟合优度和 Durbin-Watson 统计值。

①中包含了所有因素。从 t-统计值和概率 P 来看, 除了汇率和人口因素外, 其他各因素的 t-统计值非常不显著, 模型非常不理想。从而尝试剔除人口因素, 建立了模型②, 通过观察模型②发现, 进出口贸易差额 (TR) 的 t-统计值非常不显著, 而且概率 P 值达到了 0.98, 初步可以判定这个因素不是影响外汇储备变动的主要因素。此时, 外商直接投资的概率 P 值也超过了 0.1。模型③是去掉了最不显著的 TR 变量后的回归结果, FDI 和 FL 的概率 P 值有所回落。相比较而言, 在该模型中 FDI 的概率 P 值最高, 达到 0.0864。但是我们发现此时 FDI 前的系数为负, 与我们的预期相反。模型④中, 我们在模型③的基础上去掉 R, 结果发现 FDI 的系数为正, 但此时 FDI 概率 P 值上升。模型⑤是在模型③的基础上除去了 FDI 变量, 又重新加入了 TR 变量, 发现 TR 变量的概率 P 值与模型中的其他变量相比, 仍然最高为 0.4378, 而此时外债余额 (FL) 的概率 P 值也超过了 0.1。模型⑥中将 FDI 重新纳入, 并剔除了 FL 所得到的回归结果, 发现 TR 和 FDI 的概率 P 值依旧很高, 分别达到了 0.7776 和 0.3154。模型⑦在模型⑤的基础上重新剔除了不显著变量 TR, 发现 FL 的概率 P 值仍然超过 0.1。模型⑧是在模型⑥的基础上重新剔除了不显著变量 TR, 发现 FDI 的概率 P 值达到了 0.1935。

2. 外汇储备存量模型的分析 比较上述 8 个模型, 发现模型③中的国内生产总值和汇率两个变量的显著程度很高, 而外商直接投资和外债余额的概率 P 值都在 0.1 (10%) 以下, 调整的可决系数 R² 达到 0.9821, 显示出较好的拟合优度。对于剔除了人口因素, 可以认为中国的人口基数比较大, 加上实行计划生育政策, 所以人口总体处于非常缓慢的增长状态, 它对外汇储备规模没有显著的影响也于情理之中, 故在回归模型中将剔除人口这一变量。所以模型③可以作为解释影响我国外汇储备变动的模型。数学表达式如下:

$$\begin{aligned} \text{LnRE} = & -12.09 - 0.39\text{LnFDI} + 1.68\text{LnGDP} + 0.43\text{R} + 0.7\text{LnFL} \\ & (-8.73) \quad (-1.83) \quad (4.99) \quad (3.79) \quad (2.02) \end{aligned} \quad (3)$$

$$R^2=0.98 \quad DW=0.98 \quad F=274.57$$

模型DW值为0.98,查表得 $d_L=0.93$, $d_U=1.81$,无法判定模型是否存在自相关,从而采用偏相关系数检验的方法发现模型存在3阶自相关,对该模型采用广义差分变换处理,得:

$$\text{LnRE} = -11.23 - 0.44\text{LnFDI} + 1.23\text{LnGDP} + 0.39R + 1.24\text{LnFL} \quad (4)$$

$$(-19.51) \quad (-5.22) \quad (5.31) \quad (6.66) \quad (3.73)$$

$$R^2=0.996 \quad DW=1.495 \quad F=638.369$$

$$[\text{AR}(1)=0.3 \quad \text{AR}(2)=0.026 \quad \text{AR}(3)=-0.59]$$

$$t: (1.51) \quad (0.12) \quad (-3.71)$$

经过处理后,模型的系数t检验值显著增大,自相关性明显得到改善。

再对协整方程(4)的残差作平稳性检验。令残差为ECM,作ADF回归,得:

$$\Delta \text{ECM}_t = -1.47\text{ECM}_{t-1} + 0.07 \Delta \text{ECM}_{t-1} \quad (5)$$

$$(-2.94) \quad (0.23)$$

$$R^2=0.60 \quad DW=1.76 \quad F=21.86$$

由(5)式可知, $\text{ADF}=-2.94$,协整检验临界值为 -2.7411 ($\alpha=0.01$)。结果表明,协整方程的残差在1%的水平下具有平稳性。因此,LnRE和LnFDI,LnGDP,R,LnFL之间具有协整关系,建立的协整方程是合理的。

(四) 误差修正模型(ECM)

任何一组相互协整的时间序列变量都存在误差修正机制,即通过短期调节行为,达到变量间长期均衡关系的存在。误差修正模型就是使这种长期均衡关系在短期波动过程的不断调整下得以实现。

根据Granger表示定理,对于单方程情形,如果内生变量 Y_t 和外生变量 $X_{it}(i=1,2,\dots,n)$ 都是 $I(1)$ 的,且变量间存在协整关系,则存在描述内生变量 Y_t 由短期波动向长期均衡调整的误差修正模型。

采用Hendry的从一般到特殊的建模方法由协整关系(4)式得到的 e_{t-1} 估计的误差修正模型为:

$$\Delta \text{LnRE}_t = 0.11 + 0.23 \Delta \text{LnRE}_{t-1} - 0.39 \Delta \text{LnFDI}_t + 0.13 \Delta \text{LnGDP}_t + 0.28 \Delta R_t$$

$$(0.97) \quad (1.3) \quad (-2.38) \quad (0.22) \quad (3.19)$$

$$+ 0.94 \Delta \text{LnFL}_t - 0.09e_{t-1} \quad (6)$$

$$(1.39) \quad (-0.17)$$

$$R^2=0.77 \quad DW=2.09 \quad F=4.91$$

二、结 论

通过模型的回归分析,可以看出外汇储备规模的增长受到外商直接投资、国内生产总值、汇率和外债余额的影响。其中,外商直接投资增长与外汇储备呈负相关。外商直接投资每增加1%,会使得外汇储备减少0.44%。这与本文研究的预期相反,可能是由于模型引入了汇率因素。比较模型④和其他模型,我们发现,当我们引入汇率R时,FDI的系数为负。这说明FDI前的系数与汇率因素有关。长期以来,我国一直实行的是固定汇率制,人民币汇率一直紧盯美元不放,由于美国经济的不断疲软,导致人民币的价值被严重低估,面临着强大的升值压力,虽然外商直接投资和外汇储备都受到汇率波动的影响,但由于固定汇率的存在,使得外商直接投资与

外汇储备的影响呈现负相关。此外,从模型中我们发现汇率每增加一个单位,外汇储备将增加0.39%。GDP和外债余额对于外汇储备的影响程度差不多,GDP和外债余额每增加1%,会使得外汇储备增加1.23%。说明从长期均衡来看,GDP和外债余额的增长要比FDI和汇率对于外汇储备的影响来得大。

通常,一国外债规模越大,短期外债越多,还本付息的压力就越大,为维持清偿力,需要的国际储备就越多。随着国际资本的迅猛流入,中国外债余额也急剧膨胀,并成为中国外汇储备增长的主要来源之一。自1984年以来,中国外债规模不断扩大,到2003年底,中国外债余额折合1936.3亿美元,比2002年年末增加222.7亿美元,增长了12.9%。短期外债快速增多,投机性外汇资本的流入,对外汇储备增长起了推波助澜的作用。因为外债的增加,必然导致中国外汇储备相应的增加。但是负债与持有外汇储备都需要成本,因此就需要我们认真权衡他们各自所发挥的作用与持有的成本。

从外汇储备的误差修正模型来看,外汇储备规模的增长受到前一期外汇储备规模的影响。短期内外债余额对于外汇储备的影响要大于GDP对于外汇储备的影响,外债余额每增加1%,外汇储备将增加0.94%,而GDP在短期内对于外汇储备的影响只有0.13%。这说明外债余额是影响我国外汇储备的主要因素。误差修正项ECM的系数为负,符合反向修正机制,其调整幅度为9%,说明我国外汇储备短期波动不大。若出现偏离长期均衡的情况,变量回归到长期均衡的状态速度不快,即长期稳定关系的失衡对于短期外汇储备规模的波动的影响较小。

从模型的拟合图形来看,我国的外汇储备大体上处于增长态势,但1993年、1994年的增长速度有所回落,这可能是由于1992~1993年中国经济增长过热,政府对经济进行了宏观调控,实施了财政、货币“双紧”的政策,对金融和外汇体制进行了改革,实行了“有管理的浮动汇率”……这些政策和制度均会对我国的外汇储备造成一定影响。

三、政策建议

我国是世界上的债务大国,外汇储备是一国对外还本付息的基础和保障。我国外汇储备的不断提高也反映了我国偿债能力的增强,使得外国投资者对我国有着充分的信心。但同时外汇储备的增加主要又是因为资本与金融项目的顺差,外汇储备作为被动的接受者,存在着不稳定因素,缺少有效的缓冲机制,一旦进出口、资本流动出现反常情况,必将影响到外汇储备的稳定性。因此,应尽量减少对外汇储备安全性、盈利性、流动性的威胁,保证经济的正常稳定发展,而把资本项目顺差控制在一个相对合理的范围内是我们的当务之急。

1. 调整我国外汇储备的币种结构 对于储备货币,最大的风险就是汇率风险和利率风险。只有将储备货币的汇率风险和利率风险降到最低,才能有效地保证外汇储备的安全性,并在安全的基础上盈利。这就要求我国合理地调整我国外汇储备的币种结构,不可单一地以美元作为我国官方储备的结算货币。目前我国外汇储备中,美元资产过高,而且集中在美国债券上,并已达到了相当大的规模。近年来,由于人民币对美元的汇率不断升高,导致我国外汇储备严重缩水的问题已受到政府、媒体和学界的广泛关注。同时我们也看到欧元、英镑等强势货币未受到美元下跌的影响,因此我国可以考虑采用外汇储备货币的多元化来抵抗因美元汇率下跌所导致的外汇储备缩水的危险。

2. 改革现行的结售汇制度,变“藏汇于国”为“藏汇于企”、“藏汇于民” 目前,我国实行的是强制结汇制度。在强制结汇制度下,企业和个人所持有的外汇额度都受到了严格的控制,必须通过中央银行对外汇银行的管理得到实现。因此,可以通过改强制结汇制为意愿结汇制,放宽企业和个人用汇自由即放宽企业和个人用汇的项目和额度,这样不仅可以减少中央银行由于外

汇储备增加而产生的货币投放压力,分散高度集中的外汇风险,还可以增加企业和个人的投资渠道,拓宽境内外汇投资渠道。

3. 严格控制外债规模,调节外债结构 从实证分析的结果可以看出,不论从长期还是短期来看,外债余额都是影响我国外汇储备的主要因素。根据《2005年上半年中国国际收支报告》,目前我国外债币种结构主要以美元为主。2005年6月末,美元债务占登记债务余额的66.8%,比2004年上升了1.8%,其次是日元和欧元债务分别占14.1%和8.1%,与2004年末期变化不大。我国出口结汇中美元处于第一位,平均约占70%左右,日元占5%左右,这种不匹配加大了我国外债币种的风险。因此,在现有外汇储备规模过大的情况下,通过有效控制外债规模的增长能有效控制外汇储备的增长规模。同时可以考虑提前偿还一些外债,以减轻因还债年限相近而引起的偿债压力,避免外汇储备规模偏离正常情况的波动,以达到稳定汇率和外汇市场的目的。

4. 培养高端金融专业人才 外汇储备作为一个庞大的官方储备,应对其加以合理利用,使其达到最佳的经济效益。其中,外汇储备证券化是一个行之有效的途径,即国家拿出一部分的外汇储备,成立投资基金,交由专业性的基金管理公司管理;基金管理公司代为在国际市场上进行投资;国内居民用人民币购买基金证券,从而间接持有境外资产。因此,我们更要培养高端金融专业人才,建立起一支能够实际操作,熟悉世界金融动态和市场的队伍,来服务于我们的国家。此外,也可以将一定数量的外汇储备转化为黄金储备,或是对于中国目前来讲有相当需求的能源储备,从而不仅可以降低汇率变动而引起的影响,也可以建立相应的储备体系,以满足中国生产力发展的需要。

(作者单位:上海大学)

参考文献:

- [1] 张晓峒. 计量经济分析[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.
- [2] 郭梅军, 蔡跃洲. 中国外汇储备影响因素的实证分析[J]. 经济评论, 2006, (2).
- [3] 程丽萍. 我国外汇储备规模形成、影响与改进探讨[J]. 改革与战略, 2008, (5).
- [4] 曲凤杰. 中国外汇储备持续累积的六大深层原因[J]. 中国经济周刊, 2006-05-22.
- [5] 曹洁云, 刘云. 浅析我国巨额外汇储备面临的风险及其对策[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2008, (6).
- [6] 毛定祥. 外国直接投资与国内资本形成的协整分析[J]. 管理评论, 2006, (7).
- [7] 杨绍杰, 何立群. 我国高额外汇储备的负效应及对策研究[J]. 2007, (5).
- [8] 朱孟楠, 王雯. 外汇储备投资: 亚洲新兴市场国家的比较与借鉴[J]. 金融观察, 2008, (6).
- [9] 蒋江娇. 我国外债风险研究[J]. 现代经济, 2008, (7).
- [10] Heller H R. Optimal international reserves [J]. Economic Journal, 1966.
- [11] Frenkel, Jacob A. Openness and the demand for international reserves. Princeton Studies in International Finance [M]. Princeton University Press, 1974.
- [12] Iyoha M A. The Demand for International Reserves in Less Developed Countries: A Distribution Lag Specification [J]. Review of Economics and Statistics, 1976.
- [13] Hsiao C. Autoregressive Modeling and Money-income Causality Deteltion [J]. Journal of Monetary, Economics, 1981, (7).