

中国最优外汇储备： 数量特征、动机分解与调整速度

陈奉先 邹宏元*

摘要：本文在非均衡框架下考察中国最优外汇储备数量特征并对持储动机进行静态和动态分解。结果发现：中国的实际和最优外汇储备量自 2002 年起陡增，但后者始终低于前者且二者缺口不断扩大；中国的最优外汇储备持有行为体现着交易性动机、预防性动机、重商主义动机和攀比动机，并受汇率因素影响；交易性动机和攀比动机对最优外汇储备持有行为的影响最大，预防性动机在 2006 年以后逐渐强化，重商主义动机和汇率因素的影响微弱；中国较低的储备缺口调整系数造成中国最优外汇储备量居高不下。外需拉动型的经济发展模式、强制结售汇制和汇率弹性不足则是导致储备缺口调整系数低下的重要原因。

关键词：最优储备 数量特征 动机分解 调整速度

一、问题的提出

近年来中国外汇储备高企已经成为不争事实，其数量已经远超出传统经验指标所给出的“充足、合理”范围。^①那么中国的最优外汇储备持有量应该是多少？此项研究是有关高额外汇储备成因、影响研究的延续，也是后续中国外汇储备最优币种、资产结构研究的铺垫，因而具有承上启下的意义。

针对最优外汇储备数量问题的研究主要有三类方法：经验比率法、成本收益法和回归分析法。经验比率法强调一国的外汇储备应与某些经济指标之间维持一定的比例关系。Triffin(1960) 提出的外汇储备与进口额之比开比率分析之先河，但该比率忽视资本流动和资本账户因素。Greenspan 和 Guidotti 注意到这一点进而提出外汇储备与短期债务之比。然而该指标偏重于国外资本对本国经济的冲击，忽略了资本外逃的冲击。鉴于此，Calvo(1996) 提出以外汇储备与广义货币量之比测度资本外逃的影响。最后出现的经验性指标是外汇储备与 GDP 之比 Jeanne(2007) 的研究表明对于小型开放经济体其最优的储备水平可参照此指标。经验比率法虽简明、易测但其参照值缺少坚实的经济逻辑，更忽视了个体储备需求的差异性。

成本收益法是按照持储的成本收益权衡来确定最优外汇储备量的方法。由 Heller(1966) 开创的成本收益模型认为持有外汇储备的收益界定为使经济免受支出转化政策所形成的“损失”（包括经济衰退、失业上升和消费萎缩等）。这种收益为边际进口倾向 m 的倒数与产出之积。同时持储也存在着机会成本，Heller 将其定义为外汇储备投资于其他金融资产的收益率与外汇储备自身收益率之差，以 r 表示。当边际进口倾向 m 上升时持储的收益下降，最优持储量应减少。同时当机会成本 r 上升，最优持储量应减少。尽管成本收益模型有着比较严密的经济学逻辑，但是在实证研究中却存在着矛盾：(1) 机会成本与外汇储备之间理论上的负相关关系在实证研究中并不明确(Saidi ,1981) ，甚至与理论期望相悖(Kelly ,1970; Aizenman and Lee ,

* 陈奉先，首都经济贸易大学金融学院，邮政编码：100070，电子信箱：cnbanker@163.com；邹宏元，西南财经大学金融学院，邮政编码：610074，电子信箱：zhy@swufe.edu.cn。

本文受西南财经大学“十二五”建设规划项目“人民币汇率形成机制”资助。本文入选中国数量经济 2011 年（山东）年会。感谢匿名审稿人所提出的富有建设性的意见。当然，文责自负。

① 严格地讲，传统经验指标所提供的也仅仅是一国外汇储备的最低持有数量而不是最优数量。这里我们可以近似地将传统指标所示的经验值理解成最优范围的下限。

2007); (2) 边际进口倾向 m 与外汇储备之间理论上是负相关关系, 但 Kelly(1970) 等研究表明边际进口倾向 m 和外汇储备之间是正向相关的。

回归分析法将影响外汇储备的变量纳入模型之中以确定一个稳定的储备需求的函数。该法在早期比较关注交易性和预防性动机对持储行为的影响。20世纪90年代以后新兴市场经济体面临的资本账户逆转的风险越来越突出, 此时出现了新预防性持储动机理论。该理论认为发展中经济体特别是受危机冲击的经济体往往通过囤积外汇储备的方式应对资本外逃和融资骤停风险。Jeanne(2007)证实了新兴市场经济体持有外汇储备预防资本账户危机的动机, 但仅用预防性动机尚不足充分解释。于是, 两个以前的理论被重新发掘用于分析储备持有行为: 其一是 Calvo 和 Reinhart(2002)、Dooley 等(2003)、Eichengreen(2004) 提出的“新重商主义”动机理论, 其二是以 Feldstein(1999)、Fischer(1999) 为代表的学者重新提出的“攀比动机”理论。前者强调外汇储备激增是一国外向型发展模式的副产品, 后者重视外汇储备的信号显示作用, 强调一国持储行为的重要因素是区域内他国的持储量。

国内学者对我国不同时期外汇储备的最优规模进行了分析, 但所得结论不尽一致: (1) 钟伟(1995)、王凌云和王恺(2010) 指出我国近几年来外汇储备增长过快, 超出适度区间。(2) 姜朝旭等(2002) 运用分类加总方法、刘莉亚和任若恩(2004) 运用回归和协整的方法发现我国的实际外汇储备规模总是围绕着适度规模进行小幅度波动, 外汇储备总体上是适度的。(3) 黄继(2002) 认为中国实际外汇储备量低于最优值。谢太峰(2006) 从衡量储备状况的经验比率法本身的缺陷入手, 指出中国外汇储备增长是经济实力使然, 并没有证据表明我国外汇储备已经“过多”。

本文认为, 国内外研究中普遍存在三个不足: (1) 未区分货币当局实际的储备量和最优的储备量。在操作上, 普遍地将实际储备量作为被解释变量, 建立最优储备量的回归模型。这样处理的前提是外汇储备量是“均衡”的, 即货币当局总能迅速地将实际的储备水平调整到最优水平上。但现实中实际外汇储备量并不总是处于最优的水平。(2) 大多数最优外汇储备决定模型所涉及的影响因素皆为实体层面的因素。但从货币学说角度来看, 一国的国际收支乃至外汇储备情况与货币状况密不可分。如何将实体层面与货币层面因素结合起来探究中国的最优外汇储备问题在以前的研究中鲜有涉及。(3) 当今外汇储备管理的方向在于“信心管理”, 发挥外汇储备的信号显示功能, 维护本国和外国居民对货币、汇率政策的信心, 防范资本外逃和融资骤停的风险, 而这一点是在以往研究中也经常被忽视的。本文尝试弥补上述三点不足。

二、模型设定

(一) 外汇储备动态调整路径

本文假设货币当局在每一期都有一个最优的外汇储备量 R_t^* 。由于汇率和外汇管理体制等方面的原因, 货币当局每期实际的外汇储备量 R_t 并不总等于最优的储备量 R_t^* 。当二者不等时会导致资源浪费或保险不足的问题, 因此货币当局总是力图使 R_t^* 与 R_t 趋于一致。按照 Edwards(1985)、Bahmani 和 Malixi(1994) 的思路, 我们假定货币当局在 t 期期初设定本期的最优外汇储备量 R_t^* , 随后根据期初的实际数量与本期最优数量之间的缺口调整本期外汇储备的实际数量 R_t , 调整路径形如:

$$\ln R_t - \ln R_{t-1} = \lambda (\ln R_t^* - \ln R_{t-1}) + \mu_t \quad (1)$$

其中 λ 为调整系数且 $0 \leq \lambda \leq 1$, $\mu_t \sim (0, \sigma^2)$ 。(1) 式说明本期货币当局外汇储备持有量的变动受到本期最优外汇储备量 $\ln R_t^*$ 与既往实际的外汇储备量 $\ln R_{t-1}$ 之间缺口和调整系数 λ 的影响。当 $\lambda = 1$ 时, 当期的实际外汇储备量即为最优储备量, 此时实现了均衡; 当 $\lambda \neq 1$ 时, 储备缺口当期末得到完全调整, 此时为非均衡。由于制度方面的原因, 短期非均衡更是一种常态。

从货币学说角度来看, 国内货币市场状况会影响到外汇储备(Bilson and Frenkel, 1979; Badinger, 2004)。将货币因素引入外汇储备调整路径(1)式, 可得:

$$\ln R_t - \ln R_{t-1} = \lambda (\ln R_t^* - \ln R_{t-1}) + \varphi (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) + \omega_t \quad (2)$$

其中 λ, φ 为调整系数且 $0 < \lambda, \varphi < 1$, $\omega_t \sim (0, \sigma^2)$ 。(2) 式表明实际持储量的变动不仅受当期储备缺口的影响, 而且还受 t 期最优货币需求量 M_t^* 和初期货币供应量 M_{t-1} 之间货币缺口的影响。将(2)式转化为估计式得:

$$\ln R_t = \lambda \ln R_t^* + (1 - \lambda) \ln R_{t-1} + \varphi (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) + \omega_t \quad (3)$$

对于(3)式中可能存在的序列相关性问题可采用工具变量法予以克服。

(二) 货币缺口的估计

估计(3)式须首先得到 M_t^* 。利率管制会导致货币市场失衡,因而不能直接用货币供应量表示货币需求。这就产生一个问题:如何从货币供应量中分离出货币需求的成分呢?本文拟通过协整方法确定影响货币需求的变量,然后在此基础上构建我国货币需求函数。在操作上,我们参照 Bilson 和 Frenkel(1979)的处理方法,将货币供应量的变化视为最优货币需求量的动态调整过程,形如:

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \theta(\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) + \delta_t \quad (4)$$

其中 θ 为调整系数。按照蒙代尔和弗里德曼的货币需求理论,同时考虑到近年来货币需求研究中对汇率和资本市场因素的关注,我们设定最优货币需求函数形如:

$$M^* = f(Y, r, RER, SV) \quad (5)$$

其回归估计形式为:

$$\ln M_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 r_t + \alpha_3 \ln RER_t + \alpha_4 \ln SV_t + \xi_t \quad (6)$$

其中 M_t^* 为最优货币需求, Y_t 为实际 GDP, r_t 为实际利率, RER_t 为人民币兑美元的实际汇率, SV_t 为股票市场实际市值。^① 易知 α_1 的系数为正, α_2 的系数为负, α_3, α_4 的系数不确定。本币汇率贬值会产生“资产组合调整效应”和“预期效应”,而这两种效应对货币需求产生的影响并不相同^②,故 RER_t 对货币需求的影响并不确定。股票市场的“财富效应”和“交易效应”对货币需求将产生正向作用,而股票市场的“替代效应”则负向影响货币需求。所以股票市值状况 SV_t 对货币需求的影响也不确定。

将(6)式代入(4)式并整理可得:

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 \ln RER_t + \beta_4 \ln SV_t + \beta_5 \ln M_{t-1} + e_t \quad (7)$$

其中 $e_t = \theta \xi_t + \delta_t$ 并假定其服从 $N(0, \sigma^2)$ 。针对(7)式中可能存在的序列相关性问题,本文仍采用工具变量法处理。(7)式估计出来后则可以套算出(6)式中各变量的系数进而得到最优货币需求 $\ln M_t^*$ 的函数形式和货币需求缺口($\ln M_t^* - \ln M_{t-1}$)。

(三) 最优储备量模型

(3)式中最优外汇储备量 R_t^* 未知。为估计(3)式,我们不妨对其设定为如下形式:

$$\ln R_t^* = \gamma \ln Z_t^k + \eta_t \quad (8)$$

其中 Z_t^k 为影响最优外汇储备量的因素, $k=1, 2, 3, \dots$, γ 为参数, η_t 为随机误差项。为更全面起见,本文将可能的持储动机因素全部引入,待后续的平稳性和协整检验时再行筛选。本文设定持储的交易性动机用人均实际收入 $\ln Y$ 和平均进口倾向 m 代表。早期预防性动机主要体现在预防经常项目波动方面,本文以出口的波动率 $\ln CAV$ 代表。现代预防性动机主要体现在预防资本外逃和融资骤停两种风险。由于融资骤停风险难以刻画,且二者具有共生性和同向性,所以本文以资本外逃 $\ln CF$ 压力代表现代的预防性动机。本文以滞后的汇率偏离度(PL)代表重商主义动机。^③ 而攀比动机 $\ln JONES$ 则参照 Cheung 和 Qian(2009)的思路,用亚洲区域内其他经济体的持储量代表。除此之外,本文还会考虑汇率因素对持储行为的影响,引入汇率波动率 $\ln ERV$ 指标。考虑了以上的具体影响因素后,(8)式的具体形式为:

$$\ln R_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Y_t + \gamma_2 m_t + \gamma_3 \ln CF_t + \gamma_4 \ln CAV_t + \gamma_5 PL_t + \gamma_6 \ln JONES_t + \gamma_7 \ln ERV_t + \eta_t \quad (9)$$

将(9)式代入(3)式可得:

$$\begin{aligned} \ln R_t &= \kappa_0 + \kappa_1 \ln Y_t + \kappa_2 m_t + \kappa_3 \ln CF_t + \kappa_4 \ln CAV_t + \kappa_5 PL_t + \kappa_6 \ln JONES_t \\ &\quad + \kappa_7 \ln ERV_t + \kappa_8 \ln R_{t-1} + \kappa_9 (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) + \phi_t \end{aligned} \quad (10)$$

其中 $\phi_t = \lambda \eta_t + \omega_t$ 并假定其服从 $N(0, \sigma^2)$ 。(10)式估计出来后则可以套算出(9)式中各变量的系数,从而得最优外汇储备的函数形式。

^① 本文甚至还考虑了经济货币化程度(M_2/GDP)对中国货币需求的影响,但这一变量引入后导致回归结果出现不合理的系数符号,故剔除这一变量。

^② 在 Bahmani-Oskooee 和 Pourheydarian(1990)的文献中对该系数进行了细致的讨论。

^③ 由于计算出的汇率偏离度有正(高估)有负(低估),故对此变量不作对数处理。

三、实证考察

(一) 数据与变量

本文所用数据主要来自 IMF 国际金融统计(IFS)数据库,股票市值数据来自 CSMAR。数据区间为 1992 – 2010 年,季度频率^①,以美元标价。本文所用美元数据皆已用美国季度 GDP 平减指数消胀并用 X – 12 乘法模型剔除了季度趋势。除特别说明外,本文所用数据均取自然对数处理。文中式(9)估计中国的货币需求缺口时,数据为人民币标价,用中国的季度 CPI 数据平减,计算出缺口后再用季度汇率折算成美元标价数据。中国的 CPI 定基数据来自谢安(1998)和中经网。变量代码表及其描述统计分别见表 1、表 2。

表 1 变量代码表

变量类型	内涵	变量名称	代码	计算方法	代表性文献
被解释变量		外汇储备	lnR		
解释变量	交易性动机	实际产出	lnY	名义 GDP 剔除价格因素和季节趋势	IMF(2003)
		进口额与 GDP 之比	m	IM/GDP	Triffin(1960); Kelly(1970)
	预防性动机	经常项目波动	lnCAV	首先将进口额 IM 对 t 进行回归 $IM_t = \alpha_0 + \alpha_T t + \xi_t$ ($t = T - 14, \dots, T$), T 为季度值, 然后令 $\hat{\sigma}_T^2 = \sum_{t=T-14}^T (IM_t - IM_{t-14} - \hat{\alpha}_T)^2 / 14$, 最后 $CAV_t = \hat{\sigma}_T^2 / IM_t$	Kelly(1970); Badinger(2004)
	资本外逃	lnCF	R/M ₂		Calvo(1996)
	重商主义动机	汇率偏离度	PL	利用 HP 滤波分离出趋势因素 \overline{RER}^T 和循环因素 RER^C , 那么 $PL_t = (RER - \overline{RER}^T) / \overline{RER}^T$ 。	Aizenman 和 Marion(2004); Aizenman 和 Lee(2007)
	攀比动机	攀比大国	lnJONES	中国的攀比效应值为区域内大型经济体外汇储备之和; 区域大型经济体包括中国、中国香港、中国台湾、日本、新加坡、印度、沙特、韩国、泰国、马来西亚、印尼。	Cheung 和 Qian(2009)
	汇率制度	汇率波动性	lnERV	t 时点的汇率波动率以过去 36 个月的月度 RER 波动率代表。	Edwards(1983); Bahmani 和 Malixi(1987)
其他变量	货币供应量		lnM	中国季度 M1 口径货币供应量	Badinger(2004)
	实际利率		r	存款季度实际利率	
	股票市值		lnSV	中国股票市场(沪深)季度市值之和	
	汇率因素		lnRER	人民币对美元实际汇率	

表 2 变量统计性描述

	lnR	m	lnY	lnCAV	lnCF	PL	lnJONES	lnERV	lnM	lnRER	r	lnSV
平均值	12.5504	-1.2255	12.8754	16.3214	-1.0086	0.0032	13.9028	3.4754	15.4670	4.6671	-0.0019	14.6987
中位数	12.2637	-1.2905	12.6740	15.9656	-1.1137	0.0073	13.8345	3.2251	15.5300	4.6528	0.0088	15.1042
最大值	14.7582	0.2545	14.2215	20.1707	-0.1913	0.1350	14.9196	6.8003	17.0455	4.9609	0.0620	17.1400
最小值	10.1423	-2.2564	11.6588	14.2054	-2.5176	-0.2060	12.3278	0.8718	13.6586	4.4474	-0.1589	10.0514
标准差	1.3223	0.5928	0.6410	1.5735	0.5905	0.0654	0.6841	1.5403	0.9343	0.1201	0.0447	1.6419
概率	0.2292	0.0237	0.1071	0.0000	0.0840	0.0460	0.2401	0.0329	0.1633	0.0917	0.0000	0.1103

(二) 中国货币市场失衡状况的估计

由于本文所用的数据均为时间序列,为避免回归过程中出现“伪回归”问题,应对诸变量进行单位根检验以判断数据的平稳性。变量的单位根检验结果见表 3。

^①外汇储备年度数据的样本过少,难以保证参数估计的稳健性;月度数据虽样本充足,但由于国际贸易收支中存在预收和延付的问题使外汇储备的当期变动不能反映实际经济活动,故月度数据亦不合适。

表3

主要变量的单位根检验结果

变量	检验形式 (C, T, L)	ADF 检验值	1% 统计量	P 值	变量	检验形式 (C, T, L)	ADF 检验值	1% 统计量	P 值
$\ln M$	(C, T, 1)	-1.519179	-3.52158	0.5185	m	(0, 0, 1)	-1.06123	-2.59616	0.2584
$\Delta \ln M$	(0, 0, 0)	-10.07122 ***	-2.59659	0.0001	Δm	(0, 0, 0)	-5.97177 ***	-2.59659	0.0000
$\ln Y$	(C, T, 0)	-0.317366	-3.52158	0.9164	$\ln CAV$	(C, T, 0)	-1.380302	-4.08509	0.8589
$\Delta \ln Y$	(0, 0, 3)	-2.123769 **	-2.59794	0.0332	$\Delta \ln CAV$	(0, 0, 0)	-7.452456 ***	-2.59659	0.0000
r	(0, 0, 0)	-1.311797	-2.59616	0.1737	$\ln CF$	(C, T, 1)	-2.402298	-4.08688	0.3754
Δr	(0, 0, 0)	-6.042349 ***	-2.59659	0.0000	$\Delta \ln CF$	(C, T, 0)	-5.588763 ***	-2.59659	0.0000
$\ln RER$	(0, 0, 1)	0.426044	-2.59659	0.8031	PL	(0, 0, 1)	-2.287652	-3.52158	0.1900
$\Delta \ln RER$	(0, 0, 0)	-8.785074 ***	-2.59659	0.0000	ΔPL	(0, 0, 0)	-8.929192 ***	-2.59659	0.0000
$\ln SV$	(C, T, 1)	-2.618379	-4.08688	0.2737	$\ln JONES$	(C, T, 0)	-2.691565	-3.52158	0.1180
$\Delta \ln SV$	(0, 0, 0)	-5.926052 ***	-2.59659	0.0000	$\Delta \ln JONES$	(0, 0, 1)	-2.562751 **	-2.59703	0.0110
$\ln R$	(C, T, 5)	-3.078736	-4.09455	0.1195	$\ln ERV$	(0, 0, 1)	-1.566132	-2.59659	0.1097
$\Delta \ln R$	(0, 0, 1)	-5.439129 ***	-2.59703	0.0000	$\Delta \ln ERV$	(0, 0, 0)	-4.425594 ***	-2.59659	0.0000
$\ln M_t^* - \ln M_{t-1}$	(0, 0, 0)	0.188664	-2.59659	0.7382					
$\Delta(\ln M_t^* - \ln M_{t-1})$	(0, 0, 0)	-10.96552 ***	-2.59703	0.0000					

注: \ln 表示对各变量取对数, Δ 表示一阶差分; C、T、L 分别代表截距项、趋势项、滞后阶数, 其中 L 是软件自动按照“ AIC 和 SC 达到最小”准则确定的; ***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平下拒绝有单位根的原假设。

从结果上看, $\ln M$ 、 $\ln Y$ 、 r 、 $\ln RER$ 和 $\ln SV$ 序列皆一阶差分后平稳, 为 I(1) 序列。这说明如上变量之间可能具有长期的协整关系。Johansen 协整检验结果表明它们之间存在两个协整关系。接下来对(7) 式剔除协整方程中不显著的变量后进行估计, 结果表明模型存在异方差问题。对此, 考虑以残差平方的倒数作为权重使用加权最小二乘法方法重新估计, 结果如下:

$$\begin{aligned} \ln M_t = & 0.073096 + 0.125123 \ln Y - 0.004058 r + 0.879460 \ln M_{t-1} \\ & (5.116257 ***)(53.15199 ***)(-17.91028 ***)(32.81511 ***) \end{aligned} \quad (11)$$

从(11) 式的回归结果来看, R^2 、修正 R^2 和 F 统计量比较高, 说明模型的拟合程度和代表性比较好。由于(11) 式中解释变量含有被解释变量的滞后值, 需用 D-H 检验自相关问题。D-H 统计量为 -1.3189, 小于 5% 临界值 1.96, 同时 Q 统计量、Breush-Godfrey LM 检验说明残差不存在自相关问题。使用 White 检验异方差问题时, 结果表明异方差问题已经克服。从估计结果可以套算出调整系数 $\theta = (1 - 0.87946) = 0.12054$, 进而得到(4) 式的估计结果为:

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = 0.12054 (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) \quad (12)$$

通过进一步套算可以计算出(6) 式的变量系数, (6) 式的表达式如下:

$$\ln M_t^* = 0.606405 + 1.038021 \ln Y - 0.033665 r \quad (13)$$

将 $\ln Y$ 和 r 的变量值代入(13) 式即可算出最优货币需求和货币需求缺口数值。

(三) 中国外汇储备动态调整模型

对影响外汇储备的动机变量进行单位根检验(表3) 结果表明, 诸动机变量为 I(1) 序列。用 Johansen 方法进行协整检验表明存在两个协整关系。接下来对(10) 式进行估计, 结果存在异方差问题。使用 WLS 方法重新估计后, 结果见(14) 式。

$$\begin{aligned} \ln R_t = & -1.0477 + 0.2659 \ln Y_t - 0.4319 m_t + 0.0433 \ln CAV_t + 0.9610 \ln CF_t - 0.3250 PL_t \\ & (-12.396 ***)(25.399 ***)(-55.484 ***)(41.149 ***)(88.511 ***)(-22.534 ***) \\ & + 0.2004 \ln JONES_t - 0.0223 \ln ERV_t + 0.4943 \ln R_{t-1} + 0.1948 (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) \\ & (24.7039 ***)(-18.9867 ***)(84.5621 ***)(18.9867 ***) \end{aligned} \quad (14)$$

White 检验表明(14) 式异方差问题已经消除。从(14) 式估计结果可以套算出储备缺口调整系数, 进而可以套算出(2) 式、(9) 式的参数估计结果如下:

$$\ln R_t - \ln R_{t-1} = 0.5057 (\ln R_t^* - \ln R_{t-1}) + 0.1948 (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \ln R_t^* = & -2.0718 + 0.5258 \ln Y_t - 0.8541 m_t + 1.9003 \ln CF_t + 0.0856 \ln CAV_t - \\ & 0.6427 PL_t + 0.3964 \ln JONES_t - 0.0441 \ln ERV_t \end{aligned} \quad (16)$$

从(15) 式来看, 中国外汇储备的变动受到储备缺口和货币缺口的双重影响, 储备缺口较之于货币需求

缺口对储备调整的影响更大。从(16)式来看,中国最优的外汇储备 $\ln R^*$ 与交易性动机 $\ln Y$ 正相关,符合预期。最优外汇储备与边际进口倾向 m 负相关,这看似难以解释,事实上这一指标在早期理论上被认为与外汇储备负相关,由于实证结果大多发现其与外汇储备正相关,Frenkel 等人建议用边际进口倾向代表一国的贸易开放度,这样 m 上升该国受到外部冲击的可能性也就增大,增加外汇储备预防外部冲击便理所当然。彼时 m 被赋予了一定的预防性动机色彩。本文 $\ln R^*$ 与 m 负相关,这很可能是由于本文已选择 $\ln CAV$ 和 $\ln CF$ 分别代表早、后期预防性动机,从而使得 m 重回最初调整成本层面的内涵。 $\ln R^*$ 与早期预防性动机 $\ln CAV$ 和后期预防性动机 $\ln CF$ 正相关,说明中国持有外汇储备的行为体现着预防性动机。当经常项目波动更激烈、资本外逃和融资骤停问题更突出时,货币当局的预防性持储动机也就越强。 $\ln R^*$ 与以汇率偏离度 PL 为代表的重商主义动机负相关,说明中国客观上存在低估汇率获得竞争优势并最终形成外汇储备的事实。 $\ln R^*$ 与攀比动机 $\ln JONES$ 正相关,说明中国货币当局的最优外汇储备调整中存在攀比他国的动机,更进一步说明货币当局存在着通过外汇储备的“信号显示”功能提升国内外投资者信心、防止投资资本冲击的目的。汇率波动性 $\ln ERV$ 与 $\ln R^*$ 负相关则寓示汇率弹性增强有助于其调节国际收支从而减少外汇储备持有量。

(四) 中国最优外汇储备的数量特征和动机分解

将平减后的数据代入模型(16)式即可得到中国的最优外汇储备数值。图1下方三条线(以左轴为基准)分别是运用平减之后的数据计算出的实际外汇储备量、最优外汇储备量以及二者之间的缺口。从图形中不难看出,中国的最优外汇储备与实际外汇储备一直呈现上升态势,尤其是2002年以后增势凸显;最优外汇储备量只是在早期(1992—1994年)与实际外汇储备量比较相近,二者之间的缺口在1994—2002年以前一直比较稳定,但2002年以后二者之间的缺口迅速扩大。为了更加直观,我们还使用未平减的数据计算了实际外汇储备、最优外汇储备以及二者之间的缺口(图1上面三条线,以右轴为基准)。

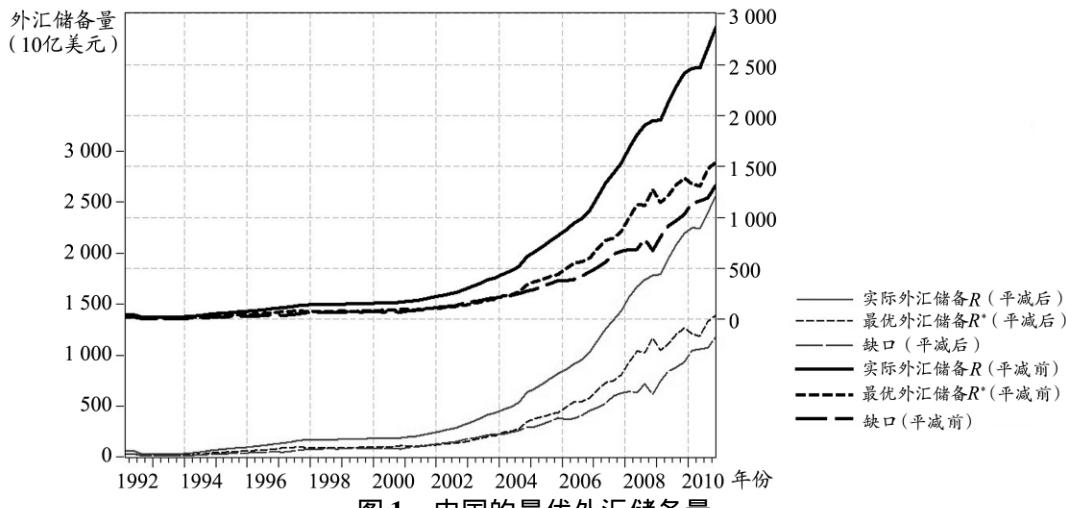


图1 中国的最优外汇储备量

从(16)式的系数来看,预防资本外逃的动机 $\ln CF$ 对最优外汇储备量的影响最大,其次是重商主义动机 PL 和交易性动机 m 。 $\ln Y$ 再次为攀比动机 $\ln JONES$,影响最小的是预防经常项目波动的动机 $\ln CAV$ 和汇率波动率 $\ln ERV$ 。诸动机的绝对影响又如何呢?图2以(16)式的各变量系数(静态值)乘以各季度变量值而得^①,体现出各种动机对中国最优外汇储备量的绝对影响。从图2中可以看出,对中国最优外汇储备量影响最大的是交易动机和攀比动机。值得注意的是,2002年前后货币当局对储备的预防性功能愈加重视,故由预防性动机所致的持储量在不断上升。尽管更为浮动的汇率制度有助于减少中国外汇储备持有量,但汇率因素对中国最优外汇储备量的变动影响微弱,这可能由于中国的汇率形成机制仍比较单一、汇率波幅有限所致。图2中基于汇率因素而变动的持储量始终在紧贴横轴下方波动,这说明中国目前的汇率波动尚不足以对持储量产生显著影响。同时,尽管(16)式显示中国外储持有行为体现着重商主义动机,但就其对中国外汇储备量的绝对影响而言仍极其微弱,表现在图2中重商主义动机所致的储备量亦在横轴附近波动。

^① 在计算时将 $\ln Y$ 和 m 合并计算并统称“交易性动机”,将 $\ln CF$ 和 PL 合并统称“预防性动机”,其他动机不变。

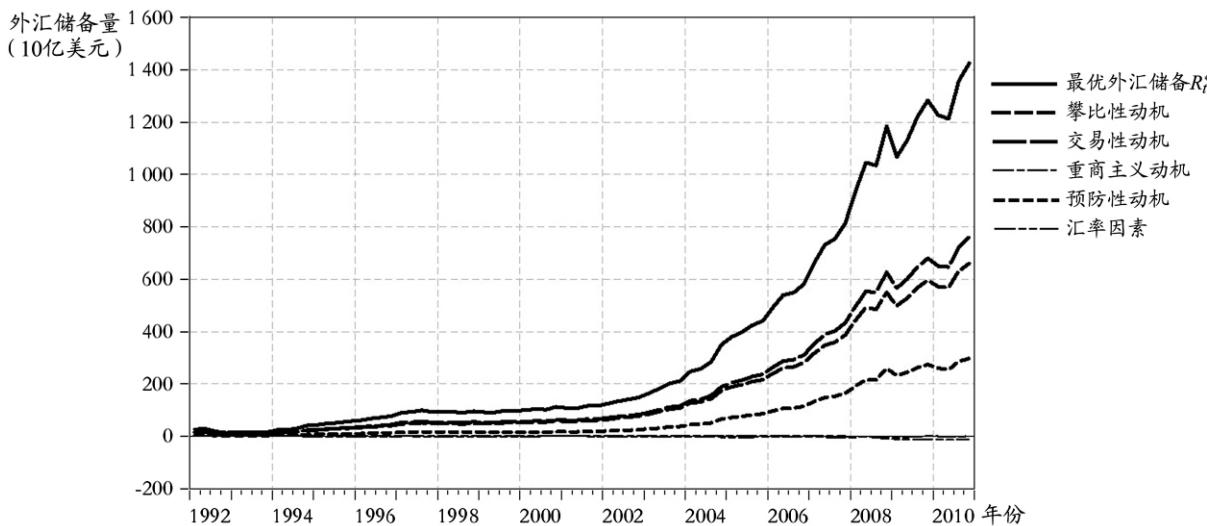


图2 中国最优外汇储备持储动机的静态分解

运用滚动回归方法(Rolling Estimation ,以 28 个季度为周期)首先对(14)式进行滚动估计 ,然后将结果转化成(16)式形式 最后再将所得的时变参数再乘以各自对应的数值 ,即为持储动机动态分解。从图 3 中可以看出各种动机的动态变化对最优外汇储备量产生的影响。图 2 与图 3 相同的是中国货币当局的预防性动机近年来不断强化 ,而重商主义动机和汇率因素引致的储备变化量依然不明显。两图的区别在于:滚动回归后 ,交易性动机对货币当局持储量的影响更为突出;攀比动机在 2000 年前后的亚洲金融危机、俄罗斯金融危机和 2002 年的拉美金融危机后作用比较大 ,之后衰减 ,但在 2008 年次贷危机后再度迅速扩大。这可能因为危机时货币当局会非常重视外汇储备的“信号显示”功能 ,由攀比动机导致的储备增加量显著 ,但危机过后的平静期内 ,货币当局似乎会“失忆” ,攀比动机所致的储备量减少。

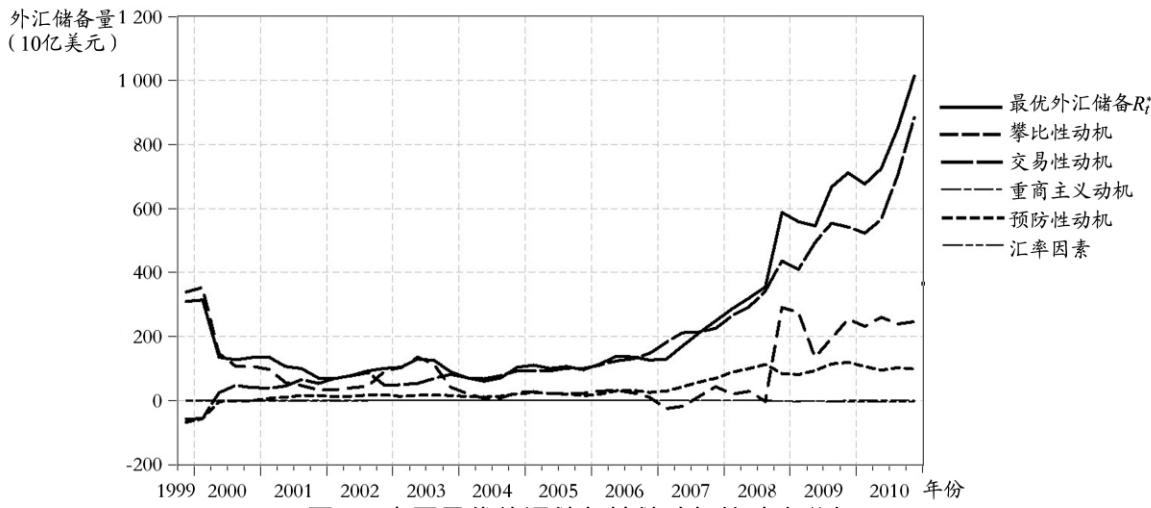


图3 中国最优外汇储备持储动机的动态分解

(五) 对储备缺口调整系数的分析

前面提及 2001 – 2002 年以后实际外汇储备量、最优外汇储备量以及二者之间的缺口迅速扩大 ,实际外汇储备量的增速明显超过最优外汇储备量的增速。为什么货币当局的持储行为在 2001 – 2002 年前后发生剧烈变化呢? 从国际收支平衡表中我们可以观察到中国的外汇储备主要是通过商品和服务贸易带来的经常项目盈余和 FDI 带来的资本项目盈余构成。而这两项盈余在 2001 年后也呈现激增迹象。本文认为中国实际持储量激增的原因可能在于中国 2001 年底的“入世”。中国加入世贸组织得以藉此参与更为广阔的国际分工 ,由于中国在生产要素禀赋上的优势 ,使得中国在全球产品内分工的装配、加工、制造环节实现了比较优势 ,并导致加工贸易和经常账户顺差(卢锋 2006)。出于分享中国比较优势利益动机的国外资本 ,以 FDI 形式流入中国的出口行业 ,造成中国资本项目盈余。所以中国的经常项目盈余和资本项目盈余存在共生性。在“双顺差”的推动下 ,中国实际外汇储备在 2001 年后迅速攀升也就不足为奇。

实际外汇储备高涨并不一定会导致最优外汇储备攀升,中国的最优外汇储备为何也居高不下呢?理论上货币当局在最优外汇储备量与储备缺口调整速度 λ 之间会存在一个“权衡”(Clark, 1970):当调整速度 λ 比较快时,一国会相对容易地使实际外汇储备量 R 调整到最优水平上,这样该国就没有必要持有过高的储备 R^* 也就会很低;当 λ 比较慢时,该国所需之外汇储备量(最优量)会相对较多,由此可见 $\frac{\partial \ln R^*}{\partial \lambda} < 0$ 。另外,从(2)式、(10)式的系数关系也可看出, λ 值越小则最优外汇储备模型各变量的系数 γ_i 就越大,导致最优外汇储备量增多。Malixi(1990)测算出的发达经济体调整速度为0.6478,发展中经济体(不含中国)的调整速度为0.6102。Bahmani和Malixi(1994)针对发达经济体测算的调整速度为0.7553,Hee-Ryang Ra(2009)测算出韩国的储备缺口调整速度为0.778。中国储备缺口的静态调整系数 λ 仅为0.5057,这一系数不仅低于发达经济体,而且低于发展中经济体。如果期初的储备缺口为1的话,依照中国0.5057的调整系数,那么货币当局需要6期才能实现储备缺口的完全调整。如果在调整期内又产生新的缺口,那么这个调整时间会更长。图4采用滚动回归方法测算出中国储备缺口动态调整系数。从整体来看,2006年以前调整系数在不断下降,但自2006年开始这一系数在缓慢的上升,说明货币当局的储备管理趋于灵活,有利于将实际外汇储备调整到最优水平上。但中国1992-2010年的动态调整系数整体仍然很低,平均为0.5左右。所以在这种情况下,货币当局只能被动地通过囤积储备以满足需求。

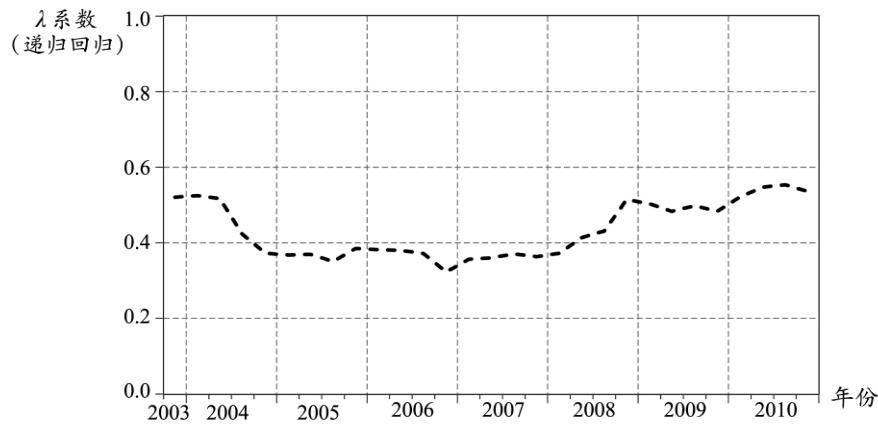


图4 中国储备缺口动态调整系数

接下来又产生一个问题:中国的储备缺口调整系数为何如此之低呢?本文认为导致调整系数 λ 较低的原因有:(1)外需拉动型的经济增长模式。价格扭曲的生产要素形成出口竞争优势导致经常项目大量盈余。同时国外资本出于分享中国出口比较利益的动机,大量以FDI的形式涌入中国,导致资本项目盈余。经常项目、资本项目盈余迫使货币当局被动的累积外汇储备,难以主动调整储备数量。而现有的研究表明如果贸易和资本账户持续出现盈余,或者盈余的规模越来越大,那么储备缺口的调整系数 λ 将趋于缩小(Bilson and Frenkel, 1979; Edwards, 1983)。(2)强制结售汇制、银行外汇结算头寸限制和资本管制,使货币当局成为外汇储备的唯一提供者和需求者,供求弹性不足。(3)汇率弹性不足。储备缺口的调整系数也是非对称的,对于浮动汇率制经济体, λ 系数通常会大于固定汇率制经济体(Bilson and Frenkel, 1979; Edwards, 1983; Bahmani and Malixi, 1994)。虽然中国2005年进行了“汇改”,人民币对美元汇率单边升值,但2008年后中国复“盯住”美元,汇率弹性不足,难以调剂外汇供求。以上三个因素共同导致中国的储备缺口调整系数低下。

四、结论与思考

本文在外汇储备的非均衡框架下引入了货币分析法,构建中国最优外汇储备调整模型并运用中国1992-2010年的季度数据估计了中国最优外汇储备,实证结果表明:

1. 中国实际外汇储备的变动受到储备缺口以及货币市场失衡状况的影响,系数分别为0.5057和0.1948,储备缺口较之于货币需求缺口对储备调整的相对影响更大。
2. 中国最优外汇储备持有行为体现着“交易性动机”、“预防性动机”、“重商主义动机”、“攀比动机”,并受汇率因素的影响。“交易性动机”和“攀比动机”成为最主要的影响因素,而后者往往在经济金融危机后会突然上升,在稳定期内逐渐衰减。“预防性动机”在2006年以后逐渐强化。“重商主义动机”和汇率弹性对中

国最优外汇储备变动影响微弱。

3. 中国实际的外汇储备在大多数时间内都高于最优外汇储备(1992—1993年除外),这说明中国不存在储备不足的问题。货币当局的实际外汇储备量、最优外汇储备量及二者缺口在1994—2002年间一直比较稳定,但货币当局的实际及最优外汇储备量在2002年前后迅速提升,前者增速显著高于后者,这说明2002年前后货币当局的持储行为发生转变。

4. 致使中国目前实际储备居高不下并且与最优外汇储备量之间缺口不断扩大的原因可能有二:首先,由于禀赋优势使得中国“入世”之后在国际“产品内分工”中获得先机,由此导致加工贸易驱动的经常项目盈余扩大,同时与中国出口部门共生的国际投资(FDI)大量涌入导致资本项目盈余扩大。经常项目与资本项目盈余共同推动中国实际外汇储备额自2002年后迅速增长。其次,中国最优外汇储备居高不下是因为货币当局的储备缺口调整系数较低引起的。中国储备缺口的静态调整系数 λ 为0.5057,低于经济发达国家和一般发展中国家,而较低的调整系数意味着货币当局将实际储备量调整到最优水平须花费更长时间。为了满足居民对储备的需求,货币当局被迫持有更高的储备数量。

5. 导致中国较低的储备缺口调整系数的原因可能有:(1)国内经济的外需拉动型增长模式仍未改变,货币当局被动的吸收外汇储备,难以主动调整储备数量;(2)居民强制结售汇制、银行外汇头寸限额和资本管制使得货币当局缺少自主性;(3)汇率弹性不足,难以调剂外汇供求。

缩小最优储备与实际储备之间的缺口有助于资源优化,从本文的角度来看,提升储备缺口调整系数 λ 是关键。从长期来看,转变经济增长模式是提升 λ 系数的根本途径,但短期内这一目标难以实现。短期内比较现实的选择是从放松资本管制和强制结售汇制度入手,同时扩大汇率弹性,提升货币当局储备管理的自主性和有效性,并最终达到提高调整系数、缩减储备缺口的目的。

参考文献:

1. 黄继 2002 《关于中国外汇储备需求的动态分析》,《世界经济文汇》第6期。
2. 姜朝旭、刘德军、孟燕 2002 《我国外汇储备规模分析》,《宏观经济研究》第6期。
3. 刘莉亚、任若恩 2004 《我国外汇储备适度规模的测算与分析》,《财贸经济》第5期。
4. 卢锋 2006 《中国国际收支双顺差现象研究》,《世界经济》第11期。
5. 王凌云、王恺 2010 《对中国适度外汇储备的测度》,《经济评论》第4期。
6. 谢安,1998 《对我国消费价格指数编制方法的一点看法》,《统计研究》第3期。
7. 谢太峰 2006 《关于中国外汇储备多与少的思考》,《国际金融研究》第7期。
8. 钟伟,1995 《论中国国际储备的适度规模》,《财经研究》第7期。
9. Aizenman ,J. ,and N. P. Marion. 2004. “International Reserves Holdings with Sovereign Risk and Costly Tax Collection.” *The Economic Journal* ,114(497) :569 – 591.
10. Aizenman ,J. ,and J. Lee. 2007. “International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views ,Theory and Evidence.” *Open Economies Review* ,18(2) :191 – 214.
11. Badinger ,H. 2004. “Austria’s Demand for International Reserves and Monetary Disequilibrium: The Case of a Small Open Economy with a Fixed Exchange Rate Regime.” *Economica* ,71(2) :39 – 55.
12. Bahmani – Oskooee ,M. ,and M. Malixi. 1987. “Effects of Exchange Rate Flexibility on the Demand for International Reserve.” *Economics Letters* ,23(1) :89 – 93.
13. Bahmani – Oskooee ,M. ,and M. Malixi. 1994, “Dynamic Reserve Adjustment under Varying Balance of Payments Positions.” *International Economic Journal* ,8(3) :45 – 56.
14. Bahmani – Oskooee M. and M. Pourheydarian. 1990. “Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies.” *Applied Economics* ,22(7) :917 – 925.
15. Bilson John F. O. ,and J. A. Frenkel. 1979. “International Reserves: Adjustment Dynamics.” *Economics Letters* ,4(3) :267 – 270.
16. Calvo ,G. A. 1996. “Capital Flows and Macroeconomic Management: Tequila Lessons.” *International Journal of Finance and Economics* ,1(3) :207 – 223.
17. Calvo ,G. A. ,and C. M. Reinhart. 2002. “Fear of Floating.” *The Quarterly Journal of Economics* ,117(2) :379 – 408.
18. Cheung ,Y. W. ,and X. W. Qian. 2009. “Hoarding of International Reserves: Mrs Machlup’s Wardrobe and the Joneses.” *Review of International Economics* ,17(4) :824 – 843.
19. Clark P. B. 1970. “Optimum International Reserves and the Speed of Adjustment.” *Journal of Political Economy* ,78(2) :356 – 376.
20. Dooley ,M. ,D. Folkerts – Landau ,and P. Garber. 2003. “An Essay on the Revived Bretton Woods System.” NBER Working Paper 9971.
21. Edwards ,S. 1983. “The Demand for International Reserves and Exchange Rate Adjustments: The Case of LDCs ,1964 – 1972.” *Economica* ,50(199) :269 – 280.
22. Edwards ,S. 1985. “On the Interest Rate Elasticity of the Demand for International Reserves: Some Evidence from Developing Countries.” *Journal of International Money and Finance* ,4(2) :287 – 295.

(下转第143页)

Field Experiments and Their Applications in Economics

Jiang Shuguang and Qiao Qian

(Center for Economic Research Shandong University)

Abstract: The use of field experiments in economics has increased rapidly in the past decade. A large volume of literatures published in top economic journals have used this methodology recently. Field experiments enable economists to run controlled experiments in real world economic environments to establish causal relations and to learn about the underlying mechanisms. Field experiments fill the gap between laboratory experiments and naturally occurred field data. Related areas in hot topics using field experiments include education , agriculture ,credit financing ,discrimination ,corruption ,charity and other important realistic issues. Field experiments are also used to test traditional and newly developed economic theories. Some crucial studies related to some vital problems in developing countries were particularly compelling ,making field experiments useful tools for policymakers and practitioners. Understanding the major characteristics and methods of field experiments especially how to use them to research developing issues are vital valuable for the economic reform practice and for the academic economics development in China.

Key Words: Field experiments; Methodology; Randomization; Developing Countries

JEL Classification: C9 ,C93 ,J012

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 111 页)

23. Eichengreen ,B. 2004. "Global Imbalances and the Lesson of Bretton Woods. "NBER Working Paper 10497.
24. Feldstein ,M. 1999. "Self – Protection for Emerging Market Economies. "NBER Working Paper 6907.
25. Fischer ,S. 1999. "On the Need for an International Lender of Last Resort. "Journal of Economic Perspectives ,13(4) :85 – 104.
26. Hee – Ryang Ra. 2009. "Opportunity Cost and the Demand for International Reserves: A Simultaneous Approach Incorporating the Supply Side. "The Journal of the Korean Economy ,10(3) :395 – 419.
27. Heller ,H. R. 1966. "Optimal International Reserves. "The Economic Journal ,76(302) :296 – 311.
28. IMF. 2003. "Three Current Policy Issues in Developing Countries. "World Economic Outlook: Public Debt in Emerging Markets ,September – 111.
29. Jeanne ,O. 2007. "International Reserves in Emerging Market Countries: Too Much of a Good Thing?"Brookings Papers on Economic Activity ,38(1) :1 – 80.
30. Kelly ,M. G. 1970. "The Demand for International Reserves. "American Economic Review ,60(4) :655 – 667.
31. Malixi ,M. 1990. "Dynamic Reserve Adjustment under Exchange Rate Flexibility. "Applied Economics ,22(8) :995 – 1005.
32. Saidi ,N. 1981. "The Square – root Law ,Uncertainty and International Reserves under Alternative Regimes: Canadian Experience ,1950 – 1976. "Journal of Monetary Economics ,7(3) :271 – 290.
33. Triffin ,R. 1960. Gold and the Dollar Crisis. New Haven and London: Yale University Press.
34. Wijnholds ,J. O. and A. Kapteyn. 2001. "Reserve Adequacy in Emerging Market Economies. "IMF Working Paper ,WP/01/143.

China's Optimal Foreign Reserves: Quantitative Characteristics Motivation Decomposition and Adjustment Speed

Chen Fengxian¹ and Zou Hongyuan²

(1: School of Finance ,Capital University of Economics and Business;

2: School of Finance ,Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: This paper explores the quantitative characteristics of China's optimal foreign reserves under disequilibrium framework and then decomposes reserve hoarding motivations in static and dynamic model. We find that: China's actual and optimal foreign reserves are surging since 2002 with the later far below the former and their gap extending; China's accumulation of optimal foreign exchange reserves reveals the presence of transaction motivation ,precautionary motivation ,mercantilism motivation ,competitive motivation and the influence of exchange rate volatility. The transaction motivation and competitive motivation are of the largest influence ,and the precautionary motivation is of upward trending since 2006 ,while the mercantilism motivation and exchange rate factor are of weak influence; The lower adjustment coefficient λ finally leads to China's high optimal foreign reserves. Export – oriented economic development mode ,compulsory foreign exchange settlement regime and lack of foreign exchange rate flexibility lead to the lower adjustment coefficient λ .

Key Words: Convergence; Spatial Effect; Effect Decomposition; Optimal Foreign Reserve; Quantitative Characteristics; Motivation Decomposition; Adjustment Speed

JEL Classification: E42; F31; F33;

(责任编辑: 陈永清)