

人民币境外流通对我国经济影响的实证分析*

马荣华

(西南财经大学 金融学院, 四川 成都 610074)

摘要:文章首先设计了一个理论模型估计1988~2004年之间人民币每年在境外流通的数量;然后采用相关分析法和最小二乘法分析人民币跨境流通对我国经济内外均衡主要指标的影响。研究表明:人民币跨境流通对人民币名义汇率的影响甚微,对我国的通货膨胀率、城镇登记失业率、国内生产总值、财政赤字、净出口额、外债余额和外汇储备均有一定程度的影响。根据实证分析的结果,文章提出,在境外流通的人民币中,通过非法途径流出的人民币占有相当大的比例,并对此提出了相应的政策建议。

关键词:人民币境外流通;规模;经济影响;实证分析

中图分类号:F831.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)04-0035-14

目前有关人民币境外流通对我国经济影响的分析都是定性的,这种定性分析一方面说服力不够,另一方面也不能告诉我们对经济影响的程度到底有多大。本文尝试对人民币境外流通的经济影响做定量分析。

一、人民币境外流通规模的估计

(一)思路

我国境内流通的人民币数量和一些宏观经济变量保持着一种稳定的关系,而且这种稳定关系长期保持不变。具体而言,境内流通的人民币和部分宏观经济变量存在如下的关系:

$$\ln\left(\frac{M_0}{P}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{GDP}{P}\right) + \alpha_2 r + \alpha_3 X + \epsilon \quad (1)$$

方程式左边代表本地需求的流通货币现金,它一般是与国民收入同方向变动,与利率水平反方向变动,与货币化^①程度同方向变动。方程右边第二项是国民收入,第三项是利率水平,第四项是描述经济货币化过程的。由于货币化过程不能直接观测到,而要做计量分析,必须寻找一个可观测的变量描述货

收稿日期:2006-01-12

作者简介:马荣华(1972—),男,江西赣县人,西南财经大学金融学院博士生。

币化过程,这个变量与货币化过程有较高的相关性。我们选择城镇人口占总人口的比例估计货币化程度^②。经济学界一致认为我国的经济货币化进程开始于1978年,但是关于我国的货币化进程在哪一年结束有争论,但多数学者认为我国的货币化进程在1992年结束。假定我国1958~1977年之间的货币化程度是1,1978~1992年之间的货币化程度使用这些年的城镇人口占总人口比率与1977年的城镇人口占总人口比率之比来衡量,认为1993~2004年之间的货币化程度与1992年一样。

假设人民币境外流通是1988年之后才发生的,于是把我国的数据分为两个时段:1958~1987年和1988~2004年。使用1958~1987年的数据估计出我国境内需求的货币和宏观经济变量之间的稳定关系,再使用这种稳定关系来推测1988~2004年我国境内需求的货币,最后使用我国1988~2004年实际供给的货币和推测出来的货币之间的缺口来判断人民币境外流通的数量。

(二)数据的选取

M_0 是流通中现金,GDP是国内生产总值,X是货币化程度,r是我国的实际利率,即我国的名义利率与通货膨胀率之差,选择我国城乡居民储蓄存款一年期定期(整存整取)利率作为名义利率的代表,选择我国的商品零售价格指数年变动率作通货膨胀率的代表。1985年之前的 M_0 和1977年之前的GDP来自《新中国五十年统计资料汇编》;1985年之后的 M_0 、1977年之后的GDP、历年商品零售价格指数和城镇人口占总人口比率来自历年的《中国统计年鉴》;历年的名义利率来自每年的《中国金融统计年鉴》。

(三)对第一时段数据的分析(1958~1987年)

1. 对方程(1)中的变量进行单位根检验

本文采取的单位根检验方法是 ADF 检验法,得出结论(见表1)。

表1 时间系列 ADF 检验

变量名	ADF 检验值	(t,c,n)	Mackinnon 临界值
$\ln(M_0/P)$	2.2007	(0,0,1)	-1.9535**
$\Delta \ln(M_0/P)$	-3.4983	(0,c,1)	-2.9750**
$\ln(GDP/P)$	-5.3999	(t,c,1)	-4.3226*
$\Delta \ln(GDP/P)$	-4.5540	(0,c,1)	-3.6959*
r	-3.7248	(0,c,1)	-3.6852*
Δr	-4.5742	(0,c,1)	-3.6959*
C	1.8348	(0,0,1)	-1.6221*
ΔC	-3.6718	(t,c,1)	-3.5867**

注:t表示趋势项,c表示截距项,n表示滞后变量阶数,*代表显著性水平为1%,**代表显著性水平为5%。

从表1可以看出,方程(1)中的 $\ln(M/P)$ 和X是平稳序列, $\ln(GDP/P)$ 和r是平稳的时间序列。所以在此回归中的四个变量,存在协整的关系。

2. 回归分析

对方程(1)进行回归分析,得到:

$$\ln\left(\frac{M_0}{P}\right) = 3.1837 + 0.7877\ln\left(\frac{GDP}{P}\right) - 0.02277r + 2.1236X \quad (2)$$

表2显示对方程(2)的回归结果。

表2 回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.183665	0.325422	-9.783194	0.0000
Y	0.787706	0.064803	12.15544	0.0000
R	-0.022767	0.005449	-4.178053	0.0003
X	2.123587	0.281380	7.547033	0.0000
R-squared	0.979268	Mean dependent var		5.154667
Adjusted R-squared	0.976876	S. D. dependent var		0.750929
S. E. of regression	0.114192	Akaike info criterion		-1.378311
Sum squared resid	0.339033	Schwarz criterion		-1.191485
Log likelihood	24.67467	Schwarz criterion		409.3621
Durbin-Watson stat	1.264116	Prob(F-statistic)		0.00000

注:Y是真实国内生产总值;R是实际利率水平;X是经济货币化程度,C是常数项。

由表2可以看出,各项变量系数所对应的t值、拟合优度 R^2 值、F统计量等都非常理想,DW值显示可近似看作不存在一阶自相关性。

3. 异方差检验(White 检验)

表3 异方差检验

F-statistic	1.714766	Probability	0.162610
Obs* R-squared	9.272181	Probability	0.158839

检验统计量 $nR^2 = 9.2722 < 14.0671$, 其中 $\chi_{0.05}^2(7) = 14.0671$ 是临界值, 因此在5%的显著性水平上不存在异方差。所以(2)式表示了该时期货币供给总量与其他一些宏观经济变量间存在的稳定关系。我们再对该回归所得的残差项做单位根检验, 得到 ADF 检测值为 -4.9263, 对应显著性水平1%的临界值为 -3.6852^③。显然, 该残差是一个平稳的时间序列。验证了在此回归中的四个变量存在协整的关系。

(四)对第二时段的 M_0 的分析(1988~2004年)

把1988~2004年的数据代入方程(2), 可以预测出1988~2004年之间的 $\ln(M_0/P)$, 把预测值和真实值相对比, 就可以计算出1988~2004年之间的境外人民币占总人民币数量的比率及境外人民币的具体数量, 结果见表4。

表4 境外人民币数量

变量 年别	$\ln \frac{M_0}{P}$ 真实值	$\ln \frac{M_0}{P}$ 预测值	境外人民币占 总人民币比率 (单位: %)	境外人民币 (M_0)
1988	7.01	7.2361	-25.37	-541.4
1989	6.94	7.2064	-30.52	-715.4

续表4 境外人民币数量

变量 年别	$\ln \frac{M_0}{P}$ 真实值	$\ln \frac{M_0}{P}$ 预测值	境外人民币占 总人民币比率 (单位:%)	境外人民币 (M_0)
1990	7.04	6.9076	12.4	327.9
1991	7.19	7.0695	11.3	359.1
1992	7.45	7.4037	4.53	196.4
1993	7.63	7.6292	0.08	4.692
1994	7.65	7.8964	-27.94	-2036.4
1995	7.59	7.8021	-23.62	-1862.5
1996	7.64	7.6987	-6.05	-532.5
1997	7.78	7.6094	6.81	693.1
1998	7.90	7.7359	15.13	1695.2
1999	8.11	7.8386	23.77	3198.4
2000	8.21	7.9661	21.64	3170.8
2001	8.29	8.0529	21.1	3310.3
2002	8.40	8.1175	24.6	4250.4
2003	8.53	8.2326	25.7	5074.7
2004	8.56	8.4488	10.35	2173.5

注:境外人民币数量的符号为负表示人民币不在境外流通,而外币(美元、港币等)则在我国境内流通。

二、人民币境外流通对我国经济影响的实证分析

(一)数据的选择

在开放经济下,一国经济的均衡发展可归结为内部均衡与外部均衡的协调发展。内部均衡主要表现为价格稳定、充分就业、经济增长等目标的实现;而外部均衡则主要是通过国际收支的均衡来反映。在本研究中,我们选取1988~2004年消费物价指数年增长率、城镇登记未就业人数、国内生产总值和财政赤字作为内部均衡的指标,选取1988~2004年的净出口额、外债余额、外汇储备和人民币名义汇率作为外部均衡的指标。1988~2004年的人民币境外流通规模的数据来自前面测算出来的数据,城镇登记未就业人数(万人)来自历年的《中国劳动统计年鉴》,消费物价指数、国内生产总值(亿人民币元)、财政收支差额(亿人民币元)、净出口额(亿人民币元)、外债余额(亿美元)、外汇储备(亿美元)和年平均人民币名义汇率(人民币/美元)来自历年的《中国统计年鉴》,通货膨胀率(%)用居民消费物价指数的年变动率表示。

(二)实证方法

首先对1988~2004年的各种内外均衡指标与人民币境外流通的规模进行相关性分析,如果它们之间具有相关性,就建立描述这些变量之间关系的计量模型,使用最小二乘法进行回归分析,如果回归结果中的t统计量、调整的可决系数、F统计值都通过了检验,再进行自相关性和异方差检验,如果随机误差项存在自相关性和异方差,则对原模型进行修改,最后,找出经过综合比

较后最佳的模型。

(三)人民币境外流通对我国内部均衡影响的实证分析

1. 人民币境外流通与我国的通货膨胀率(P)

(1)相关性分析

表5 人民币境外流通与我国通货膨胀率相关表

	M	M(-1)	M(-2)
P	-0.814871	-0.544306	-0.281659

由表5可见,我国的通货膨胀率和人民币境外流通规模的相关性很高,和滞后一期的人民币境外流通规模也具有相关性,但是和滞后二期的人民币境外流通规模不具有相关性。

(2)建立模型

$$P = \alpha_0 + \alpha_1 M + u \quad (3)$$

表6显示对方程(3)的回归结果。

表6 回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.55220	1.355254	7.786142	0.0000
M	-0.003170	0.000582	-5.444696	0.0001
R-squared	0.664014	Mean dependent var		7.052941
Adjusted R-squared	0.641615	S. D. dependent var		8.217749
S. E. of regression	4.919578	Akaike info criterion		6.134453
Sum squared resid	363.0337	Schwarz criterion		6.232479
Log likelihood	-50.14285	F-statistic		29.64471
Durbin-Watson stat	0.997703	Prob(F-statistic)		0.000068

由表6分析可知 $DW=0.9977$, 给定显著性水平 $\alpha=0.05$, 查表得, 在 $n=17, k'=1$ 时, $d_L=1.133, d_U=1.381$, 因为 DW 统计量小于 d_L , 因此, 随机误差项存在正的一阶自相关, 要修正模型。

(3)修正模型, 加入 AR(1) 和 AR(2)

表7 加入 AR(1) 和 AR(2) 的回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.306480	1.122084	8.293924	0.0000
M	-0.002773	0.000532	-5.208337	0.0003
AR(1)	0.695774	0.219626	3.168003	0.0090
AR(2)	-0.635573	0.217026	-2.928550	0.0137
R-squared	0.838033	Mean dependent var		5.540000
Adjusted R-squared	0.793860	S. D. dependent var		7.503980
S. E. of regression	3.407008	Akaike info criterion		5.512725
Sum squared resid	127.6848	Schwarz criterion		5.701538
Log likelihood	-37.34544	F-statistic		18.97163
Durbin-Watson stat	1.992740	Prob(F-statistic)		0.000118

由表7分析可知:第一,常数项、M、AR(1)和AR(2)各自的系数的t统计量在1%水平上显著,说明它们对因变量都有很强的解释能力。第二,调整的 R^2 值为0.79,比原方程提高了拟合度。第三,F统计值在1%水平上高度显著,说明变量间呈高度线性。第四, $DW=1.99274$,给定显著性水平 $\alpha=0.05$,查表得,在 $n=15, k'=3$ 时, $d_L=0.814, d_U=1.750$,因为 $d_U < d < 4-d_U$,所以不存在一阶自相关性。第五,异方差检验见表8。

表8 异方差检验

F-statistic	0.261794	Probability	0.773953
Obs* R-squared	0.627123	Probability	0.730839

检验统计量 $nR^2 = 0.627123 < 14.0671$, 其中 $\chi_{0.05}^2(7) = 14.0671$ 是临界值,因此在5%的显著水平上,不存在异方差。

(4)最终模型

$$P = 9.030648 - 0.002773 M + u(t), u(t) = e(t) + 0.695774e(t-1) - 0.635573 e(t-2) \\ (8.2939) \quad (-5.2083) \quad (3.168) \quad (-2.9286)$$

可见,人民币境外流通量每增加1亿元,我国的通货膨胀率降低0.002773%。

2. 人民币境外流通与我国的城镇登记失业人口数(U)

(1)相关性分析

表9 人民币境外流通与我国城镇登记失业人口的相关表

	M	M(-1)	M(-2)
U	0.73667	0.768221	0.744946

由表9可见,未就业人数与人民币境外流通规模以及人民币境外流通规模滞后一期至二期的相关性都很高,其中,同滞后一期的人民币境外流通规模的相关性是最高的。

(2)建立模型

$$UNEM = \alpha_0 + \alpha_1 M(-1) + u \quad (4)$$

表10显示对方程(4)的回归结果。

表10 回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	512.4762	35.20602	14.55649	0.0000
M(-1)	0.049768	0.012726	3.910767	0.0018
MA(1)	0.989949	0.000506	1954.734	0.0000
R-squared	0.857763	Mean dependent var		552.1875
Adjusted R-squared	0.835881	S. D. dependent var		155.5126
S. E. of regression	63.00071	Akaike info criterion		11.29153
Sum squared resid	51598.16	Schwarz criterion		11.43639
Log likelihood	-87.33224	F-statistic		39.19845
Durbin-Watson stat	1.159086	Prob(F-statistic)		0.000003
Inverted MA Roots	-0.99			

由表 10 分析可知:第一,常数项、 $M(-1)$ 和 $MA(1)$ 的系数的 t 统计量在 1% 的水平是显著的。第二,方程的拟合度非常好。第三, F 统计值在 1% 水平上高度显著,说明变量间呈高度线性。第四, $DW=0.479419$, 给定显著性水平 $\alpha=0.05$, 查表得, 在 $n=16, k'=2$ 时, $d_L=0.982, d_U=1.539$, 因为 $d_U < d < 4-d_U$, 所以不存在一阶自相关性。第五, 异方差检验结果见表 12。

表 11 异方差检验

F-statistic	0.179213	Probability	0.837958
Obs* R-squared	0.429304	Probability	0.806822

检验统计量 $nR^2=0.4293 < 11.0705$, 其中 $\chi_{0.05}^2(5)=11.0705$ 是临界值, 因此在 5% 的显著性水平上, 无法拒绝原假设, 不存在异方差。

(3) 最终模型

$$UNEM = 512.4762 + 0.49768 M(-1) + u(t), u(t) = e(t) + 0.989949 e(t-1). \\ (14.5565) \quad (3.9108) \\ (1954.734)$$

可见, 滞后一期的人民币境外流通规模每增加 1 亿元, 就会引起我国的未就业人口增加 4977 个。

3. 人民币境外流通与我国的 GDP

(1) 相关性分析

表 12 人民币境外流通与我国的 GDP 的相关表

	M	M(-1)	M(-2)
GDP	0.783368	0.768561	0.714566

由表 12 可见, 我国的 GDP 与人民币境外流通规模以及人民币境外流通规模滞后一期至二期的相关性都很高, 其中, 同当期的人民币境外流通规模的相关性是最高的。

(2) 建立模型

$$G = \alpha_0 + \alpha_1 M + u \quad (5)$$

在分析中, 加入了 $ar(1)$ 和 $ma(1)$, 提高方程的拟合性(见表 13)。

表 13 加入 $ar(1)$ 和 $ma(1)$ 后的回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	32497745	6.05E+09	0.005375	0.9958
M	-3.324326	1.203031	-2.763292	0.0172
AR(1)	0.999690	0.060949	16.40217	0.0172
MA(1)	0.891709	0.057151	15.60261	0.0000
R-squared	0.985297	Mean dependent var		67146.62
Adjusted R-squared	0.981621	S. D. dependent var		37746.66
S. E. of regression	5117.240	Akaike info criterion		20.13094
Sum squared resid	314E+08	Schwarz criterion		20.32408
Log likelihood	-157.0475	F-statistic		268.0543
Durbin-Watson stat	1.620275	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	1.00			
Inverted MA Roots	-0.89			

由表 13 分析可知:第一,常数项的 t 统计值不显著,可以从模型中去掉。 M 的系数在 5%的水平上显著,AR(1)和 MA(1)的系数在 1%的水平上高度显著。第二,方程的调整的 R 检验值为 0.9816,方程的拟合度不错; F 统计量在 1%水平上高度显著,反映变量间呈高度线性,回归方程高度显著。第三, $DW=1.62$,基本可以排除残差自相关。第四,异方差检验结果见表 14。

(3)异方差检验

表 14 异方差检验

F-statistic	1.160937	Probability	0.343641
Obs* R-squared	2.424638	Probability	0.297507

在 5%显著性水平上无法拒绝原假设,模型不存在异方差。

(3)最终模型

$$GDP = 32497745 - \frac{3.3243}{(-2.7633)} M + u(t), u(t) = e(t) - \frac{0.8917e}{(15.6026)} (t-1) + \frac{0.99969}{(16.4022)} u(t-1)$$

可见,境外流通的人民币每增加 1 亿元,GDP 就减少 3.3243 亿元。

4. 人民币境外流通与我国的(中央)财政赤字(Deficit)

(1)相关性分析

表 15 人民币境外流通与我国中央财政赤字的相关表

	M	M(-1)	M(-2)
Deficit	0.893445	0.914548	0.891626

由表 15 可见,我国的财政赤字与人民币境外流通规模以及人民币境外流通规模滞后一期至二期高度相关,其中,同滞后一期的人民币境外流通规模的相关性是最高的。

(2)建立模型

$$Deficit = \alpha_0 + \alpha_1 M(-1) + u \quad (6)$$

表 16 显示对方程(6)的回归结果。

表 16 回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	819.4366	192.7704	4.250843	0.0009
M(-1)	0.480041	0.068018	7.057565	0.0000
MA(1)	0.939763	0.060446	15.54728	0.0000
R-squared	0.922713	Mean dependent var		1269.520
Adjusted R-squared	0.910823	S. D. dependent var		1180.572
S. E. of regression	352.5484	Akaike info criterion		14.73561
Sum squared resid	1615775	Schwarz criterion		14.88047
Log likelihood	-114.8849	F-statistic		77.60249
Durbin-Watson stat	1.813517	Prob(F-statistic)		0.00000
Inverted MA Roots	0.94			

F-statistic	0.378039	Probability	0.692496
Obs* R-squared	0.879411	Probability	0.644226

$$\text{Deficit} = \underset{(4.2508)}{819.4366} + \underset{(7.0576)}{0.480041M}(-1) + u(t), u(t) = e(t) - \underset{(15.5473)}{0.939763} e$$

	M	M(-1)	M(-2)
EXPR	0.56775	0.409141	0.239257

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1050.014	440.3403	2.384551	0.0318
M	0.308591	0.161816	1.907043	0.0772
MA(1)	0.904709	0.078696	11.49626	0.0000
R-squared	0.650653	Mean dependent var		1365.771
Adjusted R-squared	0.600746	S. D. dependent var		1318.405
S. E. of regression	833.0542	Akaike info criterion		16.44686
Sum squared resid	9715709	Schwarz criterion		16.59390
Log likelihood	-136.7983	F-statistic		13.03739
Durbin-Watson stat	1.783439	Prob(F-statistic)		0.000635

• 43 •

的系数在 10% 的水平上是显著的, MA(1) 的系数在 1% 的水平上是显著的。第二, $\text{Adj. } R^2 = 0.6$, 说明方程的拟合度还可以。第三, F 统计值在 1% 水平上高度显著。第四, $DW = 1.7834$, 给定显著性水平 $\alpha = 0.05$, 查表得, 在 $n = 17$, $k' = 2$ 时, $d_L = 1.015$, $d_U = 1.536$, 因为 $d_U < d < 4 - d_U$, 所以不存在一阶自相关性。第五, 异方差检验结果见表 20。

表 20 异方差检验

F-statistic	0.297926	Probability	0.746947
Obs* R-squared	0.693998	Probability	0.706806

检验统计量 $nR^2 = 0.694 < 11.0705$, 其中 $\chi_{0.05}^2$ 是临界值, 因此在 5% 的显著性水平上, 无法拒绝原假设, 不存在异方差。

(3) 最终模型

$$\text{EXPR} = 1050.014 + 0.308591M + u(t), u(t) = e(t) + 0.904709e(t-1)$$

(2.3846) (1.907) (11.496)

可见, 人民币境外流通规模每增加 1 亿元, 就会引起我国的净出口增加 0.308591 亿元。

2. 人民币境外流通与我国的外债余额(FD)

(1) 相关性分析

表 21 人民币境外流通与我国的外债余额相关表

	M	M(-1)	M(-2)
FD	0.802287	0.787957	0.731348

由表 21 可见, 我国的外债余额与当期的人民币境外流通、滞后一期至二期的人民币境外流通都高度相关, 其中与当期的人民币境外流通相关性最高。

(2) 建立模型

$$FD = \alpha_0 + \alpha_1 M(-1) + u \quad (8)$$

表 22 显示对方程(8)的回归结果。

表 22 回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1068.929	123.2887	8.670126	0.0000
M(-1)	0.166113	0.048541	3.422116	0.0045
MA(1)	0.809815	0.188872	4.287643	0.0009
R-squared	0.823142	Mean dependent var		1225.771
Adjusted R-squared	0.795934	S. D. dependent var		540.5967
S. E. of regression	244.2076	Akaike info criterion		14.00127
Sum squared resid	775285.5	Schwarz criterion		14.14614
Log likelihood	-109.0102	F-statistic		30.25275
Durbin-Watson stat	1.3817136	Prob(F-statistic)		0.000013

由表 22 分析可知: 第一, 常数项、M(-1) 和 MA(1) 的系数都在 1% 的水平上是高度显著的。第二, $\text{Adj. } R^2 = 0.7959$, 说明方程的拟合度很好。第三,

F 统计值在 1% 水平上高度显著。第四, $DW=1.3871$, 给定显著性水平 $\alpha=0.05$, 查表得, 在 $n=16, k'=2$ 时, $d_L=0.982, d_U=1.539$, 可近似看作不存在自相关。第五, 异方差检验结果见表 23。

表 23 异方差检验

F-statistic	0.239759	Probability	0.790221
Obs* R-squared	0.569180	Probability	0.752323

检验统计量 $nR^2=0.56918<11.0705$, 其中 $\chi_{0.05}^2(5)=11.0705$ 是临界值, 因此在 5% 的显著性水平上, 无法拒绝原假设, 不存在异方差。

(3) 最终模型

$$FD=1068.929+0.166113M(-1)+u(t), u(t)=e(t)+0.809815e(t-1)$$

(8.67) (3.422) (4.2876)

可见, 滞后一期的人民币境外流通规模每增加 1 亿元, 就会引起我国的外债余额增加 0.166 亿美元。

3. 人民币境外流通与我国的外汇储备(FR)

(1) 相关性分析

表 24 人民币境外流通与我国外汇储备的相关表

	M	M(-1)	M(-2)
FR	0.77437	0.815062	0.776599

可见, 我国的外汇储备与当期的人民币境外流通、滞后一期至二期的人民币境外流通都相关, 其中与滞后一期的人民币境外流通相关性最高。

(2) 建立模型

$$FR=\alpha_0+\alpha_1M(-1)+u \quad (9)$$

表 25 显示对方程(9)的回归结果。

表 25 回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1002.319	372.5434	2.690477	0.0185
M(-1)	0.606108	0.137143	4.419543	0.0007
MA(1)	0.893844	0.086520	10.33106	0.0000
R-squared	0.844932	Mean dependent var		1516.311
Adjusted R-squared	0.821075	S. D. dependent var		1645.775
S. E. of regression	696.1541	Akaike info criterion		16.09638
Sum squared resid	6300198	Schwarz criterion		16.24124
Log likelihood	-125.7710	F-statistic		35.41712
Durbin-Watson stat	1.155201	Prob(F-statistic)		0.000005

由表 25 分析可知: 第一, 常数项的 t 统计值在 5% 的水平上是显著的, $M(-1)$ 和 $MA(1)$ 的系数的 t 统计值都在 1% 的水平上是显著的。第二, $Adj. R^2=0.821075$, 说明方程的拟合度很好。第三, F 统计值在 1% 水平上高

度显著,第四, $DW=1.155$,可近似看作不存在自相关。第五,异方差检验结果见表 26。

表 26 异方差检验

F-statistic	7.532031	Probability	0.006724
Obs* R-squared	8.588386	Probability	0.013648

检验统计量 $nR^2 = 8.5884 < 11.0705$, 其中 $\chi_{0.05}^2(5) = 11.0705$ 是临界值, 因此在 5% 的显著性水平上, 无法拒绝原假设, 不存在异方差。

(3) 最终模型

$$\text{FR} = 1002.319 + 0.606108M(-1) + u(t), u(t) = e(t) + 0.893844e(t-1)$$

(2.69)
(4.42)
(10.331)

可见,滞后一期的人民币境外流通规模每增加 1 亿元,就会引起我国的外汇储备增加 0.6061 亿美元。

4. 人民币境外流通与人民币名义汇率(E)

表 27 人民币境外流通与人民币名义汇率的相关表

	M	M(-1)	M(-2)
E	0.29677	0.299438	0.288558

从表 27 的相关性分析可以看出,人民币名义汇率与人民币境外流通及其滞后一期至二期的相关系数绝对值都远低于 0.50,相关性非常低。可以说,人民币境外流通对人民币名义汇率的影响很小。

三、结论与启示

(一) 结论

第一,人民币境外流通对我国经济的内部均衡的不利影响多于有利影响。人民币境外流通规模每增加 1 亿元,我国的通货膨胀率降低 0.002773%, GDP 就减少 3.3243 亿元,滞后一期的人民币境外流通规模每增加 1 亿元,我国的未就业人口增加 4977 个,财政赤字增加 0.48 亿元。

第二,人民币境外流通对我国经济的外部均衡的有利影响多于不利影响。人民币境外流通规模每增加 1 亿元,我国的净出口增加 0.308591 亿元,实际利用的外资金额就减少 0.033556 亿美元,滞后一期的人民币境外流通规模每增加 1 亿元,我国的外债余额增加 0.166 亿美元,外汇储备增加 0.6061 亿美元。

(二) 启示

根据上述结果,我们可以认为:在境外流通的人民币中,通过非法途径流出的人民币占有相当大的比例。不管人民币是通过什么途径流出的,都会使我国境内的货币供给量减少,从而导致我国的物价水平下降,但是,通过非法途径(毒品走私、跨境赌博和跨境“洗钱”)流出的人民币不仅不代表境外的经济资源向我国转移,而且会导致我国的经济资源向境外转移,通过这种方法流

出的人民币本质上是我国资金的外逃,不仅不会给我国带来铸币税收入,而且会使国内投资规模缩小,就业减少,失业人口增加,损害国内经济的增长,使得我国的GDP减少。为了获得优惠政策的好处,很多非法流出的人民币,又再返回到境内投资,这些“假外资”使我国的财政税收减少,并增加一国的投资成本,导致财政赤字上升。“假外资”的流入有一部分是以债务资本的方式进入,故人民币境外流通的增加可能导致外债的增加,由于“外资”企业产品的出口比例通常大于内资企业,故“外资”替代内资就可能使出口增加,同时人民币非法输出引起的经济增长速度放慢会减少我国的进口,所以可能使得我国的净出口增加,最终又导致外汇储备的增加。

针对上面分析的结果,政府可以采取的措施有:严厉打击人民币的非法输出;在外资的引进过程中对外资的来源严加审查;逐步缩小内外资待遇上的差别。

注释:

- ①货币化是指通过货币进行的经济活动的比例不断增加。
- ②易纲(1996)、王安兴和孙琼(1997)及李准晔(1999)都使用城镇人口占总人口的比例来描述经济货币化过程,这种办法的缺点是它只能模拟货币化过程的某一部分。
- ③有截矩项,没有趋势项,滞后阶数是1。

参考文献:

- [1]易纲. 中国的货币、银行和金融市场:1984~1993[M]. 上海:上海三联书店,上海人民出版社,1996:124~130.
- [2]谢平. 中国金融制度的选择[M]. 上海:上海远东出版社,1996:39~47.
- [3]R·I·麦金农. 经济市场化的次序——向市场经济过渡时期的金融控制[M]. 上海:上海人民出版社,1996:263~269.
- [4]张杰. 中国金融制度的结构与变迁[M]. 太原:山西经济出版社,1998:51~81.
- [5]World Bank. China reform of state-owned enterprises[R]. 1996,21(6):35~42.
- [6]胡靖,李小宁. 中国货币化进程的阶段性研究[J]. 当代财经. 2002,(3):28~31.
- [7][韩国]李准晔. 中国的货币化过程与通货膨胀[M]. 宏观经济研究. 1999,(5):33~37.
- [8]王安兴,孙琼. 货币替代、货币化过程与货币流通量需求分析[J]. 数量经济技术经济研究. 1997,(2):26~29.

An Empirical Analysis of the Influence over Cross-border Circulation of RMB

MA Rong-hua

(The School of Finance, Southwest University of Finance and
Economics, Chengdu 610074, China)

Abstract: This article first designs a theoretical model to estimate the

quantity of RMB outside China between 1988~2004 and then employs the Correlation Test and OLS approach to measure the effects of the cross-border circulation of RMB on the major economic indices of China's economy. The research results indicate that though the cross-border circulation of RMB has few effect on the exchange rate of RMB, it exerts considerable influence on the nation's inflation rate, the registered unemployment, GDP, the fiscal deficit, the net value of export, the balance foreign debt and the reserve of foreign exchange. According to the results from the empirical analysis, the author points out that the ratio of RBM flowing out illegally to the total amount of RMB outside is very high, which has rather negative influence on the nation's economy. At the end some relevant policy suggestions are given.

Key words: cross-border circulation of RMB; quantity; economic influence; positive analysis

(责任编辑 周一叶)

(上接第 24 页)

Otherwise the employment will decrease when depreciation happens. We assume that an actual depreciation of RMB will increase employment in recognition of the fact that China's relative risk aversion is big. The following empirical study supports the preceding conclusions and undergoes the super exogeneity test of the real exchange rate. Regarding that China's relative risk aversion exhibits a long-run decreasing trend; it is infeasible to over-depend on the weak RMB policy so as to solve the unemployment problem.

Key words: real exchange rate; employment; endogenous labor supply; relative risk aversion

(责任编辑 周一叶)