

基于带汇率项的前瞻预期方程 对人民币汇率弹性化程度的检验

王千红

(东华大学 管理学院, 上海 200051)

摘 要:文章选取 2003~2007 年数据,在测算人民币名义有效汇率的基础上,运用带汇率项的泰勒型规则的前瞻预期方程对我国利率与汇率联动性进行实证分析,探究人民币汇率弹性化前后对利率、通货膨胀以及产出等的影响,提示当前国际金融危机冲击下我国汇率弹性化政策的选择方向。

关键词:人民币有效汇率;前瞻预期方程;货币政策工具;协整检验

中图分类号:F830.92

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2009)22-0124-04

1 加入汇率因素的泰勒规则

为了研究自由浮动汇率制度下日元汇率变化对日本货币政策的影响,Danne, Christian & Schnabl, Gunther (2008)在 Clarida, R. & Gali, J. & Gertler, M. (1998)提出的泰勒型规则的前瞻预期方程^[1]中加入了汇率因素,形成了以下方程^[2]:

$$\dot{i}_t = \bar{i} + \beta(E[\pi_{t+12}|\Omega_t] - \pi_t^*) + \gamma(E[y_t|\Omega_t] - y_t^*) + \delta(e_t - e_t^*) \quad (1)$$

其中, \dot{i}_t 是中央银行在 t 期的目标名义利率; \bar{i} 表示当通

货膨胀和产出处于目标水平时所期望的名义利率; $E[\pi_{t+12}|\Omega_t]$ 表示中央银行根据在制定利率水平时所获得的信息集 Ω_t 对从 t 到 $t+12$ 时期的通货膨胀率 π_{t+12} 进行预测; π_t^* 是目标通货膨胀率; $E[y_t|\Omega_t]$ 表示中央银行根据其掌握的信息集 Ω_t 对从 t 到 $t+12$ 时期的产出 y_t 进行预测; y_t^* 是目标产出水平; e_t 是 t 期预期汇率; e_t^* 目标名义汇率。

该方程假设在中央银行的货币政策的利率规则实施时当期产出是未知的,但只需极小的信息成本即可获得汇率 e_t 。这样中央银行就可以依据各变量值的缺口状况实施货币政策的利率规则。如果预期通货膨胀 ($E[\pi_{t+12}|\Omega_t]$) 超过 (或低

策效应弱化。随着资本账户的不断开放,人民币汇率和利率的市场化进程应逐步加快,有助于提高货币政策的独立性和有效性。

(2) 资本账户实现完全自由兑换是人民币国际化的必由之路。截止 2009 年 3 月底,我国已有 11 项实现可兑换,22 项基本实现或部分实现可兑换,尚有 11 项不可兑换,主要是外资还不可以直接投资人民币证券产品,人民币也不可以对境外投资(戴相龙,2009)。此次金融危机对我们是挑战,更是机遇,危机可能加快现行国际货币体系重构,要提高人民币的国际地位,必须创造条件加快推进人民币资本项目下可兑换,主要放宽中国对外的投资,包括居民对外直接投资、股票投资、债券投资等,以及放宽发行国际债券和对外借款等国际融资限制。

(3) 灵活运用多种货币政策工具,强化金融监管手段。西方发达国家通常采用利率等手段调节货币供给量,而我国长期采用信贷政策,尽管近年来已注重利率、汇率等工具的运用,但由于货币市场和资本市场的市场化程度较低,资产价格难以准确反映市场供求状况,也阻碍了货币政策的有效性。随着金融市场化改革的推进,应灵活运用多种货币政策工具,主要包括:适度调节存款准备金率和存贷款基准利率、发行央行票据、扩大汇率浮动范围、加强“窗口指导”和风险提示、引导商业银行合理安排信贷投放进度和结构、强化公

开市场操作能力等,在推动金融创新的同时,必须加强金融市场监测,强化金融机构管理,大力推进存款保险立法及制度建设进程,对我国巨额外汇储备资产加强管理,努力实现保值和增值。密切关注国际游资的动向,加强预警和监控,有效防范金融风险。

参考文献:

- [1] 易纲, 汤弦. 汇率制度“角点解假设”的一个理论基础[J]. 金融研究, 2001, (8).
- [2] 陈雨露, 周晴. 资本项目开放度和实际利差分析[J]. 金融研究, 2004, (7).
- [3] 戴相龙. 全球金融危机下的国际资本流动[J]. 中国金融, 2009, (12).
- [4] 倪权生, 潘美丽. G20 国家资本账户开放度比较研究——基于改进的约束式测度法[J]. 世界经济研究, 2009, (2).
- [5] 和萍. 渐进资本开放下中国货币政策的独立性[J]. 经济理论与经济管理, 2006, (11).
- [6] Mundell, Robert A. Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates [J]. Canadian Journal of Economics and Political Science, 1963, 29.
- [7] Krugman, Paul R. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes in Real Financial Linkages among Open Economies [M]. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1987.

(责任编辑/李友平)

于)目标通货膨胀率(π_t^*),中央银行将提高(或降低)目标名义利率 i_t^* 。同样,如果当期产出水平低于(或高于)目标产出水平 y_t^* ,中央银行将降低(或提高)利率。

$\delta(e_t, e_t^*)$ 项的加入,表明目标名义汇率(e_t^*)和预期汇率(e_t)的差额会通过以下几个方面影响中央银行的货币政策。其一,汇率缺口通过影响通货膨胀预期和产出,造成实际利率和名义利率的缺口,影响中央银行调整货币政策的抉择。其二,名义汇率偏离货币当局的预期目标汇率水平 e_t^* ,将促使货币当局降低(或提高)利率。

基于货币政策选择前瞻性的需要,中央银行总是试图避免利率的频繁变动,保持利率规则的稳定性,于是在考虑平滑利率的运动路径的条件下,我们根据许多研究者的结论,通过加进了代表中央银行利率平滑行为的调整系数 ρ ,形成了通过利率平滑以消除货币市场冲击下的利率规则:

$$i_t = (1-\rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad (2)$$

其中,调整系数 ρ 代表利率平滑度; i_t 代表中央银行在时刻 t 设定的短期名义利率,这一利率取决于目标利率 i_t^* 和前一期利率 i_{t-1} ,假定误差项 v_t 服从正态分布。

综合方程(1)和方程(2),定义一个常数 $\alpha \equiv i_t^* - \beta \pi_t^*$,消除不可观测的预测变量,得到用于检验的最终方程:

$$i_t = (1-\rho)[\alpha + \beta \pi_t + \gamma(y_t - y_t^*) + \delta(e_t - e_t^*)] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 $\varepsilon_t = -(1-\rho)(\beta(\pi_t - E[\pi_{t+12}|\Omega_t]) + \gamma(y_t - y_t^* - E[y_t - y_t^*|\Omega_t])) + v_t$ 为不可观测的预测变量和误差项 v_t 的线性组合,并将其表示为整体误差项。

2 观测期的选择和样本数据的计算分析^①

为了揭示近期人民币汇率浮动与货币政策中介目标之间的相关性,特别是反映2005年7月人民币汇率形成机制改革前后,人民币利率变动与人民币名义有效汇率波动之间的相互影响关系。本文选取2003年1月至2007年12月作为观测期,并选取2003年1月为文中自设指标的基期。在分析中针对研究目的,再将观测期划分为2003年1月至2005年7月和2005年8月至2007年12月两个子区间。

2.1 汇率指标

本文选取名义有效汇率作为考察的汇率变量^②。名义有效汇率是一种指数,它是对本国和其贸易伙伴国及竞争国的双边汇率指数的一种加权平均,运用名义有效汇率能相对全面地反映一国货币的价值,其计算公式为:

$$\text{名义有效汇率(NEER)} = \sum A \text{ 国名义汇率} \times \text{权重}$$

其中权重是描述本国与伙伴国之间经济联系的相对权重。本文采用进出口贸易权重,即A国与中国进出口贸易额/中国总贸易额来研究中国与伙伴国的经济联系。计算贸易权重时所包含的国家越多,计算出的名义有效汇率越精确,但

一般占总贸易量70%已能很好的反映一国的主要贸易情况,因此本文选取美国、日本、中国香港、英国、欧元区国家^③、加拿大、韩国、澳大利亚、新加坡和俄罗斯联邦10个国家和地区作为中国大陆主要贸易伙伴,并且为充分考虑国际贸易对人民币真实价值的影响,本文中的贸易权重选取各年度贸易权重。确定了用以计算权重的主要贸易伙伴后,我们可以根据权重的表达式与名义有效汇率公式计算出2003~2007年我国各主要贸易伙伴的贸易权重以及人民币名义有效汇率^④。

在计算名义有效汇率缺口时,使用2002年1月起的名义有效汇率进行12月向后移动平均,以移动平均的结果作为中国人民银行的目标名义有效汇率(e_t^*)来计算名义有效汇率缺口。运用移动平均值而不使用算术平均值作为计算汇率缺口的参考值,是由于人民币汇率形成机制改革在短时期内使得名义汇率出现了较大的波动,这种较大的波动会随着时间的推移而淡化,并且12月移动平均可以在一定程度上消除季节因素以及偶然因素所带来的非正常波动。

2.2 利率指标

由于市场性利率对于整个金融系统资金期限配置、币种选择等问题起着关键性的作用。因此,对于利率的选择,本文选取全国银行同业拆借市场利率;在利率期限选择上,本文选取月度利率以和其他变量指标在期限上吻合。根据中国人民银行的资料,我们可以得到中国2003年1月至2007年12月1个月的市场平均利率。

2.3 产出指标

国际上一般使用GDP作为衡量一国一段时期产出的指标,并且由于季节性因素的影响,其观测值一般是一个季度经季节性调整后公布一次,这样在同一季度内各月度值变化不大,因此,本文使用GDP季度数据除以3作为GDP月度数据的替代。并且为了便于比较,所有数据均按当月人民币美元汇率折算为美元表示,据此我们可得到2003~2007年我国以美元表示的GDP数据。

在计算产出缺口时,本文运用“霍迪克-普雷斯柯特”剔除法(Hodrick-Prescott Filter)^⑤计算产出趋势,并将其作为目标产出(y_t^*)计算产出缺口。

2.4 通货膨胀指标

国际上普遍使用的CPI指标包含有贸易商品和非贸易商品,适用于在开放经济框架下讨论汇率与货币政策的关系。因此,本文在计算通货膨胀时使用CPI数据,并取2003年1月CPI=100。在进行分析时通货膨胀率 $\pi_t = (CPI_t - CPI_{t-1}) / CPI_{t-1}$,其中CPI数值均为2003年1月为基期的值,以与名义有效汇率在基期上一致。根据中华人民共和国国家统计局公布的数据,运用以上计算公式很容易得到中国国内的通货膨胀率。

在计算通货膨胀缺口时使用自2002年1月数据起的12月向后移动平均,以移动平均的结果作为中国人民银行设定的通货膨胀目标(π_t^*)计算通货膨胀缺口。

①文中数据主要来自于《中国统计年鉴》、中国人民银行网站以及中国国家外汇管理局网站。

②本文考察的是名义利率与汇率之间的关系,如果采用剔除价格因素的实际有效汇率,指标的不统一可能扭曲利率与汇率之间的真实关系。

③德国、法国、比利时、希腊、荷兰、芬兰、意大利、西班牙、葡萄牙、卢森堡、爱尔兰、奥地利12国。

④对于有效汇率还存在一个基期选择问题,理想的考虑,基期应选择国际收支平衡的年份,但由于数据收集以及欧元使用时间的问题,本文中选取2003年1月为计算名义有效汇率的基期。

表 1 对方程(3)进行最小二乘估计(OLS)的结果

Sample	Coefficients				
	α	β	γ	δ	ρ
2003.1~2005.7	1.959642221*** (0.2649665609)	0.194797136*** (0.0606165666)	0.00609322 (0.0065157489)	0.05705641 (0.0428169700)	0.209543652 (0.2565595151)
2005.8~2007.12	1.61275095*** (0.1997010375)	0.392776949*** (0.0630511437)	0.006302428 (0.0039086462)	0.121000313* (0.0596734011)	0.053210543 (0.2393674620)
2003.1~2007.12	1.671465975*** (0.1857648318)	0.355318947*** (0.0569425665)	0.000421941 (0.0005348006)	0.057607585 (0.0359054055)	0.328358997*** (0.15245406801)

圆括号中的值为标准差。***, **, * 分别代表在 1%, 5% 和 10% 的置信水平上显著。各阶段方程 R^2 分别为 0.484536, 0.766437, 0.672159; 修正 R^2 分别为 0.402062, 0.725817, 0.647874。

3 实证分析

3.1 实证分析的逻辑思路

本文在分析的逻辑上分两步:首先对模型中各变量进行单位根检验,并运用最小二乘估计法(Ordinary Least Square, OLS)对模型变量系数进行估计和分析。然后,由于所选取变量为时间序列,可能存在“伪回归”,因此,运用 EG 两步法对回归结果进行协整检验,并在检验结果为协整的前提下尝试构建误差修正模型,并运用其进行人民币汇率与利率短期相关性的研究。

由于本文旨在揭示近期人民币汇率政策与货币政策之间的相关性,特别是反映 2005 年 7 月人民币汇率形成机制改革前后,人民币利率变动与人民币名义有效汇率波动之间的相互影响关系。因此,基于本文主题分析需要,在检验中主要是对比观测期(1)2003 年 1 月至 2005 年 7 月,(2)2005 年 8 月至 2007 年 12 月,以及整个观测期(3)2003 年 1 月至 2007 年 12 月回归系数的变化情况,并由此分析人民币汇率形成机制改革前后我国利率政策与汇率政策相互影响关系的变化;对模型其余变量系数的研究可以反映中国人民银行在进行货币政策决策时考虑因素的不同侧重点。

3.2 实证检验

首先采用 ADF(Augmented Dickey-Fuller Test)检验法对代入方程的数据进行单位根检验,运用计量分析软件 E-views5.0 计算的结果可以看出方程中所使用的变量都是一阶单整的,即为 $I(1)$,满足协整检验的条件。在此基础上,对方程(3)进行最小二乘估计(OLS),回归结果见表 1。

从表 1 中各变量系数的大小可以看出,通货膨胀对中国货币政策有显著影响,而汇率对货币政策的影响并不是十分明显,虽然 2005 年 7 月汇改之后汇率对货币政策的影响有所增强,但相对来说还是比较弱。具体地讲,系数 β 的检验结果比较大,并且对于所有观测期均高度显著;与此同时,系数 δ 的值很小,并且显著程度也不如通货膨胀系数那样明显;回归结果也显示,汇改后系数 δ 无论在数值上还是显著程度上都有显著增强。这为汇改前后,汇率在货币政策决策中所起作用的转变提供了强有力的证据。在升值(贬值)阶段,利率被降低(提高),但效果不明显,这与熊鹏(2005)的研究结果是一致的。

对于三个样本区间,系数 δ 都是正数,至少有两个理由可以对其进行解释:

首先,由于汇率升值将削弱出口商品在国际市场上的竞争力,对于中国这样一个贸易大国(特别是以出口加工为主的劳动密集型贸易),中国人民银行将降低利率以缓解人民

币的升值压力,以此来维持国内经济的增长;

其次,由于中国拥有巨额的海外资产,这些资产是以外币计值的(大多数为美元、日元和欧元),人民币升值减少了这些资产的人民币价值,中国人民银行将降低利率来稳定汇率以消除外汇头寸风险。

具体来看,对于从 2003 年 1 月到 2007 年 12 月的整个观测期,系数 δ 是正值,但即使在 10% 的置信水平上,该系数也不显著。系

数 δ 的大小表明,在其他情况不变的条件下,人民币汇率升值比目标值每高(或贬值比目标值每低)1 元人民币,利率将减少(或增加)0.058 个百分点。对于汇改后(2005 年 8 月~2007 年 12 月)观测期的检验也是类似的,在 10% 的置信区间上,汇率项显著,并且系数 δ 的值增大了。这意味着在这个较短的时期,人民币汇率升值比目标值每高(或贬值比目标值每低)1 元人民币,利率减少(或增加)0.12 个百分点。但对于汇改前(2003 年 1 月~2007 年 12 月)这一观测期,系数 δ 在 10% 的置信区间上也不显著,并且其值与汇改后相比减少了一半以上。这表明在这一时期,人民币汇率与利率之间的相关性降低了,从定量上看,人民币汇率升值比目标值每高(或贬值比目标值每低)1 元人民币,利率减少(或增加)0.057 个百分点。测量产出和通货膨胀对中国利率决定影响的系数为正值,并且通货膨胀系数对所有观测期均高度显著,我认为这是由于通胀过高会影响经济运行,产出增长过快会影响经济平稳运行。因此,当通货膨胀超过央行目标时,央行会加息,反之则降息以刺激经济。产出的情况也类似,当产出超过央行目标时,央行会加息,反之则降息以刺激经济。

从表 1 中还可看出,虽然各个时期方程检验的 R^2 和修正 R^2 不是很大,但对于时间序列数据来说,该结果还是比较满意的。并且,对比各时期的 R^2 和修正 R^2 可以看出,汇改后的回归结果,不管是 R^2 还是修正 R^2 都表现出方程改善的态势。这表明汇改后,人民币汇率与利率的关系更能适应于这个基于开放框架下的模型,同时也在一定程度上反映了汇改确实增强了人民币汇率的弹性和形成机制的自由性。

前面单位根检验表明,方程中所使用变量都是一阶单整的,如果这组非平稳时间序列不存在协整关系的话,则这一组变量构造的线性模型就是伪回归^[4]。所以接下来,我对回归进行协整检验,在协整的情况下尝试构建误差修正模型(ECM)并对其进行检验。

利用 EG 两步法进行检验。前面对方程所使用各变量的单整检验表明方程各变量均为一阶单整的,即为 $I(1)$,满足协整检验的条件。然后对上面最小二乘(OLS)回归的误差项序列 ε_t 做单位根检验,检验结果见表 2。

表 2 运用 ADF 法对 进行单位根检验的结果

观测期	检验形式	ADF 统计量	5%临界值	10%临界值	结论
2003.1~2005.7	Level	-4.74367066	-2.967767334	-2.622989298	稳定
2005.8~2007.12	Level	-7.104175103	-2.976263488	-2.627419753	稳定
2003.1~2007.12	Level	-2.114807512	-2.914517471	-2.595033316	非稳定

由表 2 可看出,在 5% 的显著水平下,两个子观测期(2003 年 1 月~2005 年 7 月和 2005 年 8 月~2007 年 12 月)的残差序列不存在单位根,是平稳序列,而对于整个观测期(2003 年 1 月~2007 年 12 月)的残差序列却存在单位根,是

表3 对误差修正模型进行最小二乘估计的结果

观测期	Coefficients					
	α	β	γ	δ	ρ	λ
2003.1~2005.7	-0.00006398 (0.08575479)	0.23437211 (0.15851105)	0.00300252 (0.00741672)	0.09001079 (0.09082235)	0.18226796 (0.31115161)	-0.91651535** (0.39790597)
2005.8~2007.12	0.09484890 (0.09738005)	-0.02302626 (0.18124968)	0.00487876 (0.00376016)	0.00196309 (0.07538643)	-0.02833725 (0.21771089)	-1.17874259*** (0.31431139)

注释:圆括号中的值为标准差。***, **, * 分别代表在 1%, 5% 和 10% 的置信水平上显著。各阶段方程 R^2 分别为 0.356530, 0.648540; 修正 R^2 分别为 0.216645, 0.564859。

非平稳序列。表明两个子观测期(2003 年 1 月~2005 年 7 月和 2005 年 8 月~2007 年 12 月)下,方程中各变量序列间具有协整关系;而在整个观测期(2003 年 1 月~2007 年 12 月)下,方程中各变量序列间并不具有协整关系,对这一时期的回归是伪回归。对于同一个方程回归出现如此巨大的差异,可能正是由于人民币汇率形成机制的改革使得人民币汇率弹性化改革前后汇率、利率、产出和通货膨胀之间的关系发生了较大变化,导致汇改前后数据同时进入同一方程进行回归出现回归失灵的结果。这又恰恰反映了人民币汇制形成机制改革确实对中国人民银行在汇改前后货币政策制定上有着重大影响。

若变量间存在协整关系,即表明这些变量间存在长期稳定关系。如果变量之间存在长期均衡关系,则均衡误差将显著影响变量之间的短期动态关系。正是由于变量之间可能存在的协整关系,才可能将回归分布滞后模型变换为具有误差修正机制的误差修正模型。由于在两个子观测期(2003 年 1 月~2005 年 7 月和 2005 年 8 月~2007 年 12 月)下,方程中各变量序列间具有协整关系,表明在这两个观测期,方程各变量间有长期均衡关系。但从短期来看,可能会出现失衡,为了增强模型的精度,可以把协整回归(即前面所作的 OLS 估计)中的误差项 ε_t 看作均衡误差,通过建立误差修正模型把各变量的短期行为与长期变化联系起来。误差修正模型的结构如下:

$$\Delta i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta \Delta \pi_t + \gamma \Delta(y_t, y_t^*) + \delta \Delta(e_t, e_t^*)] + \rho \Delta i_{t-1} + \lambda e_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

方程(4)中 Δ 代表一阶差分, μ_t 为残差项,其余符号定义同方程(3)。运用最小二乘估计法对两个子观测期(2003 年 1 月~2005 年 7 月和 2005 年 8 月~2007 年 12 月)下方程(4)进行回归的结果见表 3。

误差修正模型描述了利率变量围绕长期均衡关系进行短期动态的过程,被解释变量的波动可以分为两部分:一部分是短期波动,由误差修正模型中的各差分项来反映;另一部分是长期均衡,即变量之间的协整关系。从表 3 可以看出,两个子观测期(2003 年 1 月~2005 年 7 月和 2005 年 8 月~2007 年 12 月)下,围绕长期均衡关系对偏离长期均衡的调整力度分别为 -0.90335620 和 -1.26112643(即系数 λ 的值),调整方向为反方向。

4 结论与政策启示

综上所述,2005 年 7 月的汇率形成机制改革,确实在很大程度上对人民币汇率弹性化程度进行了调整,这一调整对汇率与利率之间的相互关系以及人民币汇率稳定产生了显著影响。无论在长期还是短期,人民币汇率对中国人民银行

货币政策的制定都有着正向的影响,即汇率贬值超过(低于)目标值,央行将加息(降息)。长期内,人民币汇率对货币政策制定存在较强的影响;短期内,人民币汇率对货币政策制定的影响较弱。但是由于我国目前利率市场化程度还不充分、汇率自由化程度依旧较低、经济金融领域的开放度有待进一步提高

等原因,汇改后,汇率变动对货币政策的影响程度依然较低,央行在进行货币政策决策时还是更多地考虑通货膨胀目标。这表明在现有条件下,我国利率-汇率传导机制被弱化了,而汇率本身也带有了极强的政策取向性。

国内外学者均认为 2005 年 7 月人民币汇率形成机制的改革是中国向浮动汇率转变所迈出的重要一步。即使如此,我们仍然应该看到人民币汇率形成机制和人民币利率市场化的改革仍有很长的路要走。因此,我们认为在对待人民币汇率与货币政策关系上我们还应注意以下问题:

(1)避免汇率弹性化幅度过大会招致经济的不稳定和危机发生的概率。尽管传统理论强调向自由浮动的汇率改革,可以减免一国政府对汇率干预的义务,但大量的实证检验显示,汇率波动会依然对货币政策的制定产生强烈的影响,这一影响增加了经济运行的不确定性、不稳定性以及危机发生的概率。特别是当该经济体出口商品的竞争力对汇率十分敏感以及该经济体的海外资产是以外币计值时,这一效应应将特别的强。中国现在正面临着这一情况,因此,面对当前的国际金融危机的冲击,中国应该继续执行以维持汇率稳定为目标的政策,在人民币汇率自由化、弹性化问题上需要三思而后行。

(2)在人民币汇率形成过程中关注通货膨胀的输入和利率机制的作用。由上面的分析可看出,中国人民银行在制定货币政策时,更多考虑的是通货膨胀目标。美国一直被认为是输出通货膨胀的国家,而在汇改之前,中国采取盯住美元的汇率政策,这使得通货膨胀很容易通过汇率盯住而输入。汇改后,人民币汇率在形成机制上放弃了美元这一名义锚,转而盯住一篮子货币,因此在锚货币或锚货币篮子的选取上可以较多的把通货膨胀输入问题考虑进去,以更好地发挥利率-汇率机制的作用。

参考文献:

- [1]Clarida, R., Gali, J., Gertler, M.. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory[C].Working Papers 98-01, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University,1998.
- [2]Danne, Christian, Schnabl, Gunther. A Role Model for China? Exchange Rate Flexibility and Monetary Policy in Japan[J].China Economic Review, Elsevier,2008,19(2).
- [3]Nelson C Mark.International Macroeconomics and Finance:Theory and Econometric Methods [M].Massachusetts:Blackwell Publishers, 2001.
- [4]李子奈,叶阿忠.高等计量经济学[M].北京:清华大学出版社,2000.

(责任编辑/李友平)