

中国货币需求均衡水平调节的实证研究

傅强, 罗丹

(重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030)

摘要:通过构建以收入、股票市场市值、利率、预期通货膨胀率以及汇率为自变量的货币需求计量模型, 本文运用协整检验、误差修正模型和脉冲响应函数, 以我国1994年第一季度至2009年第二季度的季度数据为样本, 对我国货币需求的均衡水平调节状态进行了实证研究。研究表明, 以上变量与实际货币需求存在长期稳定的均衡关系, 货币需求在短期内存在向长期均衡水平调整的自发调节机制, 各自变量对货币需求的影响程度各异且具有不同的动态过程。最后, 根据实证结果提出了一些政策建议。

关键词:货币需求; 协整检验; 误差修正模型; 脉冲响应

中图分类号: F820.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2010)02-0098-05

中国人民银行于1984年开始执行中央银行职能, 于1994年将货币供应量控制确定为货币政策的手段, 这使得探索我国货币需求在理论和实践上都具有重要意义。我国正处于向市场经济过渡的阶段, 在我国货币当局对经济的影响逐渐扩大的背景下, 寻求稳定的较好的货币需求及其均衡水平调节过程是从事货币政策研究的学者和货币当局的一项重要的工作。

1 文献综述

Bahmani 认为, 本币汇率上升对货币需求的正向影响可以用财富效应来解释^[1]。Banerjee 等在分析英国数据时发现, $\ln Y$ 、 $\ln(M/P)$ 、 r 和 Δp 之间存在两个协整关系, 并且当施加特定的约束条件时可得到货币需求函数和菲利普斯曲线模型^[2]。Juselius 对德国数据进行了分析, 认为包含 r 的5个变量之间存在3个协整关系, 从中识别出的长期关系包括货币需求关系、菲利普斯曲线模型和中央银行的反应函数^[3]。Arize 和 Shwiff 利用25个发展中国家与地区的年度数据对汇率与货币需求之间关系的经验分析表明, 除印度和哥伦比亚外, 其他23个国家与地区的货币需求受汇率波动的影响, 其中有10个国家与地区的汇率波动对货币需求的影响方向为正, 即本币贬值导致货币需求上升, 另外13个国家与地区的汇率波动对货币需求的影响方向为负, 这是因为本币贬值导致进一步的贬值预期, 因此居民对本国货币需求下降, 同时也表明本币与美元之间

存在一定程度的替代^[4]。

我国学者也在货币需求领域做了一系列研究工作: 郑超愚实证研究了中国货币需求函数的结构特质, 认为转型期中国货币需求函数能够设定为 $MV = PY$ ^[5]; 陈百助以预期通货膨胀率为机会成本变量, 分析了1951—1991年中国货币需求函数, 表明 M_0 和 M_2 的实际余额与实际收入存在协整关系^[6]; 汪红驹利用1979—2000年我国年度数据的研究表明, 我国 M_1 和 M_2 实际货币余额与实际GDP和一年期定期存款利率在长期内存在均衡关系^[7]; 王少平、李子奈运用协整检验后得出, 我国货币需求的长期稳定性依赖于时间趋势, 货币政策目标变量为 M_1 , 实际货币政策效应主要体现在促进经济增长^[8]; 叶光等通过研究认为, 真实货币余额、产出、通货膨胀率和利率之间存在两个长期均衡关系, 即货币需求关系和菲利普斯曲线模型^[9]。由以往的研究文献可知, 协整理论和模型是国内外学者检验经济学理论和进行实证经济研究时所利用的主要工具。在对货币需求的研究中, 经济学者所采用的方法主要是协整检验, 但以往实证研究中选取的变量还不够全面, 没能同时考虑汇率和股票市场。因此, 在将收入、利率和通货膨胀率这三个传统变量引入我国货币需求模型的过程中, 本文同时引入汇率和股票市场市值, 并选取目前可获得的最新数据, 得出了一些新的研究结果。

收稿日期: 2009-12-08

作者简介: 傅强(1963—), 男, 重庆人, 重庆大学经济与工商管理学院教授, 博士生导师, 博士, 研究方向: 货币理论、数理金融学等; 罗丹(1979—), 男, 湖北监利人, 重庆大学经济与工商管理学院金融学专业硕士研究生, 研究方向: 货币理论。

2 模型框架设计与变量选取

从研究历史和实证分析研究的角度来看,无论是凯恩斯学派还是货币供给学派,均可用以下模型表示货币需求:

M = f(Y, R, P, u)。

其中: M 表示货币需求; Y 表示规模变量; R 表示机会成本变量; P 表示价格水平变量; u 表示其他变量,如社会制度、本币相对外币的价值、支付习惯等。

在选择变量时,选取 GDP 作为规模变量;机会成本变量通常由货币自身的收益率与非货币的收益率共同决定,选取一年期定期存款利率(R)、预期通货膨胀率(π)和股市市值来表示;汇率(ER)通过静态效应和动态效应来影响货币需求;选取狭义货币(M₁)和广义货币(M₂)作为货币需求;选取消费物价指数作为价格水平变量,以1994年第一季度为基期来调整国内生产总值(GDP)、股市市值(SV)和货币需求(M)。

Engle 和 Granger 的研究表明,如果一组变量的数据序列是非平稳的,且均为一阶单整,那么它们可能具有一个稳定的线性组合,此时序列被认为是协整的^[10]。因此,若货币需求与各影响因素之间存在协整关系,则可用以下协整方程来表示长期均衡的货币需求函数:

lnM_{1t} = δ₀ + δ₁lnGDP_t + δ₂lnSV_t + δ₃R_t + δ₄ER_t + δ₅π_{t-1} + ξ_{1t} ; (1)

lnM_{2t} = λ₀ + λ₁lnGDP_t + λ₂lnSV_t + λ₃R_t + λ₄ER_t + λ₅π_{t-1} + ξ_{2t}。 (2)

模型采取半对数形式。由于π_{t-1}存在负数据,故不取对数。根据经济学理论,δ₁、λ₁、δ₅、λ₅均大于0,δ₃和λ₃均小于0,δ₂、λ₂、δ₄、λ₄视情况确定符号。

根据 Granger 表示定理,若长期的货币需求函数存在,可将其转换为描述因变量短期调整过程的误差修正模型(error-correction model, ECM)。ECM 是协整关系的一种重要表示形式,它克服了伪回归问题,并有效地描述了经济变量序列之间的长期(静态)表现和短期(动态)特征。其表现形式为:

ΔlnM_{1t} = α₀ + ∑_{j=1}^{p₁}α_{1j}ΔlnM_{1t-j} + ∑_{j=1}^{p₂}α_{2j}ΔlnGDP_{t-j} + ∑_{j=1}^{p₃}α_{3j}ΔlnSV_{t-j} + ∑_{j=1}^{p₄}α_{4j}ΔlnR_{t-j} + ∑_{j=1}^{p₅}α_{5j}ΔlnER_{t-j} + ∑_{j=1}^{p₆}α_{6j}Δπ_{t-j} + δ₁ecm_{1t-1} + μ_{1t} ; (3)

ΔlnM_{2t} = β₀ + ∑_{k=1}^{q₁}β_{1k}ΔlnM_{2t-k} + ∑_{k=1}^{q₂}β_{2k}ΔlnGDP_{t-k} +

∑_{k=1}^{q₃}β_{3k}ΔlnSV_{t-k} + ∑_{k=1}^{q₄}β_{4k}ΔlnR_{t-k} + ∑_{k=1}^{q₅}β_{5k}ΔlnER_{t-k} + ∑_{k=1}^{q₆}β_{6k}Δπ_{t-k} + δ₂ecm_{2t-1} + μ_{2t}。 (4)

其中,Δ 表示变量的一阶差分,ecm_{1t-1}、ecm_{2t-1}分别是回归方程(1)、(2)滞后一期的回归残差,表示前一期货币需求对长期均衡水平的偏离,即为误差修正项。误差修正项系数δ使短期货币需求处于不间断地向长期均衡水平调整的动态过程之中。

3 实证检验

3.1 变量的单位根检验

下面,对变量进行平稳性检验。M₁、M₂、GDP、SV、π、R、ER 和消费物价指数的数据来自于《中国人民银行统计季报》、中国经济网和 CCFR 金融研究数据平台,其中 M₁、M₂、GDP 和 SV 均通过消费物价指数调整为实际值。以下各图表和模型结果均由软件 Eviews5.1 得出。

表 1 各变量的单位根检验结果

变量	检验形式(C, T, K)	ADF 统计量	临界值
lnM ₁	(C, T, 1)	- 3. 474803	- 3. 985218 * *
lnM ₂	(C, T, 1)	- 3. 809549	- 4. 115684 * *
lnGDP	(C, T, 1)	- 1. 012973	- 3. 485218 * *
lnSV	(C, 0, 3)	- 2. 306359	- 2. 91638 * *
lnR	(C, 0, 1)	- 1. 452088	- 2. 910860 * *
lnER	(C, 0, 1)	0. 272492	- 2. 910860 * *
π	(C, 0, 4)	- 3. 106646	- 3. 550396 * *
ΔlnM ₁	(C, 0, 1)	- 10. 05374	- 4. 118444 *
ΔlnM ₂	(C, 0, 2)	- 8. 461339	- 3. 546099 *
ΔlnGDP	(C, 0, 1)	- 3. 648895	- 2. 911730 * *
ΔlnSV	(C, 0, 1)	- 2. 9956866	- 2. 886327 * *
ΔlnR	(C, 0, 1)	- 5. 207454	- 2. 910860 * *
ΔlnER	(C, 0, 1)	- 11. 96036	- 11. 96036 * *
Δπ	(C, 0, 1)	- 7. 876169	- 2. 910860 * *

注:(C, T, K)分别代表所设定的检验方程含有截距、时间趋势和滞后阶数;“*”、“*”分别表示在1%、5%水平下显著。

表 1 所示的 ADF 检验结果表明:各变量均为非平稳序列,经一阶差分后平稳,即上述变量均为一阶单整序列,因此可进行协整检验。

3.2 协整检验和我国长期货币需求函数估计

由于此模型函数是多变量的形式,故本文使用 Johansen 检验。表 2、表 3 分别是对狭义货币需求和广义货币需求的 Johansen 协整检验。

表 2 对 lnM₁ 的 Johansen 协整检验结果

零假设	备择假设	特征值	迹统计量	5 %临界值	最大特征值统计量	5 %临界值
$\gamma = 0$	$\gamma = 1$	0. 633032	163. 4549	95. 75366	60. 14876	40. 07757
$\gamma \leq 1$	$\gamma = 2$	0. 507086	103. 3061	69. 81889	42. 44521	33. 87687
$\gamma \leq 2$	$\gamma = 3$	0. 374196	60. 86092	47. 85613	28. 12304	27. 58434
$\gamma \leq 3$	$\gamma = 4$	0. 327762	32. 73788	29. 79707	23. 82855	21. 13162
$\gamma \leq 4$	$\gamma = 5$	0. 132688	8. 909337	15. 49471	8. 541372	14. 26460

注: γ 表示协整关系的个数。

表 3 对 lnM₂ 的 Johansen 协整检验结果

零假设	备择假设	特征值	迹统计量	5 %临界值	最大特征值统计量	5 %临界值
$\gamma = 0$	$\gamma = 1$	0. 954733	284. 2440	95. 75366	182. 6160	40. 07757
$\gamma \leq 1$	$\gamma = 2$	0. 615925	101. 6281	69. 81889	56. 45815	33. 87687
$\gamma \leq 2$	$\gamma = 3$	0. 299726	45. 16993	47. 85613	21. 02074	27. 58434
$\gamma \leq 3$	$\gamma = 4$	0. 191958	24. 14920	29. 79707	12. 57535	21. 13162

注: γ 表示协整关系的个数。

从表 2、表 3 可以看出,变量 $\ln M_1$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln SV$ 、 $\ln R$ 、 $\ln ER$ 、 π 之间存在 4 个协整关系,变量 $\ln M_2$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln SV$ 、 $\ln R$ 、 $\ln ER$ 、 π 之间存在 2 个协整关系,即意味着它们之间存在长期的均衡关系。标准化后各变量的长期均衡关系为:

$$\ln M_1 = -1.9336 + 1.5972 \ln GDP + 0.2217 \ln SV$$

$t \quad (-2.7831) \quad (8.4260) \quad (3.1356)$

$$- 0.4208 \ln R + 0.0968 \ln ER + 1.1115 \pi;$$

$(-7.4606) \quad (2.4778) \quad (2.2358)$

$$R^2 = 0.9969; D. W. = 1.5972$$

$$\ln M_2 = -5.3508 + 1.6109 \ln GDP + 0.2258 \ln SV$$

$t \quad (-4.4982) \quad (7.0289) \quad (3.0134)$

$$- 0.4135 \ln R + 0.0981 \ln ER + 1.7300 \pi;$$

$(-8.0322) \quad (2.3697) \quad (4.5860)$

$$R^2 = 0.9984; D. W. = 1.6484$$

从以上两个方程可以看出:它们的拟合优度均较高,说明模型对样本观测的拟合程度较好,模型质量较高;变量 GDP 、 R 、 π 的系数符号与经济理论一致; SV 对货币需求 M 具有显著的正效应,说明股市对货币需求的替代效应小于交易效应和财富效应。

3.3 误差修正模型

协整系统分析给出了货币需求长期均衡模型的估计结果,但要考察 $\ln M$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln SV$ 、 R 、 ER 、 π 的短期动态行为,还需要估计其误差修正模型。在式(3)和式(4)的基础上,根据 Hendry 等的“从一般到特殊”的建模方法,选择回归中显著的变量作为方程的最终变量,得到如表 4 所示的估计结果。

从表 4 可以看出,模型 3 和模型 4 的误差修正项的系数分别为 - 0. 0122 和 - 0. 0182,符合反向修正机制,说明当短期波动偏离长期均衡时,误差修正项的系数分别以 - 0. 0122 和 - 0. 0182 的调整力度将短期货币需求向长期均衡水平状态进行调整,且调整速度较慢。

表 4 ECM 估计结果

ECM(模型 3)		ECM(模型 4)	
参数	估计值	参数	估计值
δ_1	- 0. 0122 (1. 7823)	δ_2	- 0. 0182 (1. 6982)
α_{11}	- 0. 1028 (1. 8031)	β_{11}	0. 05212 (1. 9823)
α_{12}	- 0. 1077 (1. 9326)	β_{12}	- 0. 2069 (2. 0365)
α_{21}	- 0. 0549 (2. 0031)	β_{21}	0. 1224 (1. 9650)
α_{22}	- 0. 5517 (1. 7827)	β_{22}	0. 0327 (1. 7659)
α_{31}	- 0. 0093 (1. 6457)	β_{31}	0. 0007 (1. 8802)
α_{32}	- 0. 0066 (1. 6365)	β_{32}	0. 0016 (2. 0364)
α_{41}	0. 2958 (2. 2189)	β_{41}	0. 0037 (2. 0962)
α_{42}	- 0. 3892 (2. 6345)	β_{42}	- 0. 0786 (1. 9036)
α_{51}	0. 5286 (1. 3968)	β_{51}	0. 5827 (2. 0067)
α_{52}	- 0. 4821 (1. 6891)	β_{52}	0. 3875 (1. 8137)
α_{61}	1. 0608 (2. 0154)	β_{61}	- 0. 3384 (2. 1818)
α_{62}	0. 6504 (1. 8632)	β_{62}	- 0. 4662 (1. 3810)
α_0	0. 0286 (1. 7593)	β_0	0. 0395 (1. 6981)

注:圆括号内为 t 值。

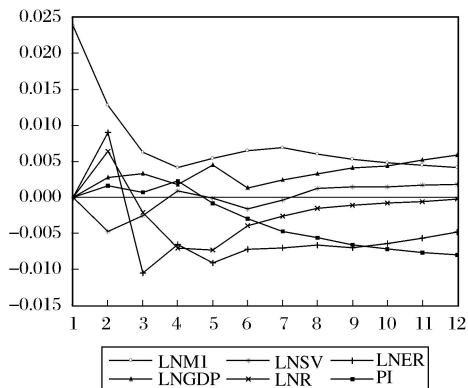
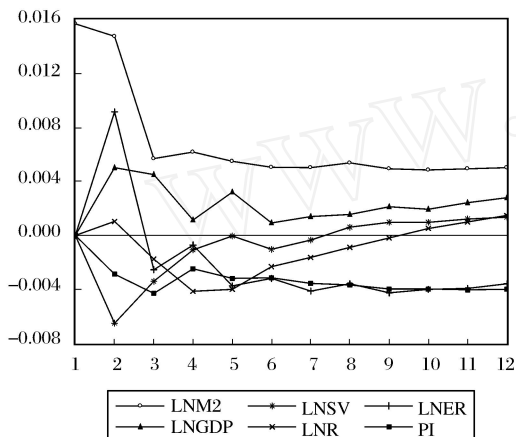
3.4 货币需求的脉冲响应分析

在实际应用中,由于 VAR 模型是一种非理论性的模型,因此在分析 VAR 模型时往往不分析一个变量的变化对另一个变量的影响如何,而是分析当一个误差项发生变化或者说模型受到某种冲击时对系统的动态影响如何,这种分析方法被称为脉冲响应函数方法 (impulse response function, IRF)。

长期均衡的货币需求函数和货币需求的误差修正模型分别反映了货币需求在长期和短期与相关变量之间的联系。然而,各变量的变动对货币需求的影响是一个动态过程,而这一过程在货币需求函数中无法得到完整的体现。因此,本文利用脉冲响应方法来研究各变量对货币需求的动态影响。

图 1 和图 2 分别给出了 $\ln M_1$ 和 $\ln M_2$ 在 12 个时期内对自身、 $\ln GDP$ 、 $\ln SV$ 、 $\ln R$ 、 $\ln ER$ 、 π 的正变化的一个标准差新息冲击的响应过程。

$\ln M_1$ 对自身和 $\ln GDP$ 具有较为强烈的正向响应,且这一冲击具有显著的促进作用和较长的持续效应。 $\ln SV$ 受到一个正冲击后, $\ln M_1$ 在前 8 期小

图1 $\ln M_1$ 对分量一个标准差信息的响应过程图2 $\ln M_2$ 对分量一个标准差信息的响应过程

注:因 Eviews5.1 软件中输出结果中无符号“ π ”,图1、图2中“PI”即是“ π ”。

幅波动后表现为稳定的小幅增长,这表明股市市值的增加在第8个季度后会对 $\ln M_1$ 起到一定的拉动作用。 $\ln R$ 受到一个正冲击后, $\ln M_1$ 起初表现为增长,在第2期到达最高点,到第3期后表现为下降并表现出非持续性,这表明 $\ln R$ 的增加会阻碍 $\ln M_1$ 的增加。 $\ln M_1$ 对 $\ln ER$ 和 π 的响应表现为先增长后持续下降,这表明 $\ln ER$ 和 π 对 $\ln M_1$ 起初表现为促进作用,之后表现一定的阻碍作用。

$\ln M_2$ 对自身和 $\ln GDP$ 具有较为强烈的正向响应,且这一冲击具有显著的促进作用和较长的持续效应。 $\ln M_2$ 对 $\ln SV$ 和 $\ln R$ 的响应表现为先增长,并在第2期达到最高,然后逐步下降到最低点,然后再开始增长。当 $\ln ER$ 受到一个正冲击后, $\ln M_2$ 起初表现为显著增长,并在第2期达到最高点,以后开始下降并一直持续到第7期,在第8期开始小幅持续增长。当 π 受到一个正冲击后, $\ln M_2$ 表现为显著持续下降,这表明 π 的增长对 $\ln M_2$ 具有持续的阻碍作用。

4 结论和建议

收入和利率是决定长期货币需求的主要因素,在短期也对货币需求具有重要影响。对于非发达国家而言,由于其资本市场不发达,收入的增长主要表现为定期存款和储蓄存款的增加,因此均衡货币需求的收入弹性一般较高,货币需求的收入弹性可能超过1;另外,利率市场化程度较低,利率对均衡货币的影响较小,表现为货币需求利率弹性较低。易行健得到类似的结论^[11]。根据方程(5)和(6)得到,均衡货币需求的收入弹性为1.6左右,利率弹性为-0.42左右。这说明我国金融工具单一,证券市场欠发达。因此,应加快我国金融体制改革,促进金融市场的发展,让人们有更多的投资渠道,以使我国的货币需求收入弹性水平更为合理,加快推进市场利率化的改革,以使我国的利率水平更趋于合理。

股票市场也是决定货币需求的重要因素。由本文中的长期均衡模型可知,它与货币需求正相关,说明在我国股票市场对货币需求的作用机制中,交易效应和财富效应大于替代效应,这对于央行的货币政策的制定具有重要意义。随着股票市场的发展,这对货币需求的影响作用逐渐增大,如果控制不好,其将破坏实体经济和虚拟经济的货币平衡,从而影响货币政策的实施效果。由于三大一般性货币政策工具中调整存款准备金率和再贴现率的方法主要依靠银行体系信贷规模起作用,如果央行在使用这两种工具的过程中忽略了股票市场的影响,那么其调节货币供应的作用将会大打折扣,而公开市场业务由于更具市场化则显得相对有效,因此央行可更多考虑应用一般性货币政策工具中的公开市场业务和选择性货币政策工具中的道义劝告与窗口指导来调节货币供应。

在经济开放条件下,汇率也是影响货币需求的一个不可忽略的因素。汇率的下降,即人民币的升值,会导致对货币需求的显著降低,也即,人民币的升值意味着以人民币来衡量的外币资产价值的减少以及外币资产价格的降低,因此导致对人民币与人民币资产需求的减少,即符合广义的“资产组合调整效应”。因此,央行在确定货币供应时也需要考虑人民币升值预期的影响。

预期通货膨胀率的变动在短期会对货币需求产生一定的影响,但对货币需求的长期均衡水平的影响不大,这表明人们的长期消费、生产和投资习惯受预期通货膨胀的影响较小。近年来我国经济持续高速增长,从而产生了大量的财富,并不断刺激内需与投资规模的扩张,通货膨胀的影响使得企业中的生

产资料和存货商品等物资的价格上涨,居民财产如房屋等的价格也在上涨,这样持有货币导致的通胀成本损失对人们的影响不是很大。因此,央行应警惕恶性和超级通货膨胀的发生。

相关经济变量的变动会对货币需求产生一定的冲击,且不同变量的冲击对货币需求影响的过程相异。其中,利率变动对 M_1 、股市市值的变动对 M_2 、汇率和实际 GDP 的变动对 M_1 和 M_2 产生比较强烈的冲击,这表明利率对狭义货币需求、股票市场对广义货币需求、汇率和实际 GDP 对货币需求具有重要影响。这就要求央行在货币政策制定时需充分考虑利率、股票市场市值和实际 GDP 的变化,以提高货币政策的有效性。

参考文献

- [1] BAHMAN-OSKOOEE M, POURHEYDARIAN M. Exchange rate sensibility of the demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policies[J]. *Applied Economics*, 1990(22): 917 - 925.
- [2] BANERJEE A, DOLADO J J, GALBRAITH J W, HENDRY D F. Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data [M]. Oxford University Press, Oxford, 1993.
- [3] JUSEL IUS K. An Empirical Analysis of the Changing Role of the German Bundesbank after 1983[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1996(58): 791-819.
- [4] ARIZE A C, SHWIFF S. The Appropriate Exchange-rate Variable in the Money Demand of 25 Countries Investigation[J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 1998(9): 169-185.
- [5] 郑超愚. 中国货币需求函数研究[J]. *经济科学*, 1996(1): 64-70.
- [6] 陈百助. 中国金融市场: 改革与发展[M]. 北京: 经济管理出版社, 1999.
- [7] 汪红驹. 用误差修正模型估计中国货币需求函数[J]. *世界经济*, 2002(5): 55-61.
- [8] 王少平, 李子奈. 我国货币需求的协整分析及其货币政策建议[J]. *经济研究*, 2004(7): 9-17.
- [9] 叶光, 张晓峒, 聂巧平. 中国货币需求的协整分析和结构 VECM 估计[J]. *世界经济*, 2007(7): 38-46.
- [10] ENGLE R F, GRANGER C W J. Co-integration and error correction representation, estimation, and testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55: 251-276.
- [11] 易行健. 经济开放条件下的货币需求函数: 中国的经验[J]. *世界经济*, 2006(4): 49-59.

Empirical Study on Regulation of Equilibrium Level of Money Demand in China

Fu Qiang, Luo Dan

(School of Economics and Business Management, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: Through constructing the econometric model on money demand which takes the income, stock market value, interest rate, expected inflation rate and exchange rate as independent variables, and using co-integration test, error correction model and impulse response function and the quarterly data about first quarter of 1994 to the second quarter of 2009, this paper empirically studies the state of the equilibrium level regulation. The results show that: there exist long-term stable equilibrium relationships between these variables and real money demand; the spontaneous adjustment mechanism toward long-term equilibrium level exists in money demand; the effects of these independent variables on money demand and their dynamic influencing processes are all different. Finally, it puts forward some policy recommendations.

Key words: money demand; co-integration test; error correction model; impulse response

(上接第 63 页)

Impact on Importation of Dairy Products on Safety of Dairy Industry

Song Juguo¹, Liu Yizhuo²

(1. College of Economics & Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;

2. Agricultural Trade Promotion Center, Beijing 100125, China)

Abstract: This paper constructs a basic frame on the index system evaluating the safety of dairy industry, and it evaluates the impacts of the importation of dairy product on the safety of dairy industry from three aspects of industrial competitiveness, control-power of industry and growth of industry. The conclusions show that, the competition of dairy production in China is low, and the import dependence of dairy industry in China is high, and the development space of dairy industry is comparatively big. Therefore, it puts forward the following suggestions: improving the competition of China's dairy products; using the tariff to accommodate the importation; protecting domestic dairy industry by non-tariff measures; strengthening the agricultural trade negotiation; and so on.

Key words: dairy product industry; importation; industrial safety