

工资水平、外汇汇率、流通中货币与物价波动间的关系

——估计弹性系数具有区间性视角下的协整分析

顾成军

(中国人民银行乌鲁木齐中心支行, 乌鲁木齐 830002)

摘要:协整检验得到的研究结论表明:1952年至2011年,工资水平、外汇汇率和流通中货币三者依次均与物价水平正相关;工资水平、外汇汇率和流通中货币三者对物价水平的弹性系数均具有区间性;工资水平每变动1%,物价水平随之变动0.225 07%至0.290 74%,外汇汇率每变动1%,物价水平随之变动0.191 14%至0.255 96%,流通中货币每变动1%,物价水平随之变动0.042 31%至0.072 84%;从工资水平、外汇汇率和流通中货币三者对物价水平影响程度的60年长期视角来看,推动我国物价上涨的主要因素是工资水平和外汇汇率,而流通中货币对我国物价上涨的影响相对较小。

关键词:物价波动;工资水平;外汇汇率;流通中货币;协整检验

中图分类号:F714.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2014)03-0132-05

建国以来,我国经济发展在经历了计划经济体制阶段、计划经济体制向市场经济体制过渡阶段,以及建立市场经济体制阶段,而选取不同的经济体制的最终目标是实现我国经济的快速健康发展和全社会都能共享经济发展成果。至21世纪头10年末,我国经济建设成就举世瞩目和全社会人民生活水平不断提高,这毋庸置疑;但是,政府主导的投资驱动出口的经济增长的模式也越来越受到资源的约束、面对人口红利下滑、人民币被迫单方面不断升值,以及物价上涨较快和通货膨胀压力较大的困境。那么,我国经济增长过程中的人口红利下滑是由于工资水平上涨推动物价上涨导致的吗?资源越来越约束经济增长是不是货币投放导致资源价格上涨造成的呢?人民币升值能够有效抑制物价上涨吗?影响物价变动的因素对物价变动的弹性系数是否具有数值变动区间呢?等等。为此,文中通过构建模型进行实证分析了工资水平、外汇汇率、流通中货币对物价波动及其弹性系数的影响,从而以期能够得到合理准确的研究结论。

1 文献综述

首先,关于工资水平和流通中货币对物价波动的影响。一是认为工资水平与物价波动两者正相关。李朝鲜和王康、刘丽和任保平的研究都认为物价波动

与工资增长间有正向相关关系^[1-2]。丁守海的研究更进一步指出了正向相关关系存在明显的螺旋波动性^[3]。二是对流通中货币与物价波动两者间相关性有一定的争议。陈彦斌等的研究表明M0、M1、M2均对我国物价上涨没有影响,且不能预测通货膨胀,在短期内不能单纯采用控制货币供应量的货币政策来治理通货膨胀^[4]。而傅强,等的实证结果表明我国物价上涨的最主要影响因素为流通中货币过剩^[5]。范志勇指出,2000—2007年中国货币供给而非超额工资增长是导致物价上涨以至通货膨胀的主要因素^[6]。吴剑飞和方勇的研究认为,货币供应量无论是在长期还是短期都是诱发物价上涨的主要原因,而外部冲击向中国的传导路径是受阻的^[7]。等等。

其次,关于外汇汇率对物价波动的影响。一方面是汇率升值和物价上涨并存。梁东黎的研究认为需求冲击、供给冲击以及需求和供给同时冲击会导致物价和汇率的组合发生变化,从而对人民币“内贬外升”现象给出了四种情况下的解释^[8]。赵彦志对当前备受关注的热钱、人民币汇率与物价水平三者之间的关系进行了深入的研究,其研究结果显示,人民币升值会吸引境外“热钱”流入国内,同时热钱流入又增大了人民币升值压力。热钱的流入和人民币升值是物价

收稿日期:2013-12-01

作者简介:顾成军(1984—),男,安徽利辛人,中国人民银行乌鲁木齐中心支行,博士,研究方向:宏观经济金融。

上涨的原因,说明本轮通货膨胀兼具国际输入型和成本推动型特征。另一方面认为汇率不是影响我国物价和通货膨胀的原因^[9]。曹伟等认为,全球商品价格指数并非影响我国国内物价水平的最重要因素,我国经济体具备较强的抵御外来冲击的能力^[10]。张成思通过分析 1998—2008 年期间中国通货膨胀的动态传导机制和驱动因素后指出,人民币加速升值并不是平抑这段时期国内通胀的有效策略^[11]。等等。

通过对已有文献进行综述分析发现,工资水平和物价波动具有正相关关系,这使得我国物价上涨具有成本推动型特征。流通中货币和外汇汇率对物价波动的影响具有不确定性的原因可能主要在于不同学者研究考虑的影响因素不同、实证研究的时间区间也具有差异性,以及研究的方法和构建的模型有较大差别,等等。因此,本文的研究结论可能会与一些文献的观点类似,也可能与另一些文献的观点相冲突。为此,文中设定了较为经典的双对数模型进行实证分析。

2 模型设定与数据说明

2.1 模型设定

已有文献研究表明,对不同经济因素间关系进行实证研究通常是建立双对数模型。本文也遵循这一模型设定的实证研究思路,在设定物价水平为被解释变量和工资水平、外汇汇率,以及流通中货币三者为解释变量的情况下,可以构建不考虑时间趋势项(Tre)时的双对数基本模型如下:

$$\ln Pri = \alpha + \sigma \cdot \ln Sal + \rho \cdot \ln Exc + \eta \cdot \ln Cur + \mu$$

其中: $\ln Pri$ 、 $\ln Sal$ 、 $\ln Exc$ 和 $\ln Cur$ 分别表示自然对数化处理后的物价水平,工资水平、外汇汇率和流通中货币; α 为常数项系数; σ 、 ρ 和 η 分别表示工资水平、外汇汇率和流通中货币三个因素或变量的估计系数,为三个因素或变量对物价水平变动的弹性系数; μ 为随机误差项,包含其他影响物价水平变动的因素,如:产品生产成本、税率水平,等等。

由于时间序列数据一般具有随时间变动而变化的趋势,因此,考虑时间趋势项(Tre)时还可以构建双对数模型如下:

$$\ln Pri = \beta + \tau \cdot Tre + \lambda \cdot \ln Sal + \theta \cdot \ln Exc + \pi \cdot \ln Cur + v$$

其中: τ 为时间趋势项系数;其他系数与不含时间趋势项(Tre)时模型中对应变量系数含义相同。

同时,不考虑常数项也不考虑时间趋势项(Tre)时,还可以构建双对数模型如下:

$$\ln Pri = \delta \cdot \ln Sal + \varphi \cdot \ln Exc + \omega \cdot \ln Cur + \varepsilon$$

其中:各希腊字母含义与前两个模型中相应希腊字母含义相同。

2.2 数据说明

文中数据主要来源于《新中国 55 年统计资料汇编》和《中国统计年鉴—2012》,具体为 1952 年至 2011 年共计 60 个年度的相关统计数据,物价数据为居民消费价格指数和商品零售价格指数的平均值,并对工资水平和流通中货币进行了剔除物价影响(按照 1950 年=100 作为不变价进行处理)。其中,工资水平和流通中货币的单位为:亿元;无法直接获取的外汇汇率数据主要通过《新中国 55 年统计资料汇编》中历年进出口总额的人民币计价和美元计价换算计算得到,文中外汇汇率数据主要是直接标价法下的人民币兑美元汇率数据。在进行实证分析时为了减少异方差产生的估计偏差对各变量进行了自然对数化处理。

3 实证检验

3.1 平稳性检验

平稳性检验根据需要进行检验的模型是否含有常数项(C)和时间趋势项(T)分为仅含常数项(C, N, L)、包含常数项和时间趋势项(C, T, L),以及不包含常数项,也不包含时间趋势项(N, N, L)三种检验方式。三种检验方式下各变量平行性检验结果及对各变量平稳性的判定结论参见表 1 所示。

表 1 报告了仅含常数项(C, N, L)、包含常数项和时间趋势项(C, T, L),以及不包含常数项和时间趋势项(N, N, L)三种检验方式的各变量平稳性检验结果。平稳性检验结果表明,不包含常数项和时间趋势项(N, N, L)的检验方式下 $\ln Cur$ 在 5% 水平临界值条件下不平稳。另外两种检验方式下各变量一阶差分前的各变量 5% 水平临界值均小于其对应 ADF 检验值,表明各变量一阶差分前均是不平稳的;各变量一阶差分后的各变量 5% 水平临界值均大于其对应 ADF 检验值,表明各变量一阶差分前均是平稳的。于是,仅含常数项(C, N, L)、包含常数项和时间趋势项(C, T, L)两种检验方式下,各变量平稳性检验结果支持进一步进行协整检验,换句话说,协整检验获得的长期均衡方程表达式存在两种情况:一是长期均衡方程含有常数项(截距项)而无时间趋势项;二是有常数项,也有时间趋势项。当然,对各变量间存在的协整方程检验也从有常数项(截距项)而无时间趋势项和有常数项,也有时间趋势项两种情况下进行研究。

表 1 各变量平稳性检验结果

分析指标	一阶差分处理前各变量				一阶差分处理后各变量			
检验变量	<i>lnPri</i>	<i>lnSal</i>	<i>lnExc</i>	<i>lnCur</i>	<i>dlnPri</i>	<i>dlnSal</i>	<i>dlnExc</i>	<i>dlnCur</i>
检验方式 (<i>C,N,L</i>)	(<i>C,N,2</i>)	(<i>C,N,1</i>)	(<i>C,N,1</i>)	(<i>C,N,1</i>)	(<i>C,N,1</i>)	(<i>C,N,0</i>)	(<i>C,N,0</i>)	(<i>C,N,0</i>)
5%水平 临界值	-2.913 55	-2.912 63	-2.912 63	-2.912 63	-2.913 55	-2.912 63	-2.912 63	-2.912 63
ADF 检验值	0.427 14	1.519 36	-0.723 04	1.004 33	-4.117 91	-5.692 27	-4.959 12	-6.172 85
结论	不平稳	不平稳	不平稳	不平稳	平稳	平稳	平稳	平稳
检验方式 (<i>C,T,L</i>)	(<i>C,T,3</i>)	(<i>C,T,1</i>)	(<i>C,T,1</i>)	(<i>C,T,1</i>)	(<i>C,T,1</i>)	(<i>C,T,0</i>)	(<i>C,T,0</i>)	(<i>C,T,0</i>)
5%水平 临界值	-3.492 15	-3.489 23	-3.489 23	-3.489 23	-3.490 66	-3.489 23	-3.489 23	-3.489 23
ADF 检验值	-1.848 30	-0.671 59	-1.589 23	-1.718 78	-4.285 40	-5.994 84	-4.971 42	-6.361 52
结论	不平稳	不平稳	不平稳	不平稳	平稳	平稳	平稳	平稳
检验方式 (<i>N,N,L</i>)	(<i>N,N,2</i>)	(<i>N,N,1</i>)	(<i>N,N,1</i>)	(<i>N,N,1</i>)	(<i>N,N,0</i>)	(<i>N,N,0</i>)	(<i>N,N,0</i>)	(<i>N,N,3</i>)
5%水平 临界值	-1.946 65	-1.946 55	-1.946 55	-1.946 55	-1.946 55	-1.946 55	-1.946 55	-1.946 88
ADF 检验值	2.350 26	4.660 88	0.235 24	4.270 88	-2.923 28	-3.242 94	-4.958 54	-1.716 79
结论	不平稳	不平稳	不平稳	不平稳	平稳	平稳	平稳	不平稳

注:检验方式(*C,T,L*)中分别表示平稳性检验方程中常数项、趋势项和滞后阶数,*N*表示不包括检验方式(*C,T,L*)中的时间趋势项(*T*)或者常数项和时间趋势项(*C,T*);(*C,N,L*)表示检验方式中仅含常数项,(*C,T,L*)表示检验方式中包含常数项和时间趋势项,(*N,N,L*)表示检验方式中不包含常数项和时间趋势项。最大滞后阶数为 10(Maxlag=10),即 $L=1,2,3,\cdots,10$ 。

3.2 协整检验

通过对各变量间存在的协整方程检验,从有常数项(截距项)而无时间趋势项和有常数项也有时间趋势项两种情况下进行研究,发现后一种情况下无法获取有实际意义的检验结果。在有常数项也有时间趋势项的情况下,当滞后数对为(1 1)、(7 7)、(8 8)和(9 9)时,流通中货币 *lnCur* 通过 Eviews 软件得到在 1 个协整方程的标准化协整系数为正值,即对应协整方程中 *lnCur* 的系数为负值,这与相关的经济理论预期相矛盾;当滞后数对为(2 2)、(3 3)、(4 4)、(5 5)、(6 6)和(10 10)时,工资水平 *lnSal* 在 1 个协整方程的标准化协整系数为正值,这也是不符合相关的经济理论预期的。

所以,文中报告的对协整方程个数进行判定主要是基于有常数项(截距项)而无时间趋势项的情况下的。实证检验结果表明^①,滞后数对为(1 1)、(4 4)、(5 5)、(9 9)、(10 10)时,迹统计量检验和最大特征值检验表明各变量间存在的协整方程个数均至少为 2 个;滞后数对为(2 2)时,迹统计量检验判定协整方程个数至少为 2 个,最大特征值检验判定协整方程个数

至少为 1 个;滞后数对为(3 3)时,迹统计量检验判定协整方程个数至少为 1 个,最大特征值检验判定协整方程个数至少为 2 个;滞后数对为(6 6)、(7 7)时,迹统计量检验判定协整方程个数至少为 3 个,最大特征值检验判定协整方程个数至少为 2 个;滞后数对为(8 8)时,迹统计量检验和最大特征值检验表明各变量间存在的协整方程个数均至少为 3 个。于是,通过协整方程个数判定可知,不同滞后数对被解释变量和各解释变量间均存在不同个数的协整关系。

利用 Eviews 软件可以得到不同滞后数对各变量间存在 1 个协整方程的标准化协整系数,具体见表 2 所示。需要指出的是,表 2 中报告的是 Eviews 软件检验得到的结果,根据 Eviews 软件检验对需要检验模型进行设定的特点,软件获取的各变量在 1 个协整方程时各解释变量标准化协整系数实际上是文中设定模型表达式中各系数的相反数。

表 2 中给出了进行协整检验设定不同滞后数对(Lag Intervals)时得到的 1 个协整方程时各变量的标准化协整系数。由获得的各变量协整系数的正负性来看,滞后数对为(1 1)、(2 2)和(3 3)时, *lnSal* 的

注:①具体实证结果没有报告,如需要可索取。

系数为负；滞后数对为(10 10)时， $\ln Cur$ 的系数为负。这与经济理论预期相矛盾，应予以舍弃。另外，当滞后数对为(8 8)时，各解释变量的系数与其它滞后数对下的系数大小差异较大，也应予以舍弃。

表 2 不同滞后数对和 1 个协整方程时各解释变量标准化协整系数

滞后数对	$\ln Pri$	解释变量标准化协整系数:1 个协整方程时				似然比
		$\ln Sal$	$\ln Exc$	$\ln Cur$	C	
(1 1)	1.000 00	1.291 75 (1.226 31)	-0.029 80 (0.562 07)	-1.199 51 (1.012 90)	-4.823 58 (2.491 36)	305.736 30
(2 2)	1.000 00	0.080 47 (0.149 25)	-0.232 33 (0.059 41)	-0.309 72 (0.121 58)	-3.763 65 (0.306 86)	283.409 60
(3 3)	1.000 00	0.040 43 (0.130 75)	-0.226 75 (0.049 90)	-0.274 45 (0.104 53)	-3.704 80 (0.269 86)	276.673 00
(4 4)	1.000 00	-0.237 77 (-0.086 15)	-0.255 96 (-0.040 09)	-0.058 21 (-0.068 32)	-3.099 91 (-0.181 45)	286.840 80
(5 5)	1.000 00	-0.225 07 (-0.077 20)	-0.243 96 (-0.039 75)	-0.069 03 (-0.061 13)	-3.110 30 (-0.163 39)	275.510 10
(6 6)	1.000 00	-0.263 74 (-0.110 31)	-0.195 00 (-0.059 02)	-0.072 84 (-0.087 47)	-2.996 83 (-0.233 19)	276.272 90
(7 7)	1.000 00	-0.290 74 (-0.096 18)	-0.191 14 (-0.052 99)	-0.042 31 (-0.077 31)	-2.931 13 (-0.198 04)	271.158 10
(8 8)	1.000 00	-0.101 86 (-0.127 05)	-0.095 29 (-0.069 48)	-0.227 44 (-0.103 92)	-3.223 79 (-0.252 98)	264.761 00
(9 9)	1.000 00	-0.283 98 (-0.129 31)	-0.210 34 (-0.069 78)	-0.057 75 (-0.106 84)	-2.949 76 (-0.254 06)	278.824 70
(10 10)	1.000 00	-0.381 85 (0.138 70)	-0.279 66 (0.086 26)	0.030 69 (0.113 71)	-2.853 91 (0.28142)	279.739 30

注:解释变量标准化协整系数括号内的数字为标准误差。

于是,表 2 中在滞后数对为(4 4)、(5 5)、(6 6)、(7 7)和(9 9)时适宜采用各解释变量标准化协整系数确定长期均衡协整方程的表达式进行具体分析,并且可得到长期均衡方程具体表达式依次如下:

$$\left\{\begin{aligned}\ln Pri_4 &= 3.09991 + 0.23777 \cdot \ln Sal_4 + 0.25596 \cdot \ln Exc_4 + 0.05821 \cdot \ln Cur_4 \\ \ln Pri_5 &= 3.11030 + 0.22507 \cdot \ln Sal_5 + 0.24396 \cdot \ln Exc_5 + 0.06903 \cdot \ln Cur_5 \\ \ln Pri_6 &= 2.99683 + 0.26374 \cdot \ln Sal_6 + 0.19500 \cdot \ln Exc_6 + 0.07284 \cdot \ln Cur_6 \\ \ln Pri_7 &= 2.93113 + 0.29074 \cdot \ln Sal_7 + 0.19114 \cdot \ln Exc_7 + 0.04231 \cdot \ln Cur_7 \\ \ln Pri_9 &= 2.94976 + 0.28398 \cdot \ln Sal_9 + 0.21034 \cdot \ln Exc_9 + 0.05775 \cdot \ln Cur_9\end{aligned}\right.$$

由于长期均衡方程的表达式中,常数项 α 的最小值为 2.931 13,最大值为 3.110 30,即 $2.931\ 13 < \alpha < 3.110\ 30$ 。工资水平 $\ln Sal$ 的系数 σ 的最小值为 0.225 07,最大值为 0.290 74,即 $0.225\ 07 < \sigma < 0.290\ 74$;外汇汇率 $\ln Exc$ 的系数 ρ 的最小值为 0.191 14,最大值为 0.255 96,即 $0.19114 < \rho < 0.255\ 96$;流通中货币 $\ln Cur$ 的系数 η 的最小值为 0.042 31,最大值为 0.072 84,即 $0.042\ 31 < \eta < 0.072\ 84$;于是,被解释变量物价水平 $\ln Pri$ 与解释变量 $\ln Sal$ 、 $\ln Exc$ 、 $\ln Cur$ 间长期均衡方程综合表达式如下:

$$\ln Pri = (2.93113, 3.11030) + (0.22507, 0.29074) \cdot \ln Sal + (0.19114, 0.25596) \cdot \ln Exc + (0.04231, 0.07284) \cdot \ln Cur$$

3.3 实证检验结果分析

由滞后数对为(4 4)、(5 5)、(6 6)、(7 7)和(9 9)时获得的协整方程具体表达式来看,工资水平、外汇汇率和流通中货币三者依次均与物价水平正相关;工

资水平、外汇汇率和流通中货币三者对物价水平的弹性系数均具有区间性。1995 年至 2011 年,工资水平每变动 1%,物价水平随之变动 0.225 07%至 0.290 74%;外汇汇率每变动 1%,物价水平随之变动

0.19114%至0.25596%;流通中货币每变动1%,物价水平随之变动0.04231%至0.07284%。同时,滞后数对取值变大时,工资水平对物价变动的弹性系数具有不断变大的趋势,而外汇汇率对物价变动的弹性系数具有不断变小的趋势,流通中货币对物价变动的弹性系数变动区间基本稳定。这表明从1995年至2011年的时间区间内,模型估计过程中滞后期由短变长使得研究时间的视角也随之由短变长时,工资水平对物价水平的影响越明显,外汇汇率导致输入型通货膨胀对物价水平的影响越弱,市场流通中货币对物价水平的影响不具有明显的单方向变动趋势。

1995年至2011年,推动我国物价上涨的主要因素是工资水平和外汇汇率,而流通中货币对我国物价上涨的影响相对较小。由长期均衡方程综合表达式可知,工资水平对物价水平的弹性系数变动区间最大值0.29074%与最小值0.22507%之差为0.06567%;外汇汇率对物价水平的弹性系数变动变动区间最大值0.25596%与最小值0.19114%之差为0.06482%;流通中货币对物价水平的弹性系数变动区间最大值0.07284%与最小值0.04231%之差为0.03053%。这表明了1995年至2011年,从工资水平、外汇汇率和流通中货币三者对物价水平影响程度的60年长期视角来看,推动我国物价上涨的主要因素是工资水平和外汇汇率,而流通中货币对我国物价上涨的影响相对较小。其主要原因可能主要在于自1995年至2011年我国经济发展经历了计划经济体制和计划与市场共存的经济体制,以及市场经济体制等不同阶段,而不同市场经济体制下影响物价波动的因素也是不同的。由于我国市场经济真正建立的时间还不长,所以,从60年实证分析的考察期来看,工资水平、外汇汇率和流通中货币三者对物价水平的影响程度表现出了依次减小的特征。

4 研究结论

1995年至2011年,工资水平、外汇汇率和流通中货币三者依次均与物价水平正相关,工资水平、外汇汇率和流通中货币三者对物价水平的弹性系数均具有区间性。工资水平每变动1%,物价水平随之变动0.22507%至0.29074%,外汇汇率每变动1%,物价水平随之变动0.19114%至0.25596%;流通中

货币每变动1%,物价水平随之变动0.04231%至0.07284%。滞后数对取值变大时,工资水平对物价变动的弹性系数具有不断变大的趋势,而外汇汇率对物价变动的弹性系数具有不断变小的趋势,流通中货币对物价变动的弹性系数变动基本稳定。从工资水平、外汇汇率和流通中货币三者对物价水平影响程度的60年长期视角来看,推动我国物价上涨的主要因素是工资水平和外汇汇率,而流通中货币对我国物价上涨的影响相对较小。由长期均衡方程综合表达式可知,工资水平对物价水平的弹性系数变动区间最大值与最小值之差为0.06567%;外汇汇率对物价水平的弹性系数变动变动区间最大值与最小值之差为0.06482%;流通中货币对物价水平的弹性系数变动区间最大值与最小值之差为0.03053%。

参考文献

- [1] 李朝鲜,王康. 物价波动影响工资增长的实证分析——以山东省为例[J]. 价格理论与实践,2012(12):52-53.
- [2] 刘丽,任保平. 工资、物价和经济增长的内在关系——来自中国数据的实证检验[J]. 社会科学研究,2008(1):72-76.
- [3] 丁守海. 工资与物价会螺旋波动吗? [J]. 统计研究,2010(9):65-72.
- [4] 陈彦斌,唐诗磊,李杜. 货币供应量能预测中国通货膨胀吗? [J]. 经济理论与经济管理,2009(2):22-28.
- [5] 傅强,朱映凤,袁晨. 中国通货膨胀主要影响因素的判定与阐释[J]. 中国工业经济,2011(5):5-15.
- [6] 范志勇. 中国通货膨胀是工资成本推动型吗? ——基于超额工资增长率的实证研究[J]. 经济研究,2008(8):102-112.
- [7] 吴剑飞,方勇. 中国的通货膨胀:一个新开放宏观模型及其检验[J]. 金融研究,2010(5):13-29.
- [8] 梁东黎. 物价和汇率的决定的一般均衡分析——对人民币“内贬外升”现象的解释[J]. 财贸研究,2009(5):86-92.
- [9] 赵彦志. 境外“热钱”、人民币汇率与物价水平[J]. 经济学动态,2011(4):67-73.
- [10] 曹伟,罗浩,邓升军. 人民币汇率传递对我国物价水平影响的实证分析:2005-2008[J]. 世界经济研究,2009(4):25-31,87.
- [11] 张成思. 人民币汇率变动与通货膨胀动态走势[J]. 国际金融研究,2009(5):87-96.

(下转第140页)

Credit and Deposit Volatility Research Based on ARCH Examination

BU Le-le, YAO Zuo-wen

(School of Economic and Management, Agricultural University of Anhui, Hefei 230036, China)

Abstract: Research of credit and deposit relationship with the diversification of China's capital market continues to improve and the financing channels, more and more important. Through the study on the volatility of the two, including ADF test, ARCH test and Granger test effect, results show that, China's credit funds and deposits is not ARCH effects of fluctuation, the deposit has certain influence on the credit funds, there is no necessary link between the two. The credit market in China is maturing.

Key words: credit funds; deposit; arch-test; granger test

(上接第 131 页)

[5] 国务院. 国务院关于支持深圳前海深港现代服务业合作区开发开放有关政策的批复[Z]. 2012-07-03.

[6] 周文凯. 温州市地方法人金融机构产融结合问题研究[J]. 货币银行, 2011(4): 50-53.

[7] 中共中央政治局. 中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定[Z]. 2013-11-15.

[8] 王婧. 金融排除视角下我国普惠金融体系构建理论[D]. 武汉: 武汉理工大学, 2013.

Inclusive Finance Practice、Problems and Solutions Discussion

LI Fan-feng, YANG Qi-ting, XU Hao, TANG Min, CAI Yan-ling,
LIAO Na, YU Yong-yi, FAN Jia-feng

(Wuyi University, Jiangmen Guangdong 529020, China)

Abstract: In recent years, a number of countries have made remarked achievements which pioneered the exploration of the road in inclusive financial. China's current financial reform is trying to use the inclusive financial model to seek the effective solutions. This article mean to analyzes the Wen zhou and Shen zhen comprehensive reform pilot area of financial policy options, summarize the reform of the process of practice to the problems, and on the basis of the problem put forward the corresponding policy recommendations to provide a demonstration in other parts of the financial reform of our country and given some reference value.

Key words: inclusive finance; private capital; financial risk; financial reform

(上接第 136 页)

The Relationship between Price Fluctuation and Wage Level, Foreign
Exchange Rate, Currency in Circulation

——Estimation of elastic coefficient having the whole interval from the perspective
of the co-integration test

GU Cheng-jun

(Urumqi Central Sub-branch of People's Bank of China, Urumqi 830002, China)

Abstract: The conclusions of the co-integration test showed that: from 1952 to 2011, it was positively between price fluctuation and wage level, foreign exchange rates and currency in circulation; the elastic coefficients of the three factors on price fluctuation had interval; the wage level for each 1% changed, the price level changed from 0.225 07% to 0.290 74%, the exchange rate changed every 1%, price level changed from 0.191 14% to 0.255 96%, currency in circulation changed every 1%, price level changed from 0.042 31% to 0.072 84%; from the view of the 60-year long term perspective of the three factors' effects on price fluctuation, the wage level and the foreign exchange rates were the main factors of price rising, and the currency in circulation on the impact of China's inflation was relatively small.

Key words: the price fluctuation; the salary; the foreign exchange rate; the liquidity; the co-integration test