



引用格式:水兵兵. 外汇占款冲销视角下外汇流入对地区经济的影响——基于9省面板数据协整与ECM的实证研究[J]. 郑州轻工业学院学报(社会科学版),2016,17(6):60-63.

中图分类号:F82 文献标识码:A

DOI:10.3969/j.issn.1009-3729.2016.06.007

文章编号:1009-3729(2016)06-0060-04

# 外汇占款冲销视角下外汇流入对地区经济的影响

——基于9省面板数据协整与ECM的实证研究

**Foreign exchange inflows have an impact on regional economic from the view of funds outstanding for foreign exchange write-offs**

—Based on the empirical study of panal data integration and ECM of nine provinces

水兵兵

SHUI Bing-bing

郑州轻工业学院 财务处, 河南 郑州 450002

**摘要:**我国特殊的结售汇制度,使外汇占款、冲销成为决定我国基础货币投放量的重要因素。由于我国不同地区对外开放水平的差异和外汇占款的原因,更多的基础货币自然地流入东部沿海地区,而货币的冲销却是全国统一的,这种不可逆的货币投放、回笼过程,最终导致基础货币的投放在各地区的不均衡,产生货币区域效应,影响地区经济发展水平。利用我国东中西部9个省份的面板数据,基于协整和误差修正模型的实证研究,得出结论:一个省份的经济发展水平与外汇流入水平存在长期均衡关系,外汇流入的不均衡是导致经济发展水平不均衡的原因之一。

**关键词:**  
外汇占款;  
冲销;  
外汇流入;  
区域效应

收稿日期:2016-02-23

作者简介:水兵兵(1985—),男,河南省沁阳市人,郑州轻工业学院会计师,主要研究方向:货币学、国际金融学。

外汇占款冲销是随着我国的特殊结售汇制度而出现的一种货币政策, 目前已成为我国货币政策的重要组成部分。外汇占款冲销影响货币政策继而产生货币政策区域效应, 对地区经济发展产生重要影响。国外关于货币政策区域效应的研究, 自欧盟实施统一货币政策后逐渐兴起。G. Carlinol 等<sup>[1]</sup>对美国5个地区进行了研究, 发现其中一个地区的货币政策区域效应非常明显, 另外两个地区则不敏感。EE Meade 等<sup>[2]</sup>从区域研究的视角出发, 通过对欧盟58个地区的数据分析, 得出: 欧盟5个国家存在显著的货币政策区域效应, 随着欧盟国家之间的逐步融合, 这种差异逐渐减小。国内相关研究是从改革开放尤其是中国加入WTO后逐渐多起来的, 主要集中在货币政策区域效应的一般化研究。曹永琴<sup>[3]</sup>认为, 对货币政策的反应, 南部地区比北部地区更敏感。刘玄等<sup>[4]</sup>认为, 对货币政策的反应, 东部地区较敏感, 中西部地区较迟钝, 东部地区传导的速度和深度均大于中西部。张晶<sup>[5]</sup>认为, 中、东部反应弹性较大, 西部反应弹性小但持续时间长。关于导致出现货币政策区域效应的原因, 学者们主要从货币政策的传导机制入手, 认为经济发展水平差异、地区开放程度、产业结构、金融发展水平与结构、企业产权性质与规模、国企比重、国有银行信贷制度等是产生货币政策区域效应的主要原因<sup>[3-4]</sup>, 但从外汇占款冲销视角分析的则很少。

近年来, 我国国际收支连年出现巨额顺差, 外汇储备迅速增加, 最高时超过4万亿美元, 居全球首位。由于我国实行强制结售汇制度, 外汇占款已成为投放基础货币的最重要渠道。为了调节国内货币总量、平抑通货膨胀, 中国人民银行采取货币冲销来达到回笼资金的目的。可见, 外汇占款冲销已经成为当前我国货币政策非常重要的组成部分。外汇占款冲销的规模在很大程度上决定基础货币的投放、回收的规模,

从而决定最终投放到各地区的基础货币的数量。由于我国各地区对外开放水平不均衡, 外汇占款所投放的货币更多地流向东部沿海地区, 而通过冲销回笼货币的政策却是全国统一的、“一刀切”的, 基础货币的投放和回笼显然是两条不可逆的路径, 结果将导致各地区货币供应与经济发展水平不均衡。这种特殊的货币政策体系, 势必会在原有传导机制的基础上进一步放大货币的区域差异效应。李健<sup>[6]</sup>认为, 各地区外汇流入的不平衡和全国“一刀切”的冲销政策, 最终将导致货币在各地区供应的不平衡, 造成东部流动性过剩、西部流动性过紧的现象。

本文拟利用我国东中西部9个省份的面板数据, 基于协整和误差修正模型的实证研究, 探寻导致经济发展水平不均衡的原因, 以期有助于实现我国地区经济的均衡发展。

## 一、数据选取与研究方法

### 1. 数据选取

本文选取2003—2012年属于东部沿海地区的广东、江苏、浙江, 属于中部地区的河南、安徽、江西、湖北和属于西部地区的陕西、青海9个省份的面板数据。其2012年的GDP和NF(净出口额+外商直接投资)见表1。从表1可以看出, 东部沿海省份2012年的NF, 无论绝对规模还是占本省GDP的比重, 都大于中部地区, 而中部地区大于西部地区, 差异明显, 呈阶梯式。

### 2. 研究方法

首先对GDP和NF取自然对数变换为 $\ln GDP$ 和 $\ln NF$ (见图1)。从图1可以看出,  $\ln GDP$ 序列和 $\ln NF$ 序列均呈上升趋势, 表现出非平稳性。因此首先对这两个序列进行平稳性检验, 并求出其单整阶数。两个序列虽然都呈上升趋势, 但走向比较一致, 可能具有长期均衡

关系。如果两个序列单整阶数相同,则继续检验两个序列的协整性;如果协整,则建立误差修正模型,进一步分析两者之间的长期静态特征和短期动态特征。

表1 2012年我国东中西部九省份GDP和NF情况

序号	省份	GDP/万元	NF/万元	NF/GDP
1	广东	570 679 177	118 441 554	21%
2	江苏	540 582 200	91 433 478	17%
3	浙江	346 653 300	94 499 508	27%
4	河南	295 993 100	12 455 733	4%
5	安徽	172 120 506	14 423 987	8%
6	江西	129 488 800	14 920 259	12%
7	湖北	222 504 500	7 890 092	4%
8	陕西	144 536 800	3 435 001	2%
9	青海	18 935 400	319 311	2%

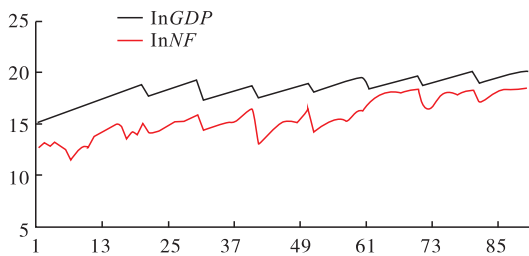


图1 lnGDP与lnNF关系图

## 二、实证检验

### 1. 平稳性检验

lnGDP和lnNF序列平衡性检验结果见表2。从表2可以看出,lnGDP和lnNF原序列均未通过平稳性检验,lnGDP的一阶差分序列通

过平稳性检验,lnNF的一阶差分序列有两种方法通过平稳性检验(LLC,PP),且LLC和PP的统计量值均比较大,因此可以认为lnNF的一阶差分序列在很大概率上通过平稳性检验。因此lnGDP和lnNF均是一阶单整序列,单整阶数相同,且 $DlnGDP, DlnNF \sim I(0)$ ,可以进行协整检验。

### 2. 协整检验

本文基于Kao检验来检验lnGDP序列和lnNF序列的协整性,结果见表3。由表3可知,ADF统计量检验显著(在5%的置信水平下),即Kao检验认为两个序列之间存在协整关系。

### 3. 误差修正模型

根据格兰杰定理,如果两个变量协整,则这两个变量必有误差修正模型表达式的存在。因此,本文将建立lnGDP和lnNF的误差修正模型(ECM),回归结果见表4,表达式如下:

$$DlnGDP_t = 0.2483 + 0.0419DlnNF_t - 0.0093ECM_{t-1} \quad (1)$$

其中

$$ECM_t = lnGDP_t - 0.5436lnNF_t \quad (2)$$

①式说明,lnGDP<sub>t</sub>与lnNF<sub>t</sub>的长期关系是lnGDP<sub>t</sub> = 0.5436lnNF<sub>t</sub>,这表明lnGDP<sub>t</sub>对lnNF<sub>t</sub>的弹性系数为0.5436。对于各省份来说,外资进入每增加1%,该省的GDP将增加0.5436%。

②式说明,短期内省际外资进入的变化(DlnNF<sub>t</sub>)以0.0419的比例影响省际GDP的变

表2 lnGDP和lnNF序列平稳性检验

序列名称	Method	原序列				一阶差分序列			
		Statistic	Prob. **	Cross-sections	Obs	Statistic	Prob. **	Cross-sections	Obs
lnGDP	Levin, Lin & Chu t*	-4.44776	0.0000	9	79	-13.9953	0.0000	9	63
	Breitung t-stat	-0.02172	0.4913	9	70	-1.42729	0.0767	9	54
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.18227	0.4277	9	79	-2.13937	0.0162	9	63
	ADF - Fisher Chi-square	21.0716	0.2758	9	79	53.5476	0.0000	9	63
	PP - Fisher Chi-square	40.5566	0.0018	9	81	79.5679	0.0000	9	72
lnNF	Levin, Lin & Chu t*	-4.97539	0.0000	9	77	-4.41806	0.0000	9	70
	Breitung t-stat	-2.68916	0.0036	9	68	-0.39909	0.3449	9	61
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.13804	0.4451	9	77	-0.10485	0.4582	9	70
	ADF - Fisher Chi-square	18.5899	0.4175	9	77	21.2984	0.2646	9	70
	PP - Fisher Chi-square	13.3805	0.7685	9	81	29.4304	0.0434	9	72

化( $D\ln GDP_t$ )。非均衡误差则以0.0093的比例影响后一期省际GDP的变化。从表4可以看出, $ECM_t$ 的系数并不显著,这说明NF与GDP之间相互适应的速度非常快,两个变量在很短时间内就会达到均衡状态,这个时间可能小于1年。这与我国的外资结构有一定关系,在我国外资总额中,净出口所占的比例远远大于吸引外国直接投资的比例,而对外贸易几乎是在当年直接进入GDP的计算范围之内。随着我国吸收外资投资的比重逐渐加大,非均衡误差的调整周期会逐渐变长, $ECM_t$ 的系数会变得显著。

整个误差修正方程估计通过显著性检验( $P(F) = 0.016689 < 0.05$ ),  $DW = 1.96$ ,模型的残差序列不存在自相关问题。由于 $\ln GDP$ ,  $\ln NF \sim I(1)$ ,  $\ln GDP$ 和 $\ln NF$ 存在协整关系,所以①式的参数估计具有优良特性,不存在虚假回归问题。

表3  $\ln GDP$ 和 $\ln NF$ 协整检验

ADF	t - Statistic	Prob.
	-1.648146	0.0497
Residual variance	0.021349	
HAC variance	0.042499	

表4 ECM估计及相关检验结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
C	0.248312	0.089802	2.765104	0.0071
$D(\ln NF)$	0.041924	0.014307	2.930248	0.0044
$ECM$	-0.009307	0.009189	-1.012809	0.3143
R - squared	0.099630	Mean dependent var		0.164620
Adjusted R - squared	0.076543	S. D. dependent var		0.045852
S. E. of regression	0.044062	Akaike info criterion		-3.370104
Sum squared resid	0.151434	Schwarz criterion		-3.281421
Log likelihood	139.4892	Hannan - Quinn criter.		-3.334523
F - statistic	4.315512	Durbin - Watson stat		1.956435
Prob(F - statistic)	0.016689			

### 三、结语

我国特殊的结售汇制度和东中西部对外开放水平的不均衡,导致了货币投放在各地区的

差异,进而影响到地区经济发展水平。通过对分别来自我国东中西部地区的面板数据分析得出结论:一个地区的经济发展水平与外汇流入水平具有长期均衡关系。从长期来看,外汇流入的不均衡确实是产生地区经济差异的原因之一,这从一个方面解释了东部沿海地区比中西部地区经济发展较快的原因。从短期均衡来看,非均衡误差并不显著,可能是因为GDP和NF在很短时间内就达到均衡状态,这与我国对外经济结构有一定关系。这也从一个侧面反映出我国仍处在“走出去”的初级阶段,资源密集型、劳动力密集型等产业链很短,投入短时间内就可以见到成效的初级加工贸易仍占很大比重,而创新性强、技术含量高、产业链长的技术密集型、资本密集型产业所占比重还比较低。这也是今后我国提高经济发展质量、促进产业结构调整所需要解决的问题之一。

### 参考文献:

- [1] CARLINO G, DEFINA R. The differential regional effects of monetary policy[J]. Review of Economics and Statistics, 1998(11): 572.
- [2] MEADE EE, SHEETS N. Regional influences on U. S. monetary policy: some implications for Europe[J]. Journal of Economic Integration, 2001(9): 399.
- [3] 曹永琴. 中国货币政策效应的区域差异研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(9): 37.
- [4] 刘玄, 王剑. 货币政策传导地区差异: 实证检验及政策含义[J]. 财经研究, 2006(5): 70.
- [5] 张晶. 中国货币政策区域效应差异及其原因研究——结构VAR模型下的实证分析[J]. 广东金融学院学报, 2006(4): 70.
- [6] 李健. 外汇占款冲销对货币供应不平衡的影响研究[J]. 未来与发展, 2012(4): 71.