

# 市场消息、汇率波动与个人外汇业务 “羊群行为”特征\*

王笑笑 孙天琦

**内容摘要：**本文选取2010年1月1日—2017年10月31日日度数据实证检验了市场消息、汇率波动对个人外汇业务的影响。结果发现：第一，汇率波动和市场消息会影响个人外汇业务，汇率贬值或市场消息消极变动，会增加个人购汇；汇率升值或市场消息积极变动，会减少个人购汇。第二，市场消息、汇率波动对个人外汇业务存在螺旋强化影响，市场消息对个人购汇的影响会通过汇率波动渠道被放大，汇率波动对个人购汇的影响会通过市场消息渠道被放大，导致个人外汇业务“羊群行为”特征明显。随着外汇市场开放程度不断提高，相关管理机构应加强与市场沟通，及时澄清虚假或恶意消息，释放权威消息，防范个人外汇业务盲目受市场消息、汇率波动影响而出现“羊群行为”风险，积极完善个人外汇业务管理，维护外汇市场稳定。

**关键词：**市场消息 汇率波动 个人外汇业务 羊群行为

**中图分类号：**F830；F012

**文献标识码：**A

## 引言

2015—2016年期间，在国内外多重复杂形势交错下，外汇市场波动加剧。2015年年底、2016年年中、2016年年底外汇市场三次遭受剧烈冲击。其中，市场消息与外汇市场波动的共振值得关注，如图1—图3所示<sup>①</sup>，2015—2016年期间，市场消息、汇率波动、个人购汇表现出较强的同步

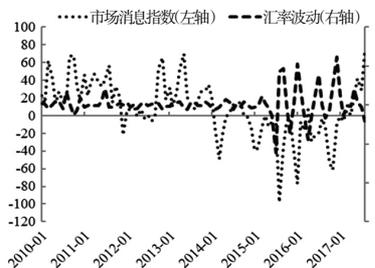


图1 市场消息与汇率波动共振

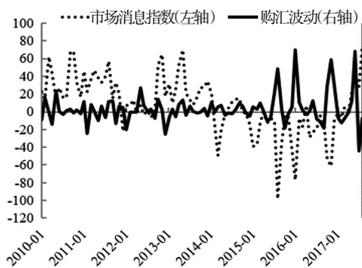


图2 市场消息与个人购汇波动共振

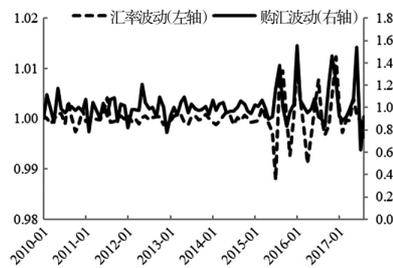


图3 汇率波动与个人购汇波动共振

**作者简介：**王笑笑，经济学博士，中国人民银行金融研究所博士后流动站博士后、兴业证券经济与金融研究院研究员；孙天琦，经济学博士，教授，中国人民银行。文中观点仅代表作者学术研究观点，不代表作者所在机构观点，文责自负。

\* **基金项目：**本文获国家自然科学基金青年项目“外部输入型风险冲击、系统性风险防范与跨境资本流动宏观审慎管理研究”（71903194）、中国博士后科学基金一等资助项目“基于机器学习的舆情与汇率关联机制研究”（2018M630243）资助。

<sup>①</sup>数据来源于中国人民银行、国家外汇管理局和中国知网。

共振特征，个人外汇业务呈现“羊群行为”特征，给外汇市场平稳运行带来挑战。

关于市场消息如何影响外汇市场运行，已有研究对市场消息与汇率变动之间的影响关系做了诸多探讨 (Thomas & Sam, 2004; Love & Payne, 2008; Ho et al., 2017)，但市场消息对个人外汇业务的影响还鲜有文献涉及。市场消息、汇率波动与个人外汇业务之间存在着怎样的关联逻辑？如何解释市场消息变化、汇率波动时期个人外汇业务呈现的“羊群行为”特征？未来怎样防范市场消息、汇率波动、个人外汇业务同步共振对外汇市场平稳运行的不利影响？本文尝试回答以上问题，试图厘清并求证市场消息、汇率波动与个人外汇业务之间的关联逻辑和影响关系。

本文的边际贡献主要体现为：第一，现有文献较少研究市场消息、汇率波动、个人外汇业务同步共振对外汇市场稳定的影响，本文探索性地进行了相关探讨。第二，基于对汇率决定新闻模型的拓展，本文解析了市场消息、汇率波动与个人外汇业务之间的影响机制。第三，本文实证检验了市场消息、汇率波动与个人外汇业务之间的影响关系，解释了个人外汇业务“羊群行为”特征。

## 一、文献综述

已有关于市场消息对金融市场影响的研究大致分为两类，一是探讨市场消息对资产价格的影响；二是关注市场消息对交易行为的影响。

### (一) 市场消息对资产价格影响的相关研究

20 世纪 70 年代以来，市场消息对资产价格的影响一直是学界关注的问题。Davies & Canes (1978) 发现，媒体“小道消息”对股价会产生显著影响。此后，较多研究都发现市场消息会影响股价，例如，Mathur & Waheed (1995) 和 Richard (2002) 关于媒体谣言、负面新闻等市场消息对股价影响的研究；Huberman & Regev (2001) 和 Engelberg & Parsons (2011) 关于公司新闻报道对股票交易活跃度和股价影响的研究。此外，一些研究探讨了市场消息对汇率的影响。Mussa (1979) 和 Frenkel (1981) 探讨了新闻在汇率决定中的作用，提出了汇率决定新闻模型。Lyons (1995) 和 Evans & Lyons (2002) 揭示了信息在外汇市场中的传播机制及对汇率的影响。Love & Payne (2008) 研究发现，公开信息会被纳入交易指令从而影响汇率。Ho et al. (2017)，朱孟楠和闫帅 (2018) 研究发现，新闻对人民币汇率有明显影响。

21 世纪以来，媒体行为对资产价格的影响在国内研究中也逐渐被关注。朱宝宪和王怡凯 (2001)、徐永新和陈婵 (2009) 以报刊荐股专栏报道为样本进行研究发现，投资建议推荐的股票组合可以获得显著高于市场的收益率。赵静梅等 (2010) 研究发现，谣言传播会对股价造成明显冲击。游家兴和吴静 (2012) 对资产定价中的媒体效应进行研究发现，当新闻报道传递出的情绪越高涨或越低落时，股票价格越有可能偏离其基本价值。雷震等 (2016) 采用行为实验的方法研究发现，谣言会直接影响投资者的风险投资行为进而导致股价过度波动。这些研究虽然探讨的视角和方法不同，但都认为在中国金融市场中，市场消息对资产价格会产生显著影响。

### (二) 市场消息对交易行为影响的相关研究

市场消息对交易行为的影响是金融市场中关于市场消息效应研究的重要分支，此类研究的一个主要话题是金融市场中的“羊群行为”。“羊群行为”是指在金融市场中，投资者同时面临私人信息和市场消息时，投资决策往往放弃参考私人信息，仅参考市场消息，导致投资者出现趋同交易行为 (Banerjee, 1992; 宋军和吴冲锋, 2001)。对于“羊群行为”的解释有非常丰富的文献，其中，从市场消息角度给出解释的信息流模型 (Bikhchandani et al., 1992) 认为，由于金融市场信息不完全，投资者往往会根据市场消息做决策，产生“羊群行为”。Reis (2006) 指出，投资者主要是通过媒体报道获得市场消息，而不是自己跟踪研究，在“羊群行为”产生及资产价格泡沫产生和破灭的过程中，市场消息发挥着信息来源和中介作用。

实证层面亦有诸多研究给出了金融市场存在“羊群行为”的证据。一类研究认为，如果“羊群行为”的结果是交易行为趋同，那么投资者交易行为和投资组合也具有趋同性，可以用投资者交易行为或者资产组合不均衡程度来衡量“羊群行为”。Wermers (1999) 用买卖双方交易量不均衡程度测度“羊群行为”发现，投资者之间“羊群行为”明显。Graham (1999) 用资产组合变动的趋同程度衡量“羊群行为”发现，机构投资者之间存在“羊群行为”。李学峰和李佳明 (2011)、许年行等 (2013) 研究发现，在中国金融市场，机构投资者之间存在“羊群行为”。另一类研究认为，如果金融市场中存在“羊群行为”，投资者的投资行为会趋向于跟从市场舆论，那么个股收益率将不会太偏离市场整体收益率，可以用股价分散度测度“羊群行为”。William & Roger (1995) 研究发现，在美国股市中不存在“羊群行为”。Chang et al. (2000) 研究发现，美国、日本等成熟金融市场不存在“羊群行为”，中国台湾、韩国等新兴金融市场存在“羊群行为”。宋军和吴冲锋 (2001)、孙培源和施东晖 (2002)、马丽 (2016) 研究发现，我国股票市场的投资者之间存在明显的“羊群行为”。

现有关于金融市场，特别是股票市场中，市场消息效应的研究成果较丰富。国外有部分研究针对外汇市场进行了积极探索 (Thomas & Sam, 2004; Ho et al., 2017)，但国内的研究基本未涉及外汇市场。因此，深入考察外汇市场中的市场消息效应，探索我国外汇相关的市场消息与外汇市场波动共振现象十分重要。

## 二、理论分析

个人外汇业务按交易方向可分为购汇和结汇，2007年2月起施行的《个人外汇管理办法》对个人结汇和个人购汇实行年度总额管理。个人结汇的前提是要先持有外币，而个人购汇在年度总额内凭本人有效身份证件即可办理，因此在交易便利性方面，个人购汇相较于个人结汇更加自主灵活，本文主要研究个人购汇的“羊群行为”特征。个人购汇主要来源于两种需求，一是因使用外币而产生的使用需求；二是由于汇率变动引起的资产保值或投资需求。假设使用需求主要受需求因素  $x$  影响，资产保值或投资需求主要受汇率因素  $e$  影响。 $t$  期个人购汇量  $B_t$  可表示如下：

$$B_t = f_1(x_t) + f_2(e_t) \tag{1}$$

在金融市场不完全条件下， $t-1$  期个人会根据所获信息集  $I_{t-1}$ ，形成对  $t$  期购汇量的预期  $E_{t-1}(B_t|I_{t-1})$ ，表示如下：

$$E_{t-1}(B_t|I_{t-1}) = E_{t-1}[f_1(x_t)|I_{t-1}] + E_{t-1}[f_2(e_t)|I_{t-1}] \tag{2}$$

由于  $t$  期实际购汇量为  $B_t$ ，可将  $t$  期末预期到的购汇量表示如下：

$$B_t - E_{t-1}(B_t|I_{t-1}) = \{f_1(x_t) - E_{t-1}[f_1(x_t)|I_{t-1}]\} + \{f_2(e_t) - E_{t-1}[f_2(e_t)|I_{t-1}]\} \tag{3}$$

如果市场主体是理性预期的，可得  $f_1(x_t) = E_{t-1}[f_1(x_t)|I_{t-1}]$ ，则式 (3) 可表示为：

$$B_t - E_{t-1}(B_t|I_{t-1}) = f_2(e_t) - E_{t-1}[f_2(e_t)|I_{t-1}] \tag{4}$$

式 (4) 为市场主体行为理性时， $t$  期末预期到的购汇量冲击，主要受汇率因素影响。根据 Mussa (1979)，Frenkel (1981)，徐剑刚和唐兴国 (1998) 等对汇率决定新闻模型的研究，假设汇率因素  $e$  由国内外经济基本面差异决定，具体形式如下：

$$e_t = \phi \times (y_t - y_t^*) + \gamma \times (m_t - m_t^*) + \eta \times (r_t - r_t^*) \tag{5}$$

其中， $y$  为经济增长因素， $m$  为货币政策因素， $r$  为利率因素，\* 号表示外国变量。式 (5) 说明，汇率是对两国经济增长、货币政策、利差等因素的差的调整。根据无抛补利率平价条件 (徐剑刚和唐兴国，1998)，预期汇率与实际汇率的差异能够平衡两国利差，表示如下：

$$E_t(e_{t+1}|I_t) - e_t = r_t - r_t^* \tag{6}$$

令  $\phi \times (y_t - y_t^*) + \gamma \times (m_t - m_t^*) = f_3(z_t)$ ，表示经济和货币条件，将  $f_3(z_t)$  连同式 (6) 代入式 (5)，经变换和迭代可得：

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{\eta}{1+\eta} \right)^j f_3(z_{t+j}) \Pi_t \right] \quad (7)$$

式 (7) 表明在  $t$  期信息集  $I_t$  基础上,  $t$  期汇率  $e_t$  由当期经济和货币条件  $z_t$  及对未来各期经济和货币条件  $z_{t+j}$  的预期决定。由式 (7) 可得:

$$E_{t-1}(e_t | I_{t-1}) = \frac{1}{1+\eta} \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{\eta}{1+\eta} \right)^j E_{t-1}[f_3(z_{t+j}) \Pi_{t-1}] \right\} \quad (8)$$

则  $t$  期末预期到的汇率冲击可以表示为:

$$e_t - E_{t-1}(e_t | I_{t-1}) = \frac{1}{1+\eta} \{ f_3(z_t) - E_{t-1}[f_3(z_t) \Pi_{t-1}] \} + \frac{1}{1+\eta} \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{\eta}{1+\eta} \right)^j (E_t[f_3(z_{t+j}) \Pi_t] - E_{t-1}[f_3(z_{t+j}) \Pi_{t-1}]) \right] \quad (9)$$

在行为理性条件下,  $f_3(z_t) = E_{t-1}[f_3(z_t) \Pi_{t-1}]$ , 式 (9) 可表示为:

$$e_t - E_{t-1}(e_t | I_{t-1}) = \frac{1}{1+\eta} \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{\eta}{1+\eta} \right)^j (E_t[f_3(z_{t+j}) \Pi_t] - E_{t-1}[f_3(z_{t+j}) \Pi_{t-1}]) \right] \quad (10)$$

式 (10) 表明, 信息集  $I$  从  $t-1$  期到  $t$  期发生的变化是未预期到的汇率变化的重要影响因素, 信息集  $I$  从  $t-1$  期到  $t$  期发生的变化用  $t$  期发生的新闻  $N_t$  表示, 式 (10) 可简化为:

$$e_t - E_{t-1}(e_t | I_{t-1}) = f_4(N_t) \quad (11)$$

假设  $f_2$  为线性函数, 联立式 (4) 和式 (11), 可以得到:

$$B_t - E_{t-1}(B_t | I_{t-1}) = f_2(e_t) - E_{t-1}[f_2(e_t) \Pi_{t-1}] = f_2[e_t - E_{t-1}(e_t | I_{t-1})] = F(N_t) \quad (12)$$

式 (12) 表明, 市场消息通过影响汇率而影响购汇。由于市场消息中包含大量对汇率水平、变动趋势的报道, 因此, 汇率变动也会影响市场消息。当市场主体认识到市场消息会影响汇率时, 往往在市场消息出现的时候就会做出反应, 因此, 市场消息的变化往往也能直接影响购汇。综上可知, 在式 (1) 的基础上进一步考虑上述逻辑, 可得购汇量除受基本面因素、汇率因素影响外, 也受市场消息影响, 同时市场消息与汇率之间还存在相互影响关系。

### 三、检验设计与变量说明

#### (一) 检验设计

##### 1. 以购汇量为被解释变量的模型 I

前文阐释了市场消息、汇率、个人购汇之间的关系, 后文的研究将基于现实数据进行实证检验, 构建如下以个人购汇量为被解释变量的检验模型 I:

$$B_t = \alpha \times E_t + \beta \times N_t + \theta \times N_t \times E_t + \gamma \times X_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

其中,  $B$  为个人购汇量,  $E$  为汇率,  $N$  为外汇市场消息,  $N \times E$  为市场消息与汇率交互项,  $X$  为影响个人购汇的其他变量。从购汇需求看, 收入水平提升、增加外币存款、出境旅游、出境留学等都会导致个人外汇需求增加, 因此, 其他变量包括收入水平、外币存款、出境旅游、出境留学。

##### 2. 以购汇量波动为被解释变量的模型 II

根据式 (12), 同时考虑市场消息和汇率之间存在的交互影响, 可知个人购汇变化不仅受汇率波动影响, 也受市场消息影响。这为检验市场消息、汇率、个人购汇之间的关系提供了另外一种思路, 构建如下以购汇量波动为被解释变量的检验模型 II:

$$\tilde{B}_t = \alpha \times \tilde{E}_t + \beta \times N_t + \gamma \times N_t \times \tilde{E}_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中,  $\tilde{B}$  为购汇量波动,  $N$  为外汇市场消息,  $\tilde{E}$  为汇率波动。

#### (二) 变量说明

个人购汇, 用个人购汇量  $Buy$  表示, 数据来源于国家外汇管理局内部数据, 鉴于数据可得性, 时间范围为 2010 年 1 月 1 日—2017 年 10 月 31 日。

市场消息，本文考虑市场消息的两个特征：情绪和传播广度。区分新闻报道传递的情绪是积极还是消极，以及不同新闻报道的传播广度差异。获取市场消息指标的过程为：第一步，选定中国知网中国重要报纸全文数据库为检索数据库，时间范围为2010年1月1日—2017年10月31日。第二步，以汇率、跨境资金流动、外汇市场等关键词进行检索，获取新闻报道26573篇。第三步，剔除重复、主题不是针对人民币汇率的新闻报道等，最终获得新闻13832篇。第四步，定义情绪关键词，以关键词组合方法将情绪分为积极、消极、中性三类，对每篇报道进行情绪识别。对于无法通过关键词组合方法识别情绪的新闻报道，通过人工复读进行判断。第五步，将积极、中性、消极报道分别赋值1、0和-1；将报刊分为中央官媒、全国性报刊、区域性报刊，对传播广度权数分别赋值为2、1和0.5；将每篇报道的情绪赋值和传播广度赋值相乘，按日加总得到考虑报道情绪和传播广度的日度市场消息变量News，该变量绝对值越大，表示向市场传递外汇相关积极（消极）情绪的程度越大、范围越广。

由于个人购汇参照的汇率标准是中国人民银行公布的人民币汇率中间价，选取人民币汇率中间价作为汇率指标，记为Cen，数据来源于中国人民银行，时间范围为2010年1月1日—2017年10月31日。

其他变量：收入水平，用城镇居民人均可支配收入Income衡量，数据来源于国家统计局；外币存款，用银行外币存款FgnDeposits衡量，数据来源于中国人民银行；出境人数，用国内居民出境旅游人数OutTourism衡量，数据来源于文化和旅游部；留学人数，用出境留学生数量StdAbroad衡量，数据来源于教育部。时间范围为2010年1月1日—2017年10月31日，尽可能选取高频数据。最终获得城镇居民人均可支配收入季度数据、外币存款月度数据、国内居民出境旅游人数季度数据、出境留学人数年度数据。

### （三）数据处理

由于获取的数据存在频率不统一问题，实证检验之前需要先处理数据混频问题。个人购汇变量、市场消息变量日频数据通过加总降频为月度数据，汇率变量日频数据通过取平均值降频为月度数据，城镇居民人均可支配收入、国内居民出境旅游人数、出境留学人数通过指数平均法升频为月度数据。统一数据频率后，个人购汇量、城镇居民人均可支配收入、国内居民出境旅游人数存在明显的季节效应。经处理，得到去季节趋势的各变量月度数据。检验模型II仅使用个人购汇量、市场消息变量、汇率变量，且三者均可取日度数据，因此，可以直接用取对数差分法获得购汇量波动日度数据BuyD、汇率波动日度数据CenD。各变量的统计描述如表1所示。实证分析前，先对市场消息与汇率之间是否存在交互影响进行检验。格兰杰因果检验结果显示<sup>①</sup>，市场消息与汇率之间存在较为显著的相互影响，结果支持前文考虑市场消息与汇率相互影响的分析。

表1 变量描述性统计结果

变量名称	变量符号	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
购汇量	BuyM	94	10.99	6.05	3.54	31.61
市场消息	NewsM	94	16.38	52.25	-156.50	133.50
汇率中间价	CenM	94	6.43	0.26	6.10	6.92
收入水平	IncomeM	94	2.30	0.46	1.52	3.12
外币存款	FgnDepositsM	94	4.87	1.91	2.00	7.88
出境旅游	OutTourismM	94	3.13	1.35	1.12	5.85
出国留学	StdAbroadM	94	3.68	0.83	2.25	5.11
购汇量波动	BuyD	2861	3.61	3.12	-0.01	27.38
市场消息	NewsD	2066	0.44	2.82	-24.00	15.00
汇率波动	CenD	2861	6.43	0.26	6.09	6.95

注：变量符号尾字母为M表示月度数据，尾字母为D表示日度数据。

## 四、结果分析

### （一）检验结果

#### 1. 基准回归结果

用全样本数据对模型I进行估计，结果如表2所示，单独考虑汇率、市场消息对购汇量的影响，

<sup>①</sup>篇幅所限，格兰杰因果检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

汇率对购汇量的影响为正但显著性不高，市场消息对购汇量的影响显著为负。在考虑汇率对购汇量影响的前提下，市场消息对购汇量的影响显著为正，说明市场消息和汇率对购汇量的影响并不是相同的，进一步验证前文关于市场消息、汇率、个人购汇之间的理论分析是正确的。考察市场消息和汇率对购汇量的影响，市场消息对购汇量影响显著为负，汇率对购汇量影响显著为正，即市场消息变差、汇率贬值会使购汇量增加，反之亦然。

加入控制变量后，交互项  $\text{NewsM} \times \text{CenM}$  的回归系数为  $-0.78$ ，且在 1% 水平上显著。对模型求  $\text{NewsM}$  的偏导，由于汇率变量始终为正，则  $\text{NewsM}$  对  $\text{BuyM}$  的综合影响效应为负，说明市场消息在影响购汇者情绪对购汇产生影响的同时，也会通过影响交易行为影响汇率。由于汇率水平也是影响个人外汇业务的重要变量，因此，当出现负面市场消息时，一方面，购汇者会受负面消息影响增加购汇；另一方面，外汇交易者会受负面消息影响在外汇交易中形成更低的汇率报价 (Love & Payne, 2008)，汇率贬值进一步导致购汇量增加。在市场消息为负时，对引入交互项的模型求  $\text{CenM}$  的偏导， $\text{CenM}$  对  $\text{BuyM}$  的综合影响效应为正，说明如果汇率贬值叠加负面市场消息，则汇率贬值会使市场消息进一步恶化，引起汇率贬值加剧，汇率变动对个人外汇业务的影响也会变大。

模型 II 的估计结果如表 3 所示，在不同回归模型中， $\text{CenD}$  的回归系数始终显著为正，说明汇率贬值会使购汇量波动增加，反之亦然。 $\text{NewsD}$  的回归系数始终显著为负，说明市场消息变差会使购汇量波动增加，反之亦然。交互项  $\text{NewsD} \times \text{CenD}$  的回归系数为  $-0.67$  且显著，说明当汇率贬值时，市场消息对购汇量波动的消极影响会被加强；当市场消息恶化时，汇率贬值对购汇量波动的消极影响也会被强化。

综上所述可知，市场消息对个人外汇业务的影响并没有如汇率决定新闻模型所揭示的那样被完全包含在汇率中。当考虑汇率对个人购汇的影响时，市场消息对个人购汇影响显著为负，即积极的市场消息会减少购汇，消极的市场消息会增加购汇；市场消息与汇率之间存在互相影响，市场消息会通过汇率渠道放大对个人购汇的影响。尤其是当汇率贬值叠加负面市场消息时，市场消息恶化、汇率贬值会相互强化，对个人购汇形成负向螺旋影响，使汇率贬值、市场消息恶化、购汇量变化同步剧烈共振，产生个人购汇“羊群行为”。

## 2. 对内生性问题导致的估计偏误的处理

为了得到尽可能准确的估计结果，需考虑被解释变量与解释变量之间可能存在因果关系导致的内生性问题。现实中，个人外汇业务体量较小，对汇率的影响不大，不会引起汇率变量估计结果的内生性问题。但个人外汇业务变化可能会由于受媒体关注而影响市场消息，二者之间可能存在相互影响关系使市场消息变量回归结果存在内生性。为了规避市场消息变量内生性问题对回归结果的影响，

表 2 模型 I 的 OLS 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CenM	8.2429* (4.5186)		4.8962** (1.9143)	4.6594** (1.8244)	4.0543*** (1.0451)
NewsM		-0.6954*** (0.0966)	-0.7300*** (0.0947)	-0.6853*** (0.0913)	-0.2923*** (0.0606)
NewsM × CenM				-1.2395*** (0.3852)	-0.7811*** (0.2399)
控制变量	否	否	否	否	是
Obs	94	94	94	94	94
R <sup>2</sup>	0.0349	0.3606	0.4034	0.4650	0.8376
F 检验	3.33	51.87	30.77	26.07	63.36

注：( ) 内为标准差；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

表 3 模型 II 的 OLS 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
CenD	1.0157*** (0.2252)		1.5263*** (0.2513)	1.4909*** (0.2486)
NewsD		-0.3843*** (0.0232)	-0.3936*** (0.0230)	-0.3757*** (0.0229)
NewsD × CenD				-0.6670*** (0.0973)
Obs	2861	2066	2066	2066
R <sup>2</sup>	0.0071	0.1175	0.1330	0.1523
F 检验	20.34	274.83	158.25	123.52

使用市场消息变量滞后 1~2 期作为市场消息的工具变量 (IV)<sup>①</sup>，采用工具变量两阶段最小二乘估计 (IV-2SLS) 对模型 I 和模型 II 重新估计。结果如表 4 和表 5 所示，对比发现，解决内生性问题后，变量回归系数的符号没有变化，但市场消息变量回归系数的绝对值变大，说明内生性问题弱化了市场消息对个人外汇业务的影响程度。由于 IV-2SLS 估计能够解决内生性问题，且估计结果更准确，因此，后文的检验主要使用 IV-2SLS 方法进行估计。

(二) 汇率形成机制变化的影响

1. “8·11”汇改的影响

2015 年 8 月 11 日人民币汇率经历市场化改革 (简称“8·11”汇改)，人民币汇率形成机制朝着更加市场化方向转变。本部分将全样本数据以“8·11”汇改为界进行划分，对“8·11”汇改前、后市场消息和汇率波动对个人购汇的影响进行对比。

在检验“8·11”汇改前、后回归结果差异时，由于模型 I 使用月度数据，进行分时段检验样本较少，因此，仅对模型 II 进行检验。

估计结果如表 6 所示，市场消息变量估计系数始终显著为负，说明“8·11”汇改前、后，市场消息对个人购汇始终存在负向影响，即市场消息负向变化会使购汇量增加，与前文检验结果一致。区分“8·11”汇改前、后市场消息对个人购汇的影响发现，“8·11”汇改后市场消息变量回归系数绝对值明显变大，说明“8·11”汇改后市场消息对个人购汇影响更大，即个人购汇对市场消息的反应更为剧烈。考察交互项发现，“8·11”汇改前、后，交互项回归系数存在明显差异，“8·11”汇改前交互项系数绝对值小于“8·11”汇改后交互项系数绝对值，原因可能是，“8·11”汇改前，汇率持续升值，市场消息较为平稳，汇率波动、市场消息之间的相互强化效应不明显；“8·11”汇改后，汇率短期内波动加大的同时叠加市场消息恶化，汇率波动、市场消息对个人购汇的负向螺旋影响效应加强。这也是“8·11”汇改以来，市场消息、汇率波动、个人购汇变化同步共振，个人购汇呈现更加明显的“羊群行为”的原因。

2. 汇率中间价形成机制引入“逆周期因子”的影响

2017 年 5 月 26 日，汇率中间价形成机制引入“逆周期因子”，本部分进一步考察引入“逆周期因子”前、后，市场消息、汇率波动与个人外汇业务变化之间影响关系的差异性。估计结果如表 7 所示，引入“逆周期因子”前，市场消息变量回归系数显著为负，与前文回归结果一致；引入“逆周期因子”后，市场消息变量回归系数

表 4 模型 I 的 IV-2SLS 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
CenM		6.8167*** (2.1000)	6.2681*** (1.9459)	4.5493*** (1.1185)
NewsM	-1.0737*** (0.1537)	-1.0937*** (0.1471)	-1.0242*** (0.1371)	-0.4670*** (0.1084)
NewsM × CenM			-1.2558*** (0.3936)	-0.8917*** (0.2353)
控制变量	否	否	否	是
Obs	92	92	92	92
R <sup>2</sup>	0.2422	0.3121	0.4135	0.8276
F 检验	48.82	59.81	79.36	432.17
Sargan 检验	0.5080	0.6543	0.6500	0.8310

表 5 模型 II 的 IV-2SLS 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
CenD		1.8453*** (0.3738)	1.8087*** (0.3110)
NewsD	-0.7610*** (0.0583)	-0.7852*** (0.0588)	-0.7827*** (0.0597)
NewsD × CenD			-0.5874*** (0.1133)
Obs	2064	2064	2065
R <sup>2</sup>	0.1370	0.1840	0.2528
F 检验	170.40	186.24	212.05
Sargan 检验	0.8699	0.7942	0.7055

表 6 “8·11”汇改前后模型 II 的 IV-2SLS 估计结果

变量	(1)	(2)
	“8·11”汇改前	“8·11”汇改后
NewsD	-0.2594*** (0.0509)	-0.4490*** (0.1027)
CenD	3.7986** (0.2926)	6.6656*** (1.4253)
NewsD × CenD	-0.2015** (0.0894)	-0.4335*** (0.2719)
Obs	1507	606
R <sup>2</sup>	0.2573	0.1528
F 检验	412.99	34.52
Sargan 检验	0.6713	0.6752

<sup>①</sup>本文参考陈强 (2012) 的做法，选择市场消息变量滞后 1~2 期作为市场消息的工具变量，并通过了 Sargan 检验。

为正但不显著,即引入“逆周期因子”后,市场消息对个人购汇的影响出现逆转。原因可能是,第一,个人外汇业务在7、8月期间因暑期出游和出国留学人数的增多而增加;第二,引入“逆周期因子”有助于稳定汇率,但对微观主体的汇率预期影响可能不明显,此时虽然市场消息好转,但微观主体的汇率贬值预期没有改变,购汇反而增加,出现个人外汇业务变化与市场消息走势相背离的情况<sup>①</sup>。

### (三) 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性,本部分采用两种方法进行检验。第一,缩小市场消息媒体统计范围,只考虑在报道数量上排名前5的报刊,得到在较小媒体范围内统计的市场消息替换指标 News1。第二,对新浪网新闻板块进行网络爬虫,获取2010年1月1日—2017年10月31日期间的新闻报道,采取与前文相同的方式处理后,得到市场消息替换指标 News2。对比前文检验结果与稳健性检验结果(见表8和表9),回归系数的数值及符号没有明显变化,说明检验结果具有稳健性。

表7 引入“逆周期因子”前后模型II的估计结果

变量	(1)	(2)
	引入“逆周期因子”前	引入“逆周期因子”后
NewsD	-0.5632*** (0.1643)	0.1461 (0.1846)
CenD	7.1733*** (1.5111)	9.1080*** (3.4511)
NewsD × CenD	-0.5588* (0.3027)	-1.1701 (0.8485)
Obs	490	114
R <sup>2</sup>	0.0917	0.2577
F 检验	28.06	10.11
Sargan 检验	0.5271	0.7964

表8 缩小媒体统计范围后的稳健性检验结果

变量	(1)	变量	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		全样本	“8·11”汇改前	“8·11”汇改后	引入“逆周期因子”前	引入“逆周期因子”后
News1M	-0.4406*** (0.1146)	News1sD	-0.2889*** (0.0256)	-0.0780*** (0.0192)	-0.2472*** (0.0680)	-0.2657*** (0.0830)	0.0932 (0.1183)
CenM	3.8587*** (1.0857)	CenD	1.6367*** (0.2976)	3.8471*** (0.2348)	3.1726*** (1.1320)	3.7858*** (1.2089)	4.8541 (3.6481)
News1M × CenM	-0.8297*** (0.2492)	News1D × CenD	-0.4191*** (0.1049)	-0.0203** (0.0084)	-0.3192*** (0.1363)	-0.3640** (0.1633)	-0.4043 (0.7022)
控制变量	是						
Obs	92	Obs	1616	1094	520	404	114
R <sup>2</sup>	0.8239	R <sup>2</sup>	0.0976	0.2327	0.0533	0.0608	0.0358
F 检验	57.47	F 检验	58.17	110.30	11.91	9.38	1.33

表9 基于网络媒体数据的稳健性检验结果

变量	(1)	变量	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		全样本	“8·11”汇改前	“8·11”汇改后	引入“逆周期因子”前	引入“逆周期因子”后
News2M	-0.2903*** (0.0591)	News2D	-0.2003*** (0.0171)	-0.0457*** (0.0132)	-0.1974*** (0.0467)	-0.1883*** (0.0535)	0.0820 (0.0782)
CenM	4.2225*** (1.0458)	CenD	1.2757*** (0.2628)	4.0096*** (0.2017)	4.1290*** (1.0737)	4.5500*** (1.1424)	5.7435* (3.0721)
News2M × CenM	-0.7315*** (0.2404)	News2D × CenD	-0.2687*** (0.0700)	-0.1450** (0.0613)	-0.3200** (0.1429)	-0.4117** (0.2377)	-0.9049 (0.9304)
控制变量	是						
Obs	92	Obs	2027	1456	569	460	107
R <sup>2</sup>	0.8388	R <sup>2</sup>	0.0845	0.2450	0.0745	0.0764	0.0754
F 检验	63.92	F 检验	62.25	157.19	13.01	8.23	1.86

<sup>①</sup>趋势相背离也可能是由于样本较少导致的回归结果不准确。

## 五、结论与建议

通过检验市场消息、汇率波动对个人外汇业务的影响,本文得出两点主要结论。第一,汇率波动和市场消息会影响个人外汇业务。汇率贬值或市场消息消极变动,会增加个人购汇;汇率升值或市场消息积极变动,会减少个人购汇。第二,市场消息、汇率波动对个人外汇业务存在螺旋强化影响,市场消息对个人购汇的影响会通过汇率波动渠道被放大,汇率波动对个人购汇的影响会通过市场消息渠道被放大,产生个人购汇“羊群行为”。

本文的研究结论为完善个人外汇业务管理、防范个人外汇业务“羊群行为”、维护外汇市场稳定提供了参考。中国在推动形成全面开放新格局、不断扩大金融业对外开放进程中,外汇市场稳定还将面临诸多挑战,市场消息的影响不容忽视。基于此,本文提出如下建议:第一,推进外汇市场发展,丰富外汇交易品种,为市场主体提供更多汇率避险工具。第二,引导个人等市场主体形成行为理性理念,根据实际需要进行本外币资产配置,逐步适应不断增强的汇率波动。第三,相关管理机构应重视与市场的沟通,及时传递有关汇率政策方面的权威信息,并积极回应市场关切的问题,以确保各类市场主体对市场消息有更全面、准确地掌握和判断。第四,对于市场上出现的对相关政策等的误解、误读或谣言,相关管理机构应及时澄清以避免产生负面或恐慌情绪,降低负面消息对市场的冲击。第五,应加强对个人等市场主体外汇知识的普及,提升其市场消息研判能力,减少个人在购汇等金融活动中的盲目性和盲从性。

(责任编辑 张程)

### 参考文献:

- [1] 李雪峰,李佳明. 投资者个体的羊群行为:分布及其程度——基于分割聚类的矩阵化方法[J]. 国际金融研究, 2011 (4): 77-86
- [2] 雷震,杨明高,田森,张安全. 股市谣言与股价波动:来自行为实验的证据[J]. 经济研究, 2016 (9): 118-131
- [3] 马丽. 中国股票市场羊群效应实证分析[J]. 南开经济研究, 2016 (1): 144-153
- [4] 宋军,吴冲锋. 基于分散度的金融市场的羊群行为研究[J]. 经济研究, 2001 (11): 21-27
- [5] 孙培源,施东晖. 基于CAPM的中国股市羊群行为研究——兼与宋军、吴冲锋先生商榷[J]. 经济研究, 2002(2): 64-70
- [6] 许年行,于上尧,伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2013 (7): 31-43
- [7] 徐剑刚,唐兴国. 汇率决定的新闻模型[J]. 数量经济与技术经济研究, 1998 (11): 53-38
- [8] 徐永新,陈婵. 媒体荐股市场反应的动因分析[J]. 管理世界, 2009 (11): 65-73
- [9] 游家兴,吴静. 沉默的螺旋:媒体情绪与资产误定价[J]. 经济研究, 2012 (7): 141-152
- [10] 赵静梅,何欣,吴风云. 中国股市谣言研究:传谣、辟谣及其对股价的冲击[J]. 管理世界, 2010 (11): 38-51
- [11] 朱宝宪,王怡凯. 证券媒体选股建议效果的实证分析[J]. 经济研究, 2001 (4): 51-57
- [12] 朱孟楠,闫帅. 经济新闻的人民币汇率效应[J]. 国际金融研究, 2018 (7): 78-85
- [13] Banerjee A V. A Simple Model of Herd Behavior[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 107 (3): 797-817
- [14] Bikhchandani S, Hirshleifer D, Welch I. A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100: 992-1026
- [15] Blinder A S, Krueger A B. What Does the Public Know about Economic Policy, and How Does It Know It? [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2004 (1): 327-387
- [16] Chang E C, Cheng J W, Khorana A. An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective[J]. Social Science Electronic Publishing, 2000, 10: 1651-1679
- [17] Davies P L, Canes M. Stock Prices and the Publication of Second-Hand Information[J]. Journal of Business, 1978, (1): 43-56

- [18] Engelberg J E, Parsons C A. The Causal Impact of Media in Financial Markets[J]. *Journal of Finance*, 2011 (1): 67-97
- [19] Evans M, Lyons R K. Order Flow and Exchange Rate Dynamics[J]. *Journal of Political Economy*, 2002 (1): 170-180
- [20] Frenkel J A. Flexible Exchange Rate, Prices, and the Role of News: Lessons from the 1970s[J]. *Journal of Political Economy*, 1981, 89: 665-705
- [21] Graham J R. Herding among Investment Newsletters: Theory and Evidence[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 1999 (1): 237-268
- [22] Ho K Y, Shi Y, Zhang Z. Does News Matter in China's Foreign Exchange Market? Chinese RMB Volatility and Public Information Arrivals[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2017, 52: 302-321
- [23] Huberman G, Regev T. Contagious Speculation and a Cure for Cancer: A Nonevent That Made Stock Prices Soar [J]. *Journal of Finance*, 2001 (1): 387-396
- [24] Love R, Payne R. Macroeconomic News, Order Flows, and Exchange Rates[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008 (2): 467-488
- [25] Lyons R K. Test of Microstructural Hypotheses in the Foreign Exchange Market[J]. *Journal of Financial Economics*, 1995, 2/3: 321-351
- [26] Mathur I, Waheed A. Stock Price Reactions to Securities Recommended in Business Week's 'Inside Wall Street' [J]. *Financial Review*, 1995 (3): 583-604
- [27] Mussa M. Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market [J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1979, 11: 9-57
- [28] Reis R. Inattentive Consumers[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2006 (8): 1761-1800
- [29] Richard L P. Buy on the Rumor: Anticipatory Affect and Investor Behavior[J]. *Journal of Psychology and Financial Markets*, 2002 (4): 218-226
- [30] Thomas O, Sam H. Information Sources, News, and Rumors in Financial Markets: Insights into the Foreign Exchange Market[J]. *Journal of Economic Psychology*, 2004 (3): 407-424
- [31] Wermers R. Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices[J]. *Journal of Finance*, 1999 (2): 581-622
- [32] William G, Roger D. Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? [J]. *Financial Analysis Journal*, 1995 (4): 31-37

## Research on Market News, Exchange Rate Fluctuation and Herd Behavior in Individual Foreign Exchange Business

Wang Xiaoxiao<sup>1,2</sup> and Sun Tianqi<sup>1</sup>

(1.The People's Bank of China; 2.Industrial Securities)

**Summary:** This paper empirically tests the impact of market news and exchange rate fluctuations on the individual foreign exchange business by using daily data from January 1, 2010 to October 31, 2017. This research has the following findings. Firstly, exchange rate fluctuations and market news will affect individual foreign exchange business, and exchange rate depreciation or negative market news will increase individual foreign exchange purchase and vice versa. Secondly, market news and exchange rate fluctuations have a spiral reinforcing effect on individual foreign exchange business. The impact of market news on individual foreign exchange purchase will be amplified through the exchange rate fluctuation channel, and the impact of exchange rate fluctuations on individual foreign exchange purchase will also be amplified through the market news channel, resulting in obvious herd behavior in individual foreign exchange business. Since the opening of foreign exchange market of China, in order to release authoritative information, clarify market rumors, and prevent individual foreign exchange business from being blindly affected by market rumors and exchange rate fluctuations which may cause the risk of herd behavior, the regulatory authorities should strengthen communications with the market participants, and actively improve individual foreign exchange business management, thus maintaining a stable foreign exchange market.

**Keywords:** Market News; Exchange Rate Fluctuations; Individual Foreign Exchange Business; Herd Behavior

**JEL Classification:** F31, G14