

汇率波动下的汇率预期不确定性测度研究*

——基于潜在预期信息的视角

王爱俭 刘浩杰

[摘要]随着汇率市场化程度的提升,汇率波动的频率和幅度与经济主体的预期不确定性紧密相关。本文通过构建含已实现波动率的不可观测成分随机波动模型(UCSV-RV),加入NDF市场中存在的潜在汇率预期信息,对人民币汇率预期不确定性进行测度并验证其有效性。结果发现:与传统GARCH模型测度的汇率预期不确定性相比,UCSV-RV模型所测度的汇率预期不确定性能够更加有效地反映市场对汇率预期产生的动态偏差。此外,人民币汇率预期不确定性能够较好地反映出汇率的顺周期变化趋势,且与经济政策和贸易政策不确定性密切相关。中央银行在使用逆周期因子调节汇率变化时,可关注汇率预期不确定性变化,以防范汇率预期不确定性急剧上升对经济的不利冲击、降低外汇市场风险。

关键词: 汇率预期不确定性 UCSV-RV模型 汇率预期管理

JEL分类号: E52 F31 F42

一、引言

“十四五”规划指出,加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。汇率作为决定双循环格局能否持续的一个重要载体,不仅是内外循环的结果,也反过来影响内外资源的配置。如何稳定人民币汇率预期、防止非理性预期造成人民币过度升值或贬值影响“双循环”新发展格局是我国未来需要重点关注的问题。2015年“811”汇改以来,人民币汇率波动幅度和频率进一步扩大。与此同时,市场参与者对外汇市场不确定性提升所产生的隐忧也在逐渐增加。2017年5月26日,中国人民银行宣布在人民币汇率中间价报价中引入“逆周期因子”,旨在防止非理性预期导致的汇率顺周期波动,最终达到稳定汇率预期目的。从直观上看,汇率的走势不仅取决于传统宏观经济变量变化的影响,也取决于公众对汇率的预期不确定性。外汇的资产属性使其容易受到非理性预期的影响,导致市场主体忽略基本面因素,强化单边预期,增大外汇市场超调风险(彭红枫等,2020)。由于外汇市场具有顺周期性,当公众对汇率预期不确定性上升时,外汇市场的顺周期性特征会得到进一步强化,致使市场上非理性预期情绪的蔓延,极易引发外汇市场的“羊群效应”。而且这种非理性行为产生的预期冲击将会加剧人民币汇率波动风险,引发外汇市场投机资金大规模流出流入、扭曲汇率价格信号,压缩政策操作空间,给国内的金融与经济稳定带来负面冲击。此外,对于微观企

* 王爱俭,中国滨海金融协同创新中心主任,天津财经大学金融学院,教授,博士生导师;刘浩杰,天津财经大学金融学院,博士研究生。本文为国家自然科学基金重大项目“美国逆全球化视域下我国跨境资本流动与宏观经济均衡研究”(17ZDA100)的阶段性研究成果。

业或个体而言,汇率预期不确定性上升也将使得人民币未来汇率走势变得模糊,外汇风险加大,对微观进出口企业投融资决策产生影响。根据实物期权理论,当不确定性增加时,企业倾向于延迟投资或降低投资规模(谭小芬和张文婧,2017)。为此,在汇率双向波动的背景下,如何有效监测与稳定市场汇率预期、防范外汇市场的“羊群效应”、降低汇率预期不确定性,以抵御外部负面冲击对国内造成过度影响日益成为决策层在汇率管理中需要考虑的核心要素。特别地,在人民币汇率市场化机制逐步完善过程中,央行不应过度关注人民币汇率水平自身的波动,而更应当关注汇率预期的变化(江春等,2018),汇率政策目标应逐步从维持汇率稳定向维持汇率预期稳定、降低汇率预期不确定性方向转变。

然而,现阶段要想准确地度量人民币汇率预期的不确定性并不容易。现有文献在讨论汇率预期的问题时,往往首先寻找汇率预期的代理变量,利用方差或条件方差等方法测度其波动的不确定性(Smallwood,2019)。但这种方法往往在计量分析中会引入额外的噪音信息,即提取的因素包含了预期不确定性以外的内生扰动因素,不能作为汇率预期不确定性的有效代理指标。为了得到各个时点对应的汇率预期不确定性数据,本文尝试运用 Stock and Watson(2007)的 UCSV 模型,在此基础上借鉴 Chan and Song(2018)思路,利用从外汇市场获得的噪声(noise)和存有偏差(biased)的汇率预期信息,得到一个含已实现波动率^①的不可观测成分随机波动模型(UCSV-RV)来捕捉人民币汇率预期不确定性的动态变化。汇率预期不确定性体现为公众对未来汇率走势波动的预期,如果汇率预期不确定性走高时,表示外汇市场参与者预期未来人民币汇率波动将加剧,反之,当汇率预期不确定性走低时,表示外汇市场参与者预期未来人民币汇率波动将趋稳。

本文的贡献主要如下:第一,基于高频已实现汇率预期波动视角,采用 UCSV-RV 模型度量人民币汇率预期不确定性,拓展了汇率预期不确定性的估计方法,试图解决汇率波动中不可观测成分的随机波动衡量问题。第二,通过相关性分析、有效性分析以及拟合优度检验等验证方法,论证了 UCSV-RV 模型相比于传统 GARCH 模型在测度人民币汇率预期不确定性时的有效性及合理性。

二、文献综述

关于汇率预期问题研究,往往聚焦于汇率预期的形成机制及其波动。首先,关于汇率预期的量化问题,许多学者都将远期汇率作为汇率预期的重要代理变量,认为这一指标包含了市场参与者对未来汇率走势变化的预期信息,强调远期汇率对即期汇率的拉动作用(陈蓉和郑振龙,2009)。一些学者以此为基础讨论了远期或期货定价偏差对汇率未来变化的引导效果(Cornell and French, 1983; Figlewski, 1984)。但远期汇率的变化不仅包含了预期因素,同时也存在交易成本、信息偏差等其他因子以及市场参与者同质性假设的约束,用其直接代表汇率预期并不能有效衡量公众对汇率未来变化趋势的判断。为此,部分学者从异质性角度讨论了汇率预期的形成机制,并证明了该方法所测算出的汇率预期能够更加合理地解释汇率的异常波动(Beckmann and Czudaj, 2017; 谷宇和郭苏莹,2020)。其次,从波动角度来看,汇率预期变化主要由外部宏观经济冲击所致。这些研究主要讨论的是外部不确定性冲击对汇率的影响。如朱孟楠和闫帅(2015)研究了人民币汇率与经济政策不确定性的动态溢出关系,发现2005年汇率制度改革以来,人民币收益率与经济政策不确定之间的相互溢出效应均较汇率制度改革前有所提高,而在外部经济出现不利因素冲击时,中国经济政策不确定性对人民币收益率的溢出效应显著加强。Nilavongse et al.(2020)则通过SVAR模型讨论了国内外经济政策不确定性对英国经济的影响,发现国内不确定性的干扰是实际汇率波动的重要来源。但上述文献并未过多从汇率及预期波动本身提取其中相应的不确定性信息。

① 已实现波动率(realized volatility)指的就是标的资产过去一段时间内的波动收益率。

近年来,一些学者开始从指标测度角度出发,考虑对汇率不确定性进行直接测度,其关键就在于如何提取关键变量或与其存在关联的变量组当中的不确定性成分(马丹等,2018)。关于不确定性问题的测度,目前主要有间接测算与直接测算两种思路,其中间接测算较为常用,主要包括三大类:第一类方法为代理指标法,即通过选择具有经济意义且较方便测量的相关指标作为不确定性的代理变量。常见的方法包括将资产价格波动变化作为经济不确定性的代理变量,如股票价格的方差或其隐含波动率(如 VIX 等)(Caggiano et al.,2014;Bekaert and Campbell,2017),但这种不确定性的表述无法与资产价格波动风险进行有效区分。第二类方法是基于多个当前已有指标构建能够代表不确定性程度的新指标,或者找出能够与不确定性之间存在显著映射关系的变量。这种方式的特点在于,利用新构建的指标间接地代表不确定性的变化,能够与实际的宏观经济变量形成有效联动,提升指标测度的合理性与有效性,且基础指标获取难度也相对较低。该方法基于混频数据,利用状态空间等多种计量方程提取其中的关键信息用以衡量不确定性程度(Aruoba and Scotti,2009)。第三类方法是从不确定性的内涵或定义出发,在强调变量本身主观预期偏差的基础上,对其进行合理测度。如通过问卷调查方式对具有代表性的微观主体进行数据搜集,提取出参与者在经济指标上的主观预期偏差信息(Bomberger,1996)。Baker et al.(2016)利用机器学习算法,通过文本分析法将主流报纸中的部分关键字句进行统计,得到了经济政策不确定性指数,并较好地解释了近年来全球重大经济与政治事件。随后许多学者开始以大数据为基础讨论微观数据作为衡量不确定性程度的代理指标(Dzielinski,2012;Aastveit et al.,2013)。尽管类似方法可以通过互联网数据搜索以及网络爬虫等方式获取大量的非结构化数据,但这些数据中可能会存在大量重复以及无效信息,导致最终的测度结果有效性需要进行长期推敲。

上述间接测度方法的主要特点在于,利用相关指标或指标体系筛选和提取其中的相关因素作为不确定性的替代指标,来衡量不确定性程度大小。但这些方法存在显著的缺陷:一方面,利用其他指标进行不确定性的替代可能会导致信息提取过程中的损耗,影响最终测度结果的有效性;另一方面,这些方法中部分测度结果强调指标本身的波动性,这使得不确定性与风险之间无法得到有效区分,在一定程度上无法有效反映出真实的不确定性。

部分学者认为应当从研究对象本身出发,通过对指标或数据本身进行合理分割,提取出指标数据中包含的不确定性因素,以此对不确定性程度大小进行衡量(王义中和宋敏,2014)。这种方法的好处在于,从指标自身抽取不确定成分能够在一定程度上反映经济过程的复杂性,避免替代变量的系统性误差(Jurado et al.,2015)。因此,部分学者开始通过对相应指标进行合理解构,提取其中的不确定性成分(Chan and Song,2018)。

已有的汇率预期不确定性的度量方法主要包括以下几种:一是将波动方差作为不确定性指标,通过使用基于市场的 NDF(无本金交割远期外汇交易)作为汇率预期代理变量,然后运用 GARCH 模型来度量汇率预期波动变化,也即汇率预期不确定性(中国人民银行广州分行课题组,2016;Della Corte et al.,2016);二是建立包含汇率预期不确定性的理论模型,并对模型求解,以获得汇率预期不确定性指标(马超群和张健,1997);三是使用企业远期结售汇的交易数据,将每期期末未到期的结售汇金额除未来 6 个月内的平均涉外收付款,用以反映企业的汇率避险需求,也即企业的人民币汇率预期不确定性(倪艳亭和吴军,2019)。这几种汇率预期度量方法各有特点:首先,通过 GARCH 模型提取的 NDF 方差或波动作为不确定性的代理变量,往往在计量分析中会引入额外的噪音信息,即提取的因素包含了不确定性以外的内生扰动因素,不能作为不确定性的有效代理指标(Smallwood,2019)。其次,基于模型度量汇率预期不确定性的假设条件过于严格,且难以通过计量方式提取不确定性。再次,基于企业远期结售汇数据衡量的企业汇率不确定预期具有片面性,不能够反映市场对汇率预期的不确定性。因此,本文尝试运用含已实现波动率的不可观测成分随机波

动模型(UCSV-RV)来捕捉人民币汇率预期不确定性。这种方法的优势在于将NDF中隐含的汇率预期信息提取出来构造已实现波动率,并将已实现的汇率预期波动率与趋势汇率的潜在时变波动率联系起来,从而细化对人民币汇率预期不确定性的估计。

三、汇率预期不确定性模型构建

(一) 汇率预期不确定性因子的提取方法

在对数据本身进行解构时,其主要思路一般是将序列指标分解为趋势成分与周期成分,而分解方法主要包括HP滤波法、UC分解法和BN分解法。HP滤波法由Hordrick and Prescott(1997)提出,这种方法的主要思路是通过对趋势成分进行约束,使趋势成分与原始时间序列之间的拟合程度与光滑程度最大化,剩余部分即为周期成分。其最大特点是以趋势选择为主要依据,强调趋势成分与实际数据之间的高度拟合与平滑程度,但这种解构方式缺乏理论基础,只能依据数据本身特征进行统计性质的描述与解释。此外,基于HP滤波思路的解构方法还包括低通滤波法(Low-pass Filter)、带通滤波法(Band-Pass Filter)等。后两种分解方法是包含理论基础的解构方法,主要思路是将趋势成分与周期成分进行更加细致的划分。趋势成分包含确定性趋势与随机趋势,确定性趋势表示变量随时间变化具有一定的稳定性,而随机趋势由随机扰动项中的持久性冲击构成,周期成分则由随机扰动项中的暂时性冲击构成。

基于上述分解,可以认为趋势成分为一个非平稳过程,周期成分为一个平稳过程。在上述假设条件下,一般有两种不同的具体解构方法。第一种为BN分解法,由Beveridge and Nelson(1981)提出。该方法将趋势成分定义为剔除预测区间内的平均增长后,对变量的无穷远期预测,周期项定义为随机扰动项的瞬时冲击积累。BN方法的问题在于,所分解的趋势成分与周期成分中的随机扰动因子完全相关,这就使得在对数据进行理论分解时无法区分暂时性冲击与永久性冲击之间的内生性,不利于将不确定性外生化。第二种方法为不可观测模型分解(Unobserved Components Model Decomposition,简称UC方法),由Harvey and Todd(1983)提出。该方法将趋势成分定义为只含有持久性因素影响,即为带漂移项的随机游走过程,并加入时变因子,同时将周期项定义为一个ARMA过程,且趋势项与周期项中的扰动因子相互独立。这种测算方法最大的优势在于,从理论上将外部不确定性冲击分解为永久性冲击与暂时性冲击,其中永久性冲击主要对趋势项产生扰动,而暂时性冲击主要对周期项产生扰动。将趋势项理解为对原始指标预期的长期趋势,那么趋势项中所包含的随机扰动项即可以理解为对序列预期的偏差程度,即不确定性。

本文以UC分解方法为基础,基于Stock and Watson(2007)的UCSV模型,在此基础上借鉴Chan and Song(2018)思路,加入从外汇市场获得存有噪音且有偏差的汇率预期信息,得到一个含已实现波动率的不可观测成分随机波动模型(UCSV-RV)来捕捉中国人民币汇率预期不确定性。其中,UCSV-RV模型的基本思想是在UCSV的基础上添加一个新的度量方程,将已实现的汇率预期波动率与趋势汇率的潜在时变波动率联系起来。利用该模型,我们可以从已实现的波动率中提取出基于市场的汇率预期波动信息,从而细化对人民币汇率中间价的预期不确定性估计。

(二) 基于UCSV-RV模型的构建

根据趋势周期分解方法,人民币汇率 e_t 可以分解为两部分:一是趋势成分 e_t^* ,二是暂时性偏差 u_t^c 。

$$e_t = e_t^* + u_t^c \quad (1)$$

为了识别两种成分,通常假定:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t e_{t+j} = \lim_{j \rightarrow \infty} E_t e_{t+j}^* = e_t^* \quad (2)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t u_{t+j}^c = 0 \quad (3)$$

其中 E_t 是给定时间 t 的条件期望。在(2)和(3)的条件下,我们可以把趋势汇率 e_t^* 看作某种长期

汇率预期 (Mishkin, 2007; 刘东华, 2014; Chan and Song, 2018)。此外, 在给定时间 t 的情况下, 对于较长区间 $j, t+j$ 期的预期汇率为 e_t^* 的估计值, 同时 e_t^* 的随机波动可以看做是汇率预期不确定性。

本文参考 Barndorff-Nielsen and Shephard (2002)、Chan and Song (2018) 中的建模方法, 通过纳入基于外汇市场汇率预期的高频时间序列数据, 在 Stock and Watson (2007) 的 UCSV 模型基础上增加一个已实现波动率 z_t 的附加测量方程, 具体形式如下:

$$e_t = e_t^* + u_t^*, u_t^* \sim N(0, e^{h_t}) \quad (4)$$

$$e_t^* = e_{t-1}^* + u_t^e, u_t^e \sim N(0, e^{g_t}) \quad (5)$$

$$h_t = h_{t-1} + u_t^h, u_t^h \sim N(0, \sigma_h^2) \quad (6)$$

$$g_t = g_{t-1} + u_t^g, u_t^g \sim N(0, \sigma_g^2) \quad (7)$$

$$\log z_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_t + u_t^z, u_t^z \sim N(0, \sigma_z^2) \quad (8)$$

其中, h_t 和 g_t 分别表示短期和长期趋势的对数波动率。

Stock and Watson (2007) 的 UCSV 模型为方程 (4)–(7), 在此基础上加入新的方程 (8) 将对数已实现波动率与趋势汇率的对数波动率 g_t 联系起来, 通过提取基于市场的高频时间序列 z_t 中与趋势汇率波动率相关的噪音和潜在偏差, 可以降低估计方程中趋势汇率的估计偏差, 提高估计的精准性。其原理为, 在度量汇率预期不确定性时, 数据频率越低, 损失的信息越多 (赵华和王杰, 2018)。而 Barndorff-Nielsen and Shephard (2002) 提出的已实现波动 (Realized Volatility) 概念, 则可以通过将高频时间序列的已实现方差法应用到随机波动框架, 能够提高模型的估计精度 (Rossi, 2013)。在此框架下, 时间序列 $y(t)$ 满足随机微分方程:

$$dy(t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) \quad (9)$$

$\mu(t)$ 是漂移项, $\sigma(t)$ 是点波动率, W 是布朗运动。在弱假设条件下, $y(t)$ 的方差可由已实现方差一致估计, 对于任意的分区序列 $t_0^q = 0 < t_1^q \cdots < t_q^q = t, \lim_{q \rightarrow \infty} t_i^q - t_{i-1}^q = 0$, 则有:

$$\sum_{i=1}^q (y(t_i^q) - y(t_{i-1}^q))^2 \quad (10)$$

加入已实现波动率的优势在于, 通过纳入高频时间序列数据, 能够捕获低频数据所丧失的信息, 在此基础上, 基于市场的高频时间序列汇率在 t 时刻的已实现波动率 (z_t) 为汇率预期不确定性的度量提供了有用的信息 (Barndorff-Nielsen and Shephard, 2002; Andersen et al., 2003)。

(三) 已实现波动率构建

在方程中, z_t 表示基于市场的高频时间序列汇率预期数据在 t 时刻的已实现波动率, 通常是由市场上公众对汇率的预期 (ei) 所决定。在估计 UCSV 模型中, 我们将其定义为盈亏平衡 (Breakeven) 汇率, 表示在一段时间内, 市场对于汇率的预期水平。

但是基于市场的汇率预期指标不仅反映汇率预期, 还包括与未来汇率不确定性相关的风险溢价。因此, 用 ei 作为汇率预期的衡量标准存在偏差, 但是如果假定汇率风险溢价在一个月內保持不变, 则可以通过去均值化的方法来消除它们 (Chan and Song, 2018)。具体地, 令 $ei_{t,i}$ 表示第 t 个月和第 i 天的盈亏平衡汇率:

$$ei_{t,i} = e_{t,i} + \theta \quad (11)$$

其中 $e_{t,i}$ 为预期平均汇率, θ 为风险溢价。然后通过采用去均值的二次变差构建已实现波动率。

$$z_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} (ei_{t,i} - \bar{ei}_{t,i})^2 \quad (12)$$

其中, n_t 为在 t 月的日度观测样本数量。

(四) 数据来源

关于已实现波动率的度量, 大多数文献使用无本金交割远期外汇交易 (NDF) 作为汇率预期已实

现波动率的代理变量,主要原因是其隐含了大量人民币汇率预期因子(江春等,2018)。此外,本文主要量化的是汇率预期不确定性的长期变化趋势,因此采用的是一年期月度 NDF 数据构建汇率预期已实现波动率。名义汇率则采用月度人民币兑美元汇率中间价。由于 NDF 数据的起始时间为 2009 年 1 月 2 日,因此本文将样本限制在 2009 年 1 月至 2020 年 6 月。所有数据均来自 Wind 数据库。

四、汇率预期不确定性指数估计

(一) 汇率预期不确定性指数估计结果

采用 UCSV-RV 模型估测的汇率预期不确定性(Exchange Rate Expectation Uncertainty, EREU)如图 1 所示。由图 1 可知,汇率预期不确定性走势与中国外汇市场的现实情况相符合,并呈现出高低起伏的阶段性特征,总体而言,人民币汇率预期不确定性经历了两个阶段:第一阶段(2009.01-2015.07)和第二阶段(2015.08-2020.06)。在第一个阶段,汇率预期不确定性虽有波动,但是波动频率和程度较小(均值为 0.010290,标准差为 0.021116),在第二个阶段,汇率预期不确定性的波动程度与频率相较于第一个阶段都出现较大的波动(均值为 0.029018,标准差为 0.066825)。进一步以 2015 年 8 月为分界点,对 EREU 进行 Chow Breakpoint 检验,判断 EREU 走势在 2015 年 8 月是否存在结构变化,结果显示,Chow 检验 P 值为 0.0000,不接受不存在结构性断点的原假设,因此,在 2015 年 8 月存在结构性断点,支持了 EREU 阶段的划分。

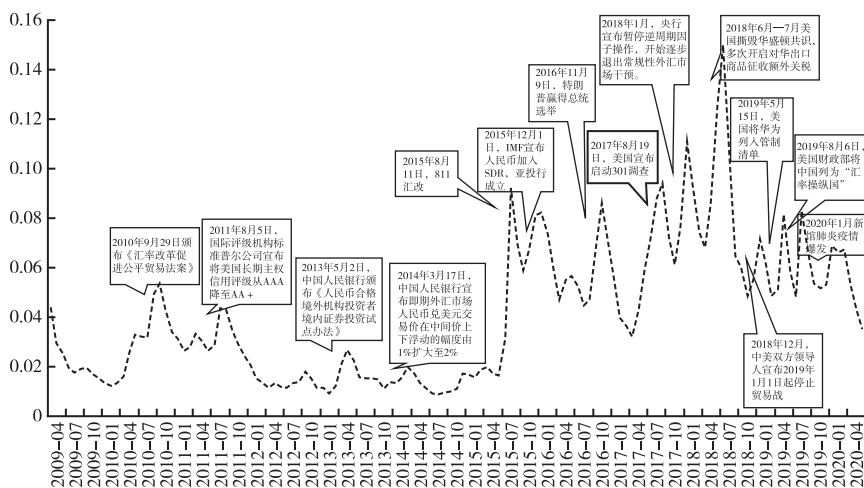


图 1 EREU 估计结果

具体来看,人民币汇率预期不确定性的高点波动都对应对应重大事件的发生。2009 年至 2010 年初,随着金融危机的逐渐消退以及宏观经济政策调控效果初显,人民币汇率预期不确定性呈现出下降的趋势。但是随着人民币国际化进程的推进,2010 年 6 月中国人民银行将跨境贸易人民币结算试点地区范围进一步扩大,境内结算地域范围扩大至全国,境外结算地扩至所有国家和地区,市场对人民币未来汇率走势的担忧逐渐增强,人民币汇率预期不确定性逐步攀升。2010 年 9 月 29 日,美国国会众议院通过《汇率改革促进公平贸易法案》,旨在对所谓低估本币汇率的国家征收特别关税,使中美汇率之争升级,随即 10 月汇率预期不确定性达到阶段性峰值。而 2011 年 8 月国际评级机构标准普尔公司宣布将美国长期主权信用评级从 AAA 降至 AA+,引发全球资本市场的强烈震动,汇率预期不确定性快速升高,达到新峰值。此后,汇率预期不确定性呈现出小幅波动的态势,人民币汇率走势波动趋稳,其中 2013 年 5 月中国人民银行颁布《人民币合格境外机构投资者境

内证券投资试点办法》,以及2014年3月15日中国人民银行决定扩大外汇市场人民币兑美元汇率浮动幅度,将银行间即外汇市场人民币兑美元交易价浮动幅度由1%扩大至2%都使得汇率预期不确定性出现小幅上升。2015年8月11日,中国人民银行宣布调整人民币兑美元汇率中间价报价机制,做市商参考上日银行间外汇市场收盘汇率,向中国外汇交易中心提供中间价报价,这一调整使得人民币兑美元汇率中间价市场化机制得到进一步优化。人民币汇率预期不确定性陡然跃升至峰值,反映了市场对“811汇改”之后人民币汇率走势的担忧。此后,人民币汇率预期不确定性进入高波动阶段,汇率的波动区间也在逐渐增大。2015年12月,IMF宣布将人民币纳入SDR货币篮子,同月亚洲基础设施投资银行正式成立,推动人民币国际化的进程加速,加之当月外汇储备减少1079亿美元,超出市场预期,促使人民币贬值的担忧加剧,表现为汇率预期不确定性的小幅攀升。与此同时,国内外经济形势的变化如美国启动301调查、央行暂停逆周期因子操作都带来公众对未来汇率走势的担忧,引发汇率预期不确定性上升。此后2018年3月至今,伴随着中美贸易摩擦周期,人民币汇率预期不确定性的波动幅度及方向更多地与中美贸易政策的力度和发展趋势呈现高度一致的情况。2018年3月起,中美贸易摩擦开始,中美反制措施逐步升级,市场避险情绪的上升加剧了人民币汇率预期不确定性的上升,汇率出现宽幅震荡,并在2018年7月,汇率预期不确定性达到峰值,汇率四个月内累计贬值超过6%,此后由于中美双方就经贸问题进行磋商,以及市场对贸易摩擦前景的预判,汇率预期不确定性逐渐下降。然而之后中美贸易政策冲突的反复,虽然导致人民币汇率预期不确定性出现交替高低波动,但是由于中美贸易摩擦的常态化,市场对其已有充分的预期,人民币汇率预期不确定性虽有波动但处于相对较低区间。可以发现,人民币汇率预期不确定性的每一个阶段性峰值都存在与汇率直接相关的重大事件,在一定程度上证明了本文所测度的汇率预期不确定性是有效的。此外,汇率预期不确定的变化会在很大程度上改变投资者决策并进而影响资产配置,引起汇率变动。因此,中央银行可以通过关注汇率预期不确定性变化,并使用多种工具组合等来引导市场预期,借此来形成对于市场预期的常态化引导和管理,熨平汇率预期的波动,改善外汇市场的运行偏差使人民币汇率在合理区间内保持稳定。

(二)人民币汇率预期不确定性度量结果有效性分析

关于汇率预期不确定性的度量,还存在以汇率预期代理变量NDF的GARCH波动当作预期不确定性的度量^①。为比较两种方法的优劣,以下将通过事件分析和相关性检验来寻找最优的汇率预期不确定性度量方法。估计的EREU与GEREU走势如图2所示,可以发现EREU和GEREU的走势具有趋同性,但是在相对波动幅度和高点波动上存在差异。

汇率预期不确定性的本质在于市场对汇率预期产生的动态偏差,即未预期到的外生冲击产生的随机扰动。因此,判断所测算的指标是否能够有效反映这种扰动的大小,可通过重大突发事件与指标的关联性进行验证。为判断两种方式构造的预期不确定性指标与重大事件的发生是否存在对应关系,以及寻找这些阶段性高点背后的经济事件,需引入客观评判方法以评价构建指标模型的优劣。为此,借鉴马丹等(2018)的方法构造不确定性相对深度指标: $EUI_{i,q}$,反映第 q 年 第 i 月汇率预期不确定性相对于当年的水平,如果该指标大于0,则意味着该月的汇率预期不确定性水平高于当年的水平,该指标越大,则越高于当年平均水平;反之,则意味着该月的汇率预期不确定性低于当年平均水平。而且,EUI指标的优势在于:一是分析重大事件的发生与汇率预期不确定性是否存在时点对应关系,二是对比两种汇率预期不确定性指数的区间估计效果。结果如表2所示。

通过表2可知,首先EREU的相对深度与GEREU的相比,GEREU的敏感度远高于EREU,体现为GEREU对外部重大突发事件的过度反应,从而产生超调现象,无法识别各个事件对预期不确

^① 由GARCH测算的汇率预期不确定性记为GEREU,由UCSV-RV测算的汇率预期不确定性记为EREU。

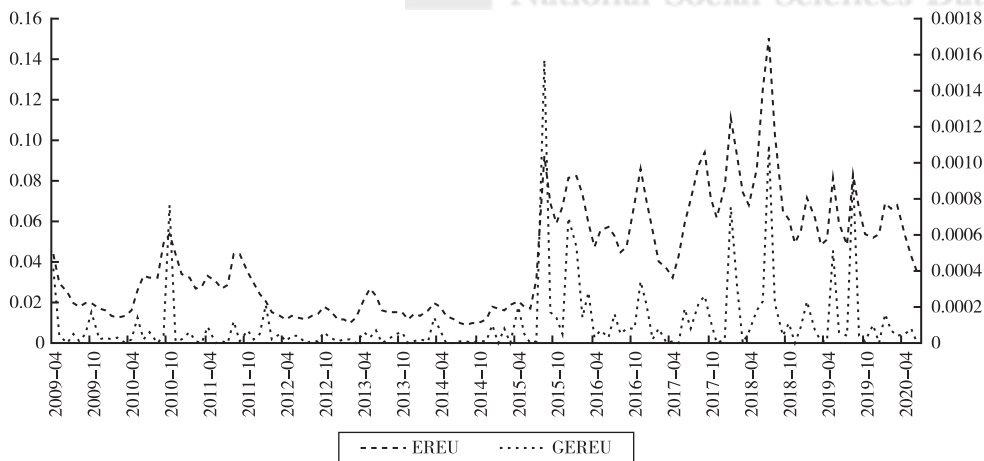


图2 EREU 与 GEREU 的对比

定性的持续性影响。其次,从两种测算方法的趋势上来看,不同重大事件引起的波动幅度、影响时长存在差异,其中 GEREU 更多是短期宽幅剧烈震荡,而 EREU 更多具有一定的持续性,鉴于 EREU 和 GEREU 都采用了一年期的 NDF,反映的是中长期预期不确定性,因此从影响时长来看,EREU 更能够体现外部事件对于预期不确定性的中长期冲击。

进一步,从外汇市场上参与者对人民币汇率波动预期大或小来进行对比。由于 GEREU 和 EREU 指数的量纲存在差异,为了使得两指数具有可比性,参考 Baker et al.(2016)的方法,用全样本的均值对时间序列进行标准化,使其在样本区间内均值为 100。表 1 后两列展示了两种指数在 T-1 期、T 期和 T+1 期的数值大小,其目的在于:一是通过指数大小对比观测 GEREU 和 EREU 指数在重大事件发生时点的调整程度,判断是否出现过度反应;二是通过观测 GEREU 和 EREU 指数的走势,判断是否存在持续性。由表 1 最后两列可知,GEREU 远高于 EREU,如在“811”汇改时点一度达到 1420.66,而同期 EREU 指数仅有 224.49,说明 GEREU 指数对重大事件的反映程度较大,容易出现过度反应。此外,GEREU 指数波动幅度较大,在达到峰值后易出现极速下降,如 2010 年 10 月 GEREU 指数为 689.05,下期急剧下降为 5.25,说明其持续性较弱;相反,同期 EREU 指数为 130.55,下期为 105.83,在一定程度上体现了持续性。

表 1 汇率预期不确定性变化对比

EREU 相对深度	GEREU 相对深度	事件	发生 时间	EREU 趋势	GEREU 趋势
0.1000	-0.7633	人民币汇率形成机制改革重启	2010.06	T-1:62.69 T:80.10 T+1:78.83 上升	T-1:122.23 T:19.92 T+1:49.80 开始上升
0.7927	7.2564	《汇率改革促进公平贸易法案》通过	2010.10	T-1:120.09 T:130.55 T+1:105.83 峰值	T-1:105.83 T:689.05 T+1:5.25 峰值
0.3777	2.2771	国际评级机构标准普尔公司宣布将美国长期主权信用评级从 AAA 降至 AA+	2011.08	T-1:69.95 T:106.08 T+1:105.44 上升	T-1:0.46 T:108.65 T+1:10.86 上升

续表

EREU 相对深度	GEREU 相对深度	事件	发生 时间	EREU 趋势	GEREU 趋势
0.6952	-0.0818	颁布 RQFII 政策	2013.05	T-1;51.52 T;65.67 T+1;55.17 峰值	T-1;56.13 T;23.54 T+1;63.38 开始上升
1.1882	5.3660	“811 汇改”	2015.08	T-1;76.83 T;224.49 T+1;168.41 峰值	T-1;10.86 T;1420.66 T+1;149.40 峰值
0.3883	1.0368	人民币正式加入 SDR 货币篮子	2016.11	T-1;167.36 T;209.21 T+1;168.92 峰值	T-1;67.90 T;306.04 T+1;192.86 峰值
-0.2879	-0.9967	引入逆周期因子	2017.05	T-1;78.45 T;105.21 T+1;143.71 上升	T-1;8.69 T;0.24 T+1;171.13 开始上升
0.5492	2.1457	美国宣布启动“301 调查”	2017.09	T-1;213.90 T;228.92 T+1;174.96 峰值	T-1;196.48 T;231.79 T+1;104.12 峰值
0.7295	3.2234	美国撕毁“华盛顿共识”，多次开启对华出口商品征收额外关税	2018.07	T-1;304.32 T;364.70 T+1;251.21 峰值	T-1;211.87 T;996.00 T+1;198.29 峰值
0.3642	4.5861	在岸和离岸首次破 7，且美国财政部将中国列为“汇率操纵国”	2019.08	T-1;117.19 T;201.82 T+1;160.30 峰值	T-1;33.50 T;838.45 T+1;34.40 峰值
0.2420	1.4497	新冠疫情爆发	2020.01	T-1;130.04 T;167.86 T+1;161.14 上升	T-1;0.25 T;146.68 T+1;58.85 上升

注:T 指事件发生期,T-1 为上期,T+1 为下期。

为进一步评估两种方法测度汇率预期不确定性的效果,表 2 列示了在不同周期内,EREU 和 GEREU 对重大外部事件的反应时间。从估计效果来看,EREU 和 GEREU 在预期不确定性最高点的识别上,EREU 准确识别了 5 个最高点,而 GEREU 识别了 3 个最高点,其次,从识别时滞上看,EREU 和 GEREU 都存在一定的时滞性,但是 GEREU 的反应更为滞后,其中最滞 4 个月。因此,在重大事件的识别上,EREU 指标优于 GEREU 指标。

(三)经济政策不确定性与汇率预期不确定性的相关性分析

存在金融摩擦的市场,经济政策不确定性和贸易政策不确定性的上升将会加剧市场的信息不对称,改变外汇市场参与者的沉没成本、真实需求及心理预期,对市场信心产生冲击,并最终反映在

表2 汇率预期不确定性指数时差

阶段	时间周期	汇率预期不确定性指数时差	
		EREU	GEREU
1	2010.06-2010.12(2010.9.29 汇率改革促进公平贸易法案)	最高点一致	最高点一致
2	2011.05-2011.10(2011.8.5 美国评级下调)	最高点一致	滞后4月
3	2013.04-2013.12(2013.5.2 RQFII)	最高点一致	滞后1月
4	2015.01-2016.02(2015.8.11 8.11 汇改)	最高点一致	最高点一致
5	2016.10-2018.02(2017.8.19 301 调查)	滞后1月	滞后1月
6	2019.03-2020.03(2019.8.16 汇率操纵国)	最高点一致	最高点一致

汇率预期不确定性上。此外,由于外汇市场存在着以技术分析者为代表的非理性噪音交易,当一国政策不确定性上升时,其非理性行为会迅速扩散到整个市场,进而使得汇率未来走势充满不确定性。因此就经济政策和贸易政策不确定性而言,其主要是通过信心渠道和信息渠道对汇率预期不确定性产生影响。加之此前分析表明,汇率预期不确定性与外汇市场和国内市场的重大经济突发事件存在高度相关性,因此,经济政策和贸易政策的变动可能会导致汇率预期不确定性发生变化。为了进一步检验 EREU 和 GEREU 的优劣性,本文进一步通过运用相关性分析和格兰杰因果检验对两种方法测度的指数进行检验,其中用经济政策不确定性指数(EPU)和贸易政策不确定性指数(TPU)来衡量政策的变动,相关数据来源于 Baker et al.(2016)^①。相关性分析检验结果见表3。

表3 Person 相关性分析

	EREU	GEREU
EPU	0.440***	0.068
TPU	0.425***	0.076

注:* , ** , *** ,分别代表在 10% ,5% 和 1% 的水平上显著。

由表3可知,EREU与EPU和TPU的相关系数分别为0.440和0.425,且通过了1%的相关性检验,而GEREU与EPU和TPU的相关系数分别为0.068和0.076,相关系数较小,且未通过相关性检验。说明基于UCSV-RV模型测度的汇率预期不确定性与宏观经济政策之间的联系更为紧密,而GEREU与EPU和TPU的相关系数较小,且不显著,也在一定程度上说明GEREU与宏观经济现实差异较大。因此,就相关性而言,UCSV-RV方法测度的EREU更能反映预期不确定性。

此外,为进一步探究经济政策不确定性与贸易政策不确定性和汇率预期不确定性的关系,本文进一步对其进行格兰杰因果检验。结果如表4所示。

由表4可知,以5%的显著性为基准判断,EPU是EREU的格兰杰原因,但不是GEREU的格兰杰原因;TPU是EREU的格兰杰原因,但不是GEREU的格兰杰原因。说明经济政策和贸易政策变化与EREU之间的联动关系较GEREU而言更加明显。

结合表3和表4可知,第一,EREU与宏观经济政策变化的相关性要优于GEREU,更能反映公众预期不确定性与宏观经济政策变化的同步性。第二,经济政策不确定性和贸易政策不确定性能够导致汇率预期不确定性变化,但是这一关系在GEREU中不显著,也即GARCH模型的测度在反

① 数据下载地址:<http://www.policyuncertainty.com>

表4 格兰杰因果检验

原假设	F 值	P 值	结论
EREU 不是 EPU 的格兰杰原因	4. 01834	0. 0203	拒绝
EPU 不是 EREU 的格兰杰原因	5. 64491	0. 0045	拒绝
GEREU 不是 EPU 的格兰杰原因	0. 27919	0. 7568	接受
EPU 不是 GEREU 的格兰杰原因	2. 43171	0. 0919	接受
EREU 不是 TPU 的格兰杰原因	6. 98848	0. 0013	拒绝
TPU 不是 EREU 的格兰杰原因	7. 10693	0. 0012	拒绝
GEREU 不是 TPU 的格兰杰原因	2. 28062	0. 1063	接受
TPU 不是 GEREU 的格兰杰原因	2. 54372	0. 0826	接受

映预期不确定性变化上要弱于 UCSV-RV 模型。因此,从汇率预期不确定性与宏观经济形势的相关联动性来看,EREU 指标优于 GEREU 指标。

(四)拟合优度检验

首先,多数学者发现汇率预期具有自我实现性(白晓燕和郭昱,2014),因此将 GEREU 与 EREU 对其滞后期进行回归,以检验汇率预期不确定性是否具备自我实现性,结果如表 5 中(1)-(2)列所示。估计方程(1)GEREU 系数不显著,说明基于 GARCH 模型测算的汇率预期不确定性与其滞后期不存在统计上的相关性,也即预期不确定性在统计意义上不具备自我实现性。估计方程(2)EREU 的系数为 0. 8727,且在 1% 的显著水平下显著,说明基于 UCSV-RV 模型估计的汇率预期不确定性具有自我实现性。因此,在汇率预期自我实现性的性质上,GEREU 优于 EREU。再次,外汇市场作为“政策市”,容易受到政策变动的冲击(Beckmann and Czudaj,2017;杨子晖等,2020),汇率预期不确定性也将随之改变。将经济政策不确定性和贸易政策不确定性冲击作为因变量,探讨其是否会对汇率预期不确定性产生影响,结果分别如表 5 第(3)-(4)列和(5)-(6)列所示。估计方程(3)的 EPU 系数为正但不显著,估计方程(4)的 EPU 系数为正且在 1% 的显著水平下显著,说明经济政策的变动难以对 GEREU 产生影响,但是可以对 EREU 产生影响。估计方程(5)TPU 系数为正但不显著,估计方程(6)的 TPU 系数为正且在 1% 的显著水平下显著,说明贸易政策不确定性上升难以对 GEREU 产生影响,但是可以对 EREU 产生影响。因此,在对经济政策和贸易政策冲击的反应上,GEREU 显著弱于 EREU。

表5 OLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GEREU	EREU	GEREU	EREU	GEREU	EREU
L. GEREU	0. 0903 (0. 0861)					
L. EREU		0. 8727 *** (0. 0404)				
EPU			0. 0001 (0. 0001)	0. 0001 *** (0. 0001)		
TPU					0. 0001 (0. 0001)	0. 0001 *** (0. 0001)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GEREU	EREU	GEREU	EREU	GEREU	EREU
_CONS	0.0001 *** (0.0001)	0.0049 ** (0.0020)	0.0001 ** (0.0001)	0.0214 *** (0.0042)	0.0001 *** (0.0001)	0.0315 *** (0.0029)
N	136	135	137	136	137	136
R2_a	0.0007	0.7763	0.0053	0.1873	-0.0016	0.1746

注：括号内为 t 值；*，**，***，分别代表在 10%，5% 和 1% 的水平上显著。由于量纲差异，一些估计系数为 0.0000，再在此统一用 0.0001 表示。

综合表(1)-(6)列,从系数显著性来看,GEREU 的估计系数通常不显著,而 EREU 的估计系数在 1% 的显著水平下显著,说明在解释宏观经济变量的变动上,EREU 显著优于 GEREU;从方程的调整后拟合优度来看,EREU 的拟合优度显著高于 GEREU,说明 EREU 更能够反映经济现实。因此,结合显著性检验和拟合优度检验,EREU 指标显著优于 GEREU 指标,进一步说明了 UCSV-RV 模型测度的有效性。

五、结论和建议

本文在 UCSV 模型的基础上进行扩展,通过纳入从外汇市场提取的潜在汇率预期信息,构造一个 UCSV-RV 模型对人民币汇率预期不确定性(EREU)进行估计,并通过事件分析、相关性分析、有效性分析及拟合优度检验验证 EREU 指标的合理性,得到以下结论:第一,通过对比 UCSV-RV 模型和 GARCH 模型测度的汇率预期不确定性,UCSV-RV 模型测度的 EREU 指标能够更加有效地反映汇率预期的不确定性程度;第二,人民币汇率预期不确定性受到宏观经济政策变动的影响,具体体现为汇率预期不确定性走势与宏观经济政策变动时点存在一致性;第三,人民币汇率预期不确定性的走势在“811”汇改前后具有明显的差异性,汇改之后,人民币汇率预期不确定性呈现出较大的波动性特征。

基于上述结论可以得到如下启示:第一,人民币汇率预期不确定性同经济政策的变动存在显著的相关性,因此,未来人民币汇率预期管理不仅要从人民币供求本身入手,还应从宏观经济政策等基本因素入手,通过增加政策透明度、保持与市场良好沟通的方式,避免政策突变带来公众对人民币汇率预期的过度反应。第二,央行应继续推进人民币汇率形成机制改革,放宽人民币汇率浮动范围,同时强化汇率预期管理,合理引导外汇市场预期,使得人民币汇率在合理均衡水平上保持稳定。第三,转换外汇市场管理思路,不仅要加强对汇率波动的日常监测,还应该重点关注市场的汇率预期不确定性,以防范汇率预期不确定性急剧上升对经济的不利冲击、降低外汇市场风险。

参考文献

- 陈蓉、郑振龙(2009):《结构突变、推定预期与风险溢酬:美元/人民币远期汇率定价偏差的信息含量》,《世界经济》,第6期。
- 白晓燕、郭昱(2014):《汇改前后人民币汇率预期的波动特征研究》,《国际金融研究》,第6期。
- 谷宇、郭苏莹(2020):《投资者关注会影响个体投资者的汇率预期吗?——基于银行代客结售汇数据的实证分析》,《国际金融研究》,第2期。
- 江春、司登奎、李小林(2018):《泰勒规则、股价波动与人民币汇率动态决定》,《国际金融研究》,第1期。
- 马超群、张健(1997):《预期不确定性与货币模型》,《湖南大学学报(社会科学版)》,第3期。
- 马丹、何雅兴、翁作义(2018):《大维不可观测变量的中国宏观经济不确定性测度研究》,《统计研究》,第10期。
- 倪艳亭、吴军(2019):《汇率不确定预期影响了企业投资规模吗?——基于多视角异质性的实证检验》,《金融与经济》,第2期。
- 彭红枫、李鹤然、罗宁欣(2020):《“逆周期因子”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗?——基于时变溢出指数的实证

研究》,《国际金融研究》,第1期。

谭小芬、张文婧(2017):《经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析》,《世界经济》,第12期。

王义中、宋敏(2014):《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》,《经济研究》,第2期。

杨子晖、陈里璇、陈雨恬(2020):《经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究》,《经济研究》,第1期。

朱孟楠、闫帅(2015):《经济政策不确定性与人民币汇率的动态溢出效应》,《国际贸易问题》,第10期。

Andersen, T., T. Bollerslev, F. X. Diebold and P. Labys (2003): “Modeling and Forecasting Realized Volatility”, *Econometrica*, 71, 579–625.

Aruoba, S. and D. Scotti (2009): “Forecasting Real-Time Measurement of Business Conditions”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 27, 417–427.

Aastveit, K., G. Natvik and S. Sola (2013): “Economic Uncertainty and the Effectiveness of Monetary Policy”, *Norges Bank Working Papers*, No. 17.

Baker, S., N. Bloom and S. Davis (2016): “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131, 1593–1636.

Bekaert, G. and R. Campbell (2017): “Emerging Equity Markets in a Globalizing World”, *Netspar Discussion Paper*, No. 05.

Beveridge, S. and C. Nelson (1981): “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 7, 151–174.

Beckmann, J. and R. Czudaj (2017): “Exchange Rate Expectations since the Financial Crisis: Performance Evaluation and the Role of Monetary Policy and Safe Haven”, *Journal of International Money and Finance*, 74, 283–300.

Bomberger, A. (1996): “Disagreement as a Measure of Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 381–392.

Barndorff-Nielsen, O. and N. Shephard (2002): “Estimating Quadratic Variation using Realized Variance”, *Journal of Applied Econometrics*, 17, 457–477.

Chan, J. and Y. Song (2018): “Measuring Inflation Expectations Uncertainty Using High-Frequency Data”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 50, 1139–1166.

Cornell, B. and K. French (1983): “The Pricing of Stock Index Futures”, *Journal of Futures Markets*, 3, 1–14.

Caggiano, G., E. Castelnuovo and N. Goshenny (2014): “Uncertainty Shocks and Unemployment Dynamics in U. S. Recessions”, *Journal of Monetary Economics*, 67, 78–92.

Della Corte, P., T. Ramadorai and L. Sarno (2016): “Volatility Risk Premia and Exchange Rate Predictability”, *Journal of Financial Economics*, 120, 21–40.

Dzielinski, M. (2012): “Measuring Economic Uncertainty and its Impact on the Stock Market”, *Finance Research Letters*, 9, 167–175.

Harvey, A. and P. Todd (1983): “Forecasting Economic Time Series with Structural and Box-Jenkins Models: A Case Study”, *Journal of Business and Economic Stats*, 1, 299–307.

Hodrick, R. and E. Prescott (1997): “Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1–16.

Jurado, K., S. Ludvigson and S. Ng (2015): “Measuring Uncertainty”, *American Economic Review*, 105, 1177–1216.

Nilavongse, R., R. Michal and G. Uddin (2020): “Economic Policy Uncertainty Shocks, Economic Activity and Exchange Rate Adjustments”, *Economics Letters*, 186.

Smallwood, A. (2019): “Analyzing Exchange Rate Uncertainty and Bilateral Export Growth in China: A Multivariate GARCH-Based Approach”, *Economic Modelling*, 82, 332–344.

Stock, J. and M. Watson (2007): “Why has U. S. Inflation Become Harder to Forecast?”, *Journal of Money Credit and Banking*, 39, 1849–1849.

Figlewski, S. (1984): “Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures”, *Journal of Finance*, 39, 657–669.

(责任编辑:张 策)

Measuring RMB Exchange Rate Expectation Uncertainty Based on Potential Expected Information

WANG Aijian LIU Haojie

(School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: With RMB exchange rate liberalization, the frequency and amplitude of exchange rate fluctuations are closely related to the expectation uncertainty of economic entities. In this paper, a stochastic volatility model with unobstructed components including realized volatility is constructed, and potential exchange rate expectation information existing in the NDF market is added to measure the expectation uncertainty of RMB exchange rate and verify its validity. The results show that compared with the RMB exchange rate expectation uncertainty measured by the traditional GARCH model, the expectation uncertainty measured by the UCSV-RV model can more effectively reflect the dynamic deviation of the market from the expected exchange rate. In addition, the RMB exchange rate expectation uncertainty can better reflect the trend of the pro-cyclical change of exchange rate, and is closely related to the uncertainty of economic and trade policies. When the central bank uses counter-cyclical factors to adjust the exchange rate changes, it should pay attention to the changes in the exchange rate expectation uncertainty, so as to prevent the adverse impact of the sharp rise in the exchange rate expectation uncertainty on the economy and reduce the risks in the foreign exchange market.

Key Words: Expected Uncertainty of Exchange Rate; CSV-RV Model; Expected Management

JEL Classification: E52; F31; F42

Industrial Structure and the Macroeconomic Transmission of Land: A Comparison between China and the U. S.

ZHAO Fuyang ZHOU Huijun

(School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: China's real estate boom has a "crowding-out effect" on the non-real estate sector. By contrast, in the U. S., real estate boom has a "crowding-in effect" on the non-real estate sector. This difference between the two countries could be explained by the difference in their industrial structures. If the tertiary industry accounts for a relatively high proportion, then the land used by the firms is mainly commercial land, whose price is highly correlated with residential land price, resulting in the expansion of both real estate and non-real estate sector. Otherwise, if the secondary industry accounts for a relatively high proportion, then the industrial land is the key factor in production. The price of this type of land is much less synergistic with residential land price. As a result, collateral effect does not emerge in the non-real estate sector. Instead, it will be crowded out by the real estate sector through several other channels. In this paper, we establish a two-sector DSGE model with financial friction and match it with both Chinese and U. S. data for Bayesian estimation. We find that the stylized facts and transmission mechanisms of the two countries can be explained under the same theoretical framework.

Key Words: Industrial Structure; Land Homogeneity; Collateral Effect; Crowd-In and Crowd-Out Effect

JEL Classification: E32; L16; R31