

人民币汇率、升值预期与外汇储备相关性研究^①

黄寿峰¹, 陈浪南²

(1. 厦门大学财政系, 厦门 361005; 2. 中山大学岭南学院, 广州 510275)

摘要: 在理论分析的基础上, 采用结构变化单位根 (ZA) 检验对数据进行处理, 运用结构变化协整 (GH) 检验实证研究人民币汇率、人民币升值预期与外汇储备之间的相关性. 实证结果表明: 人民币汇率 (名义有效汇率及实际有效汇率) 与外汇储备之间不存在普通意义上的协整关系; 而人民币升值预期与外汇储备之间存在发生结构变化的长期协整关系, 人民币升值预期会加速外汇储备的增长, 而外汇储备的增长具有反馈作用, 会强化人民币升值预期.

关键词: 人民币汇率; 人民币升值预期; 外汇储备; 结构变化单位根; 结构变化协整

中图分类号: C81; 0212 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2011)03-0060-13

0 引言

我国自 1994 年实行外汇管理体制重大改革以来, 特别在 2005 年 7 月 21 日出台了完善人民币汇率形成机制的改革之后, 人民币汇率稳步升值. 但是到目前为止贸易顺差依旧存在, 外汇储备连续多年仍出现持续快速增长. 截至 2008 年 12 月末, 我国外汇储备余额达 1.95 万亿美元, 同比增长了 27.34%. 传统汇率理论关于汇率升值能够减少贸易顺差并进而减缓外汇储备增长的效应并未在我国显现. 相反, 由于人民币汇率的长期单边升值, 市场上对人民币升值的预期越来越强烈. 那么, 人民币汇率、人民币升值预期与我国外汇储备增长之间到底呈现什么样的关系呢? 本文拟从实证的角度来回答这一问题.

对于汇率与外汇储备关系的探讨兴起于 20 世纪 70 年代. 1973 年布雷顿森林体系崩溃后, 国

际货币制度从盯住汇率制度转变为有管理的浮动汇率制度, 汇率波动弹性明显加强, 国际储备需求的研究也开始聚焦于汇率对国际储备^②需求的影响. 初始, 学者们主要研究汇率体制对国际储备需求的影响, 有些学者认为汇率体制的变化没有从根本上改变国际储备的需求 (如 Williams^①、Frenkel^{②-④}). 但也有人持相反观点, 认为汇率体制会使国际储备需求不稳定 (如 Heller 和 Khan^⑤). 然而早期限于计量相关技术水平, 主要采取的是简单的回归分析, 随着计量技术的发展, 越来越多的学者开始使用单位根、协整检验等技术深入探讨汇率与国际储备之间的关系. 大量研究表明, 名义汇率、实际汇率与外汇储备是相互联系的. Aizerman 和 Marjot^⑥ 考察了亚洲远东地区高外汇储备水平, 而其他地区发展中国家相对低水平的原因. 他们的结果表明, 外汇储备与人口总量、经济总量、商品和服务贸易规模有显著的正相

① 收稿日期: 2009-06-30 修订日期: 2010-05-24

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70673116); 北京大学汇丰金融研究院资助项目; 中山大学“985 工程”产业与区域发展研究创新基地资助项目; 国家社科基金资助项目 (08ATL007 09CJY083); 广东省自然科学基金资助项目 (9151027501000032); 广东省社科基金资助项目; 广东省普通高校人文社会科学重点研究基地资助项目.

通讯作者: 陈浪南 (1958-), 男, 福建福州人, 博士. Email: lnsclt@mail.sysu.edu.cn

② 国际储备由黄金储备、外汇储备、在 IMF 的储备头寸和在 IMF 的特别提款权 (SDR) 4 个部分组成. 黄金曾经是国际储备的最重要组成部分. 随着世界经济的发展, 外汇储备已逐渐在国际储备中占主导. 因此晚近的文献中, 通常不特别区分外汇储备与国际储备, 这两个概念通常等用, 本文也遵循此原则, 因此, 过去研究国际储备的文献也可看成是外汇储备相关文献.

关, 而一国汇率波动存在负相关。随着金融、贸易一体化的发展, Aizerman 和 Daniel^[7] 进一步研究了实际汇率与外汇储备之间的关系。他们指出, 外汇储备可以缓和贸易冲击对实际汇率的影响, 这种缓冲效应对发展中国家很重要, 在亚洲国家和以出口自然资源为主的国家体现得尤其明显, 但是对发达工业国家影响不大。然而金融深化会减少发展中国家外汇储备的这种缓冲效应。发展中国家的真实汇率对储备资产的变化比发达工业国家要更敏感, 而工业国家则表现为“热钱”与真实汇率之间关系更密切。Ramachandran^[8] 研究了印度名义汇率对印度外汇储备的影响作用。研究表明, 印度的汇率的不对称干预与国际储备存在着密切关系 (汇率有升值压力时, 国际储备上升, 而汇率有贬值压力时, 国际储备下降不明显) 并认为这主要是由印度的鼓励出口政策引起的。上述研究对汇率与外汇储备之间的关系进行了深入的探讨, 但是基本上都没有考虑变量可能存在的结构变化, 而变量的结构性变化会影响结果的合理性及有效性。Adnan 和 Duygu^[9] 对土耳其汇率与外汇储备关系的研究则充分考虑了这种变量可能存在的结构变化, 他们使用 Zivot 和 Andrews^[10] 的结构变化单位根检验、Gregory 和 Haneish^[11] 的结构变化协整检验, 探讨了土耳其外汇储备与名义汇率及实际汇率之间的关系。结果表明, 外汇储备与汇率之间存在着长期关系: 不管是长期还是短期, 外汇储备都是实际有效汇率的格兰杰因; 而对于外汇储备与名义汇率, 从长期来看, 名义汇率是外汇储备的格兰杰因。

随着我国经济的发展和人民币汇率改革的深入, 人民币汇率问题越来越成为社会各界聚焦的热点, 人民币汇率与外汇储备之间的关系研究越来越受各界关注。一部分学者从我国宏观经济运行的实际情况出发, 结合我国外汇储备的增长特点, 分析我国的人民币汇率模型, 如: 魏巍贤^[12] 在进出口方程和贸易差额方程的基础上, 建立了在经常项目可兑换条件下的人民币汇率模型; 王铮等^[13] 则从贸易转价的角度来分析人民币汇率相关问题; 刘纪昌等^[14] 则把汇率定价问题纳入到宏观经济框架进行一般均衡分析。然而, 更多的学者则是从实证的角度来分析人民币汇率与我国外汇

储备之间的关系, 并且基本上都得出人民币汇率与外汇储备之间关系密切, 人民币实际有效汇率与外汇储备之间存在长期协整关系 (金中夏^[15]; Jit^[16]; Narayan 和 Smyth^[17-18]), 外汇储备增长与人民币实际有效汇率、进出口贸易总额有密切关系 (巴曙松等^[19]) 但是得到的研究结论各异。他们大多从贸易角度对人民币汇率与外汇储备这两者之间的关系进行论述, 有不少学者认为我国马歇尔-勒纳条件成立, 人民币实际有效汇率的下降将引起进出口贸易收支的改善 (巴曙松和朱元倩^[19]、卢向前和戴国强^[20]、马丹和许少强^[21]), 人民币实际汇率与外汇储备之间存在长期协整负相关关系, 人民币实际有效汇率对外汇储备具有显著的负效应 (易行健^[22]) 因此, 人民币升值将减缓外汇储备的增长。但是也有许多学者持相反观点, 认为, 人民币升值将加速外汇储备的增长 (金中夏^[15]、Jit^[16]), 人民币实际有效汇率对外汇储备具有明显的正效应, 实际有效汇率的上升将导致外汇储备的增长 (Narayan 和 Smyth^[18])。然而上述研究在选取影响我国外汇储备需求的解释变量方面有一定的随意性, 并且实证研究中没能体现样本期横跨几个不同的汇率制度时期这一特定因素 (易行健^[22]) 此外, 没有考虑人民币升值预期的影响。范言慧等^[23] 就认为在存在本币升值预期的情况下, 人民币升值未必会导致贸易逆差, 因为本币升值预期会削弱马歇尔-勒纳条件满足时的实际汇率的作用, 促进贸易顺差和资本顺差的增加。在此情形下, 本币升值预期会增加外汇储备。

由于持续性的贸易顺差和大规模的外商直接投资流入, 贸易顺差和外商直接投资被看作是我国近年来外汇储备的两大直接来源 (赵庆明^[24]), 国际收支中的经常项目和资本账户的持续顺差是外汇储备迅猛增长的直接成因。因此, 在强调贸易顺差促进外汇储备增长的同时, 也不能忽视资本账户顺差在外汇储备增长中的作用。李扬^[25] 的研究就发现国际收支中资本项目的长期巨额盈余是中国储备资产快速增长的主要原因, 而人民币汇率会影响资本账户。汪洋^[26] 的研究表明, 人民币对美元汇率的贬值将会导致资本流出, 而且影响程度要大于利率。王琦^[27] 的研究支持汪

洋^[26]的观点,认为人民币汇率对我国资本流动的解釋力最强。类似的研究很多,基本上都支持人民币汇率会影响我国资本流动,从而影响我国国际收支的资本账户。此外,人民币升值预期也是不可忽视的因素,王世华和何帆^[28]的研究就认为人民币升值预期是我国短期资本流动的决定性因素,冯彩^[29]也认为应该稳定人民币升值预期以减缓国际资本大规模的流入。而且,在人民币升值预期的作用下,会导致大规模的投机性资本流入中国,从而加速了我国外汇储备的迅猛增长,对中国货币供给和金融市场的稳定构成威胁。虽然人民币升值预期在外汇储备增长过程中起着很重要作用,并且已经被广泛认同,但是目前相关研究主要还是定性描述,对两者相关性的定量研究文献还不多,潘成夫^[30]以境外人民币 NDF 汇率作为汇率预期指标,运用计量经济学方法对 2000—2005 年月度外汇储备时间序列数据进行定量分析,结果表明人民币汇率预期对外汇储备快速积累起着极为重要的作用。刘艾^[31]使用协整和格兰杰因果检验分析了人民币升值预期与外汇储备间的关系,结果同样表明人民币升值预期对外汇储备的增长具有重要作用。

纵观现有相关研究文献,在分析人民币汇率与外汇储备关系方面,虽然文献众多,但是基本上都是应用简单的 OLS 回归或者传统的单位根检验(如 ADF、PP 检验)以及传统的协整检验(如 Engle-Granger 检验; Johansen Juselius 检验),基本上没有考虑数据本身可能存在的结构性变化。在研究人民币升值预期与外汇储备的关系方面,定量研究还不多,研究还不深入,并且也基本上以应用简单的 OLS 回归或者传统的单位根检验(如 ADF、PP 检验)以及传统的协整检验为主,而且也没能考虑数据本身可能存在的结构性变化。我国是经济高速发展的发展中国家,内部环境不断变化,新的政策、法规不断出台,外部环境也不断变化,来自国外的货币危机、金融危机等冲击更是接连不断。所有这些都给我国人民币汇率、外汇储备等的运行机制带来了深刻的影响。以我国的名义汇率为例,1994年,我国实行外汇管理体制改革的,名义汇率由并轨前的 1 美元 = 5.8 元调整为 1 美元 = 8.7 元。2005 年 7 月 21 日的人民币汇率形成

机制改革,使人民币名义汇率马上升值约 2%。因此,深入探讨人民币汇率、升值预期与外汇储备间的关系,绝对不能忽视数据本身的结构变化性,这是保证研究结论可靠的关键。

本文将在简单理论分析的基础上,利用 Zivot 和 Andrews^[10] 结构变化单位根检验(简称 ZA 检验)、Gregory 和 Hansen^[11] 结构变化协整检验(简称 GH 检验),就人民币汇率(名义有效汇率及实际有效汇率)、人民币升值预期与外汇储备之间的关系进行深入探讨,力图全面而准确地回答人民币升值对外汇储备的影响,并进而剖析它们之间的深层次关系,从而在一定程度上弥补这一研究领域的不足。

1 简单的理论分析

本节的理论分析建模思路借鉴于范言慧等^[23]的理论分析。

对于人民币汇率与外汇储备,按照传统汇率理论,人民币升值将减少贸易顺差,进而减缓外汇储备的增长。然而,到目前为止,贸易顺差依旧存在,外汇储备增长的势头并没有得到根本性缓解,连续多年出现持续快速增长。

对于人民币升值预期与外汇储备,一般而言,它们之间是相互影响、相互作用的。一方面,外汇储备的迅猛增长会加大人民币汇率的升值压力,这种升值压力会转化为人民币汇率的升值预期,从而增强市场对人民币升值的预期。另一方面,在人民币升值预期的推动下,FDI 热钱等都可能涌入我国市场,从而促使外汇储备进一步剧增。从目前人民币升值预期和我国外汇储备的发展情况来看,这种观点还是比较合理的。下面将结合我国经济运行的实际情况,构建人民币汇率、升值预期影响外汇储备增长的理论模型,并进而实证分析它在中国的具体表现。

在我国,国际收支持续双顺差是导致外汇储备不断上涨的直接原因,根据国际收支平衡表的编制原理,在不考虑统计误差的情形下,若以 RA 表示第 t 期储备资产变化量, CA 、 KA 分别表示第 t 期的经常项目余额和资本账户余额,则可得到如下恒等式

$$RA = CA + KA \quad (1)$$

在我国，外汇储备占储备资产的绝大部分，并且储备资产中的其他部分资产几乎不怎么变化，因此式 (1) 可以近似表示成式 (2)

$$\Delta R_t = CA + KA \quad (2)$$

其中， R_t 和 ΔR_t 分别表示外汇储备持有量及其变化量。

在通常情况下，经常项目余额与贸易余额几乎是相等的，为此，式 (2) 可进一步近似表示成贸易余额 (TB) 的形式，如式 (3) 所示

$$\Delta R_t = TB_t + KA \quad (3)$$

纵观现有文献，贸易余额和资本账户都受汇率及其升值预期的影响，出于研究之便，综合现有的研究成果，借鉴范言慧等^[23] 的理论分析框架，在此不妨简单地假设贸易余额 TB 和资本账户 KA 都是实际汇率 RE 和升值预期 AE 的函数，此外，资本账户 KA 还受利差 IR 的影响，结合贸易余额的表达式，得

$$TB_t(RE_t, AE_t) = P_{x,t} X_t(RE_t, AE_t) - E_t P_{m,t} M_t(RE_t, AE_t) \quad (4)$$

$$KA = KA_t(RE_t, AE_t, IR_t) \quad (5)$$

其中， X_t 、 M_t 分别表示第 t 期的出口和进口量，它们都是实际汇率 RE 和升值预期 AE 的函数； P_x 、 P_m 分别表示出口价格和进口价格； E_t 为第 t 期的名义汇率，则 $RE_t = E_t P_{m,t} / P_{x,t}$ ； IR 表示第 t 期国内外利差，若未抵补的利率平价成立，则 $IR_t = (AE_t - E_t) / E_t$

因此，式 (3) 可表示为

$$\Delta R_t = P_{x,t} X_t[RE_t(E_t), AE_t] - E_t P_{m,t} M_t[RE_t(E_t), AE_t] + KA_t[RE_t(E_t), AE_t, IR_t(E_t, AE_t)] \quad (6)$$

为了把汇率与升值预期联系起来，与范言慧等^[23] 相似，进一步假设 $E_t = \alpha Z_t + (1 - \alpha) AE_t$ ，其中 Z 表示经济基本面因素， $\alpha \in (0, 1)$ ，该式表明当前汇率是由经济基本面因素和升值预期共同决定的。

将式 (6) 两边对 E_t 求导，结合 E_t 、 RE_t 和 IR_t 的表达式，整理可得

$$\frac{\partial \Delta R_t}{\partial E_t} = \left[P_{m,t} M_t \left[\frac{X_t}{M_t RE_t} \frac{RE_t}{X_t} \frac{\partial X_t}{\partial RE_t} - \frac{RE_t}{M_t} \frac{\partial M_t}{\partial RE_t} - 1 \right] + \right.$$

$$\left. \frac{1}{1 - \alpha} \left[P_{x,t} \frac{\partial X_t}{\partial AE_t} - P_{m,t} Z_t \frac{\partial M_t}{\partial AE_t} \right] + \frac{P_{m,t} \partial KA}{\left[P_{x,t} \partial RE_t \right]} + \left[\frac{1}{1 - \alpha} + \frac{1}{\alpha Z_t} \right] \frac{\partial KA}{\partial AE_t} \right] \quad (7)$$

式中，第 1 个方括号里面的表达式代表在升值预期存在的情况下，汇率变动对外汇储备构成中经常项目的影响，其中第 1 项中的 $\frac{X_t}{(M_t RE_t)}$ 、 $\frac{RE_t}{X_t} \frac{\partial X_t}{\partial RE_t} - \frac{RE_t}{M_t} \frac{\partial M_t}{\partial RE_t} - 1$ 实质上就是以实际汇率表示的马歇尔—勒纳条件，而第 2 项 $\frac{1}{1 - \alpha} \left(P_{x,t} \frac{\partial X_t}{\partial AE_t} - P_{m,t} Z_t \frac{\partial M_t}{\partial AE_t} \right)$ 表示升值预期对汇率变动影响经常项目的追加作用；第 2 个方括号里面的表达式代表在升值预期存在的情况下，汇率变动对外汇储备构成中资本账户的影响，其中第 1 项 $\frac{P_{m,t} \partial KA}{P_{x,t} \partial RE_t}$ 表示汇率变动对资本账户的直接影响，第 2 项 $\left[\frac{1}{1 - \alpha} + \frac{1}{\alpha Z_t} \right] \frac{\partial KA}{\partial AE_t}$ 表示通过升值预期对资本账户的追加影响。由此可见，在存在升值预期的情况下，汇率变动对外汇储备增长的影响实质上是由汇率变动对经常项目及资本账户的直接影响和升值预期的追加影响共同决定的，至于其影响大小如何需要通过实证研究得到。

同理，将式 (6) 两边对 AE_t 求导，结合 E_t 、 RE_t 和 IR_t 的表达式，整理可得

$$\frac{\partial \Delta R_t}{\partial AE_t} = \left[(1 - \alpha) P_{m,t} M_t \frac{X_t}{M_t RE_t} \frac{RE_t}{X_t} \frac{\partial X_t}{\partial RE_t} - \frac{RE_t}{M_t} \frac{\partial M_t}{\partial RE_t} - 1 \right] + \left[P_{x,t} \frac{\partial X_t}{\partial AE_t} - E_t P_{m,t} \frac{\partial M_t}{\partial AE_t} \right] + \left[(1 - \alpha) \frac{P_{m,t} \partial KA}{P_{x,t} \partial RE_t} + \left(1 + \frac{1}{\alpha Z_t} \right) \frac{\partial KA}{\partial AE_t} \right] \quad (8)$$

式中，第 1 个方括号里面的表达式代表在升值预期存在的情况下，升值预期对外汇储备构成中经常项目的影响，其中第 1 项中的 $\frac{X_t}{(M_t RE_t)}$ 、 $\frac{RE_t}{X_t} \frac{\partial X_t}{\partial RE_t} - \frac{RE_t}{M_t} \frac{\partial M_t}{\partial RE_t} - 1$ 实质上就是以实际汇率表示的马歇尔—勒纳条件，但其影响程度受升值预期反应程度 $(1 - \alpha)$ 的影响，而且起抑制作用，而

第 2 项 $(P_{x,t} \frac{\partial X}{\partial AE_t} - E_t P_{x,t} \frac{\partial M}{\partial AE_t})$ 表示升值预期对经常项目的追加作用; 第 2 个方括号里面的表达式代表在升值预期存在的情况下, 升值预期对外汇储备构成中资本账户的影响, 其中第 1 项 $(1 - \alpha) \frac{P_{m,t} \frac{\partial KA}{\partial RE_t}}$ 表示升值预期通过实际汇率对资本账户的追加影响, 第 2 项 $(1 + \frac{1}{\alpha} \frac{1}{Z_t}) \frac{\partial KA}{\partial AE_t}$ 表示升值预期对资本账户的直接影响. 由此可见, 升值预期对外汇储备增长的影响实质上是由升值预期对经常项目及资本账户的直接影响和汇率变动的追加影响共同决定的, 其影响大小如何需要通过实证研究得到.

2 实证模型

2.1 结构变化单位根 (ZA) 检验

传统的时间序列分析是建立在平稳时间序列的基础上的, 在进行模型设置和回归分析前, 为了避免发生“谬回归”, 首先必须对数据进行平稳性检验, 使用的是一些比较常用的单位根检验方法 (如 DF ADF 检验) 等. 然而, 经济系统的运行是一个复杂过程, 经常会受到经济政策、金融危机、自然灾害等各种事件的冲击, 这就使得经济变量序列平稳性可能发生短期改变, 有可能是漂移项发生变化, 也有可能趋势项出现改变, 还有可能漂移项及趋势项均发生偏转, 所有这些都导致整个数据序列的数据生成过程 (data generate process) 发生变化, 即数据发生结构变化. 在数据发生结构变化的情形下, 传统的单位根检验由于没有考虑这种结构变化, 不能很好地检验出这种结构变化, 进而不能准确地得出数据的平稳性情况. Perron^[32] 就指出, 在数据存在结构变化时, 传统单位根检验过程很可能会错误地没能拒绝零假设, 即把存在结构变化的平稳序列误认为是单位根序列.

在上述分析的基础上, Perron^[32] 提出了结构变化点外生给定的单位根检验, 在一定程度上弥补了传统单位根检验忽视结构变化点的做法, 但是他对结构变化点的选择是基于数据的事先观察“预先测试” (Pre-testing) 先验给定的 (Zivo 和

Andrews^[30]), 因此带有比较强烈的主观性. 为此, Zivo 和 Andrews^[30] 充分考虑到这点, 他们在 Perron^[32] 的基础上, 使用内生数据依赖算法把数据结构变化点内生, 通过数据序列自身找出其结构变化点, 这更保证了检验结果的合理性和可靠性. 根据结构变化点具体形式, 他们设定了以下 3 种结构变化形式方程.

模型 1 截距项发生了结构变化的方程

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma DU_t + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (9)$$

模型 2 时间趋势发生了结构变化的方程

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta DT_t + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (10)$$

模型 3 截距项和时间趋势均发生了结构变化的方程

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma DU_t + \theta DT_t + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (11)$$

其中

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{若 } t \in TB \\ 0 & \text{否则} \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t - TB & \text{若 } t \in TB \\ 0 & \text{否则} \end{cases}$$

式中, DU 和 DT 是用来分别标识截距与时间趋势发生结构变化的虚拟变量, TB 是由数据本身内生决定的结构变化时期, k 表示滞后的阶数, 利用 Hall^[33] 提出的“ $tsig$ ”方法选定. 单位根的零假设为 $\delta = 1$ 即数据序列存在单位根. 检验统计量为在样本内用网格搜索 (grid search) 出的所有可能的结构变化点中的最小“ t ”值. 他们假设样本时间段内的所有样本点都是可能的结构变化点, 接着选取某一种结构变化形式对样本区间内的所有样本点顺次回归, 计算出每个点相对应的统计量, 并根据对零假设 (含单位根) 最不利结果 (least favorable result) 原则选择能最好地描述结构变化的统计量, 而后把其相对应的点作为结构变化点. 最后根据统计量来判断该数据序列是否是平稳序列^[19].

2.2 结构变化协整 (GH) 检验

在探讨变量间的相互关系时, 常用的做法是使

用协整检验方法如 E-G 两步法、Johansen Juselius 协整检验方法等。这些方法处理相对简单、容易操作, 然而也有其局限性, 特别是处理具有较长跨度的数据序列。此时, 数据序列的生成过程很可能已受主要的经济事件如金融、经济危机等的影响, 这些经济事件将改变变量间的均衡关系。有许多研究表明, 传统协整检验结果对结构变化点很敏感 (Adnan 和 Duygu^{9]})。特别是如果模型的协整向量在发生了一次结构变化后仍然还保持协整关系, 那么标准的 ADF 检验很可能不能拒绝零假设, 因而使得研究者错误地认为变量间不存在协整关系 (Gregory 和 Hansen^{11]})。事实上, Gregory 等^{13]}也已经证明传统的 ADF 检验在存在结构变化的情况下的检验性能会严重下降。为了解决这个问题, Gregory 和 Hansen^{11]}提出了考虑结构变化的协整检验 (GH), GH 检验能更好地解决上述问题, 并且与 Zivot 和 Andrews^{10]}的处理方式相似, 他们也是把结构变化点内生化的, 根据数据生成过程自身的特性得出结构变化点, 从而可以避免人为设定外生结构变化点 (如 Chow test) 的主观性, 以期得到更加正确的模型方程。GH 检验的零假设是变量间不存在协整关系; 备择假设为变量间存在协整关系, 且存在结构变化点。其中结构变化点不是提前指定, 而是由数据生成过程自身决定。根据结构变化点对不考虑结构变化点时的协整模型的影响^{11]}, 提出了 3 个备择模型。

模型 1 (C) 结构变化影响协整关系中截距项的漂移的表达式为

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_t + \alpha^T Y_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (12)$$

其中, μ_1 代表结构变化前的截距; μ_2 表示当结构变化发生后的偏移; α 表示斜率系数。

模型 2 (C/T) 结构变化不仅影响原协整关系的截距项, 还影响时间趋势项, 即在模型 1 的基础上还多加上时间趋势, t 漂移的表达式变为

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_t + \beta t + \alpha^T Y_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (13)$$

模型 3 (C/S) 结构变化不只影响原协整关系的截距项, 还影响其斜率系数, 漂移的表达式为

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_t + \alpha_1^T Y_t + \alpha_2^T Y_t \varphi_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (14)$$

其中, α_1 代表变化前的协整斜率系数; α_2 表示当

结构变化发生后的斜率系数变化值。

虚拟变量 φ_t 用来刻画结构变化, 其取值为

$$\varphi_t = \begin{cases} 0 & \text{若 } t \leq [\tau] \\ 1 & \text{若 } t > [\tau] \end{cases}$$

式中, τ 用来表示结构变化点在数据序列的相对位置; $[\]$ 表示取整运算。

GH 检验思路与 ZA 单位根检验方法相似, 假设样本时间段内的所有点都是可能的结构变化点 (在实际的处理过程中, 选取相对位置处于样本区间的 15% 至 85% 段的点), 接着选取某一种结构变化形式对选取区间内的所有点顺次回归, 计算出每个点相对应的统计量, 并根据对零假设 (不存在协整关系) 最不利结果 (least favorable result) 原则选择能最好地描述结构变化的统计量, 把其相对应的点作为结构变化点。最后根据统计量来判断是否存在和存在何种形式的协整关系。

3 样本与数据处理

3.1 变量与样本

本文实证分析涉及到的变量包括名义有效汇率 (NEER)、实际有效汇率 (REER)、外汇储备 (FRES) 及人民币升值预期 (AE), 其中 NEER、REER 的月度数据来自 IMF 的国际金融统计 IFS 数据库, 而 FRES 月度数据来源于中经网。与很多研究一样, 本文以人民币无本交割远期汇率 (non-delivery forward NDF) 交易的 1 年期报价来刻画人民币升值预期, NDF 数据来源于 Reuters 数据库。为了叙述方便, 以 INEER、LREER、LFRES、LAE 分别表示 NEER、REER、FRES 和 AE 的对数形式。

本文的研究样本期分为两段, 其中研究 NEER、REER 与 FRES 之间关系的样本期为 1994 年 1 月 ~ 2008 年 12 月, 共 180 个样本; 而由于 NDF 数据的可获得性, 研究 AE 与 FRES 之间关系的样本期为 2003 年 9 月 ~ 2008 年 5 月, 共 57 个样本。

3.2 数据处理

在进行模型设置和回归分析前, 为了避免发生“谬回归”, 必须首先对数据进行平稳性检验, 考虑到研究样本区间内发生的经济事件 (如 1997

年东亚金融危机, 2005年汇率形成机制改革, 2007年下半年开始的次债危机等)可能产生的影响, 样本数据很可能发生了结构性变化. 在此情况下, 传统意义上的单位根检验(如 ADF检验等)就

不再合理. 为了刻画这些影响, 保证结果的正确性和可靠性, 先采取 ADF单位根检验, 然后再使用考虑结构变化的单位根(ZA)检验. 相关数据序列的 ADF单位根检验结果如表 1所示.

表 1 LFRS, LNEER, IREER及 LAE的 ADF单位根检验的结果
Table 1 The results of ADF unit root test of LFRS, LNEER, IREER and LAE

原序列	检验形式 (C T N)	ADF检验 检验值	概率	差分序列	检验形式 (C T N)	ADF检验 检验值	概率	结论
LFRS	(C T 1)	-1.396	0.859	d LFRS	(C 0 1)	-4.862***	0.000	I(1)
LNEER	(C T 1)	-1.768	0.716	d LNEER	(C 0 0)	-9.665***	0.000	I(1)
IREER	(C T 1)	-2.687	0.243	d IREER	(C 0 1)	-9.949**	0.000	I(1)
LAE	(C T 1)	-1.557	0.797	d LAE	(C 0 0)	-5.144***	0.000	I(1)

注: 1 d为一阶差分; 2 检验形式 (C T N)中 C T N分别表示 ADF检验中的常数项、时间趋势项和滞后阶数; 3 *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著水平上拒绝零假设, 即时间序列是平稳过程.

从 ADF单位根检验结果来看, LFRS, LNEER, IREER及 LAE都是非平稳的, 都属于一阶单整序列. Perron^[3]指出, 在数据存在结构变化时, 传统单位

根检验过程很可能会错误地没能拒绝零假设. 为了捕捉样本区间可能存在的结构变化, 再使用 ZA单位根检验, 使用 R软件编程得到表 2的结果.

表 2 LFRS, LNEER, IREER及 LAE的 ZA单位根检验的结果
Table 2 The results of ZA unit root test of LFRS, LNEER, IREER and LAE

	LFRS	LNEER	IREER	LAE
结构变化时期 TB	1997.10	2002.02	2002.02	2006.06
δ	0.976	0.935	0.945	0.770
检验统计量 t_{α}	-3.63	-2.75	-3.19	-2.87

注: LFRS, LNEER, IREER及 LAE的 ZA检验在 1%、5% 和 10% 置信水平上的临界值分别为 -5.57、-5.08和 -4.82([10]).

表 2的结果表明, LFRS, LNEER, IREER及 LAE都是非平稳的, 结合表 1的结果, 这进一步证实 LFRS, LNEER, IREER及 LAE都是 I(1)过程. 从结构变化时期 TB来看, LFRS的结构变化时期为 1997年 10月, 当时正处于亚洲金融危机的前期阶段, 金融危机对我国的负面影响还未充分显现, 进出口贸易仍保持较强劲的顺差发展势头, 外国在华投资仍然不断增加, 外汇储备持续快速增长的势头并未消减. 在这之后, 随着亚洲金融危机负作用对我国经济的冲击, 外汇储备增幅急速下降. LNEER及 IREER的结构变化点都出现在 2002年 2月份. 在亚洲金融危机的冲击和国际、国内经济环境的作用下, 我国的经济从 1998年开始呈现萧条态势, 表现为内部需求不足, 通货紧缩明显; 随着扩张性财政政策的实施, 我国经济从

2000年开始回暖, 2001年以后, 随着我国加入 WTO对外贸易得到更大程度的改善. 此外, 在北京奥运会成功申办以及西部大开发战略实施的推动下, 国内出现了新一轮的投资热潮, 到 2002年, 人民币升值压力渐增和国内投资过热并存的现象全面呈现. LAE的结构变化点出现在 2006年 6月份, 这与当时的汇率运行是密切相关的. 2005年 7月 21日, 中国人民银行进行了人民币汇率形成机制改革, 调整了人民币名义汇率, 升值了约 2%. 此后, 美元兑人民币 NDF远期汇率贴水率开始逐渐减弱, NDF与境内远期汇率的差额也进一步变窄, 到了 2005年 10月份, 由于人民币汇率调整步伐低于市场预期, NDF贴水率开始走低, 并在 11月跌破 3000点, 2006年 5、6月份以后开始走上进一步下降的轨道.

4 实证结果与分析

4.1 人民币汇率与外汇储备相关性的检验

在数据预处理的基础上, 已知各变量都是 I(1)过程, 因此, 可以通过协整方法来考察它们之间的关系. 在现有实证中, 有不少研究直接使用传统意义上的协整方法 (如 Engle-Granger 检验; Johansen Juselius 检验) 检验外汇储备与汇率之间的协整关系, 也有不少学者先把外汇储备及汇率进行对数化, 再检验这两者的协整关系, 但是这些研究基本上都没有考虑结构性变化点对协整关系的影响. 有许多研究已经表明, 传统的协整检验结果对结构变化点很敏感 (Adnan 和 Duygu^③), 结构变化点很可能会改变变量间的均衡关系. 表 2 各变量 ZA 检验的结果已经表明了这些变量可能存在的结构变化点^④. 为此, 本文使用考虑结构变化点 GH 协整检验来验证变量间可能存在的协整关系, 并且考虑了各种现有研究中常见的协整方程设置方法^⑤, 检验了 GH 的 3 个协整备择模型 (分别对应于模型 (12)、(13)、(14) 的 C/C/T C/S 形式), 通过 Matlab 编程得到表 3 的结果.

根据表 3 各个模型 (模型 A B C D) 各种形式 (模型 C C/T C/S) 的 ADF^* 、 Z_c 、 Z_d 值, 结合文献 [11] 的临界值表, 可以得出: LFRES 与 LNEER 之间以及 LFRES 与 IREER 不存在任何普通意义上的双变量协整关系^⑤. 这样的结果至少可以带来两点启示: 1) 既然 LFRES 与 LNEER 之间以及 LFRES 与 IREER 不存在任何普通意义上的协整关系, 那么使用传统意义上的协整方法 (如 Engle-Granger 检验; Johansen Juselius 检验) 检验外汇储备与汇率 (名义有效汇率及实际有效汇率) 之间协整关系就显得不那么合理, 这样得到的结果也显得不那么有说服力, 这可能也是目前使用双变量传统协整等方法研究这两者关系结论迥异的一个很重要原因. 2) 外汇储备与人民币

汇率之间不存在普通意义上的双变量协整关系, 从这个意义上可以说, 人民币汇率变动并不是外汇储备变动的主要原因. 下面将通过实证分析来证明人民币升值的预期与外汇储备变动之间的关系.

4.2 人民币升值预期与外汇储备相关性的检验

1) 人民币升值预期与外汇储备的 GH 协整分析

人民币升值预期与外汇储备的 GH 协整检验结果如表 4 所示.

模型 E 检验了以 LFRES 为被解释变量, LFRES 与 LAE 之间的关系. ADF^* 检验统计量检验的结果表明, LFRES 与 LAE 之间在 5% 的显著水平上存在 C/S 模式的协整关系; 而模型 F 同样也检验了 LFRES 与 LAE 之间的关系, 不同的是, 现在以 LAE 为被解释变量. ADF^* 统计量的值也表明, LAE 与 LFRES 之间在 10% 的显著水平上存在 C/S 形态的协整关系. 这一结果表明, LFRES 与 LAE 之间的协整关系存在结构变化, 并且这种结构变化不仅影响协整方程的截距项, 还影响其斜率系数; LAE 与 LFRES 是相互影响, 相互作用的, 即人民币升值预期会影响外汇储备, 而外汇储备同时对人民币升值预期具有反作用. 至于这种相互作用如何, 需要根据模型 E 的 C/S 形态方程及模型 F 的 C/S 形态方程估计的结果来分析判断.

2) 人民币升值预期与外汇储备的 GH 协整方程估计结果及分析

根据表 4 检验出的模型 E 的 C/S 形态方程形式和模型 F 的 C/S 形态方程形式, 结合式 (14) 进行模型设定, 得到如下两个模型.

$$LFRES = a_1 + a_2 \varphi_{t1} + b_1 LAE + b_2 LAE \varphi_{t1} + \varepsilon_{t1} \quad t=1, \dots, n \quad (15)$$

$$LAE = c_1 + c_2 \varphi_{t2} + d_1 LFRES + d_2 LFRES \varphi_{t2} + \varepsilon_{t2} \quad t=1, \dots, n \quad (16)$$

③ 实际上还检验了各变量没有取对数时的 ZA 检验结果, 结果与表 2 的结果差不多, 因为篇幅关系, 这里没有列示, 有兴趣的读者可以向作者索取.

④ 因篇幅关系, 这里只列出了各变量取对数后的 GH 协整检验结果. 其他形式的结果, 读者可向作者索取.

⑤ 实际上, 还检验了 FRES 与 NEER 之间及 FRES 与 REER 之间的协整关系, 结果也表明它们之间不存在任何形式的协整关系. 当然, 根据前面的简单理论分析, 本文考虑的是简单的双变量情形, 经济系统是复杂的系统, 随着加入的变量增多, 很可能会改变这种关系, 如何建立更加全面考虑多变量的系统分析, 从而实证得出更加可靠的结论是下一步研究的方向.

表 3 人民币汇率与外汇储备间的 GH 协整检验结果

Table3 The results of GH cointegration between RMB exchange rate and foreign exchange reserves

Models	ADF*	T_b	Z_t^*	T_b	Z_c^*	T_b
A) $LFRES = \alpha + \beta INEER + \epsilon$						
Model C	-4.079(1)	2003.06	-4.136	2003.07	-26.621	2003.07
Model C/T	-3.939(0)	1999.06	-3.992	1999.06	-21.038	1999.07
Model C/S	-4.448(1)	2003.06	-4.428	2003.07	-30.424	2003.07
B) $INEER = \alpha + \beta LFRES + \epsilon$						
Model C	-3.421(1)	2003.06	-3.347	2003.07	-20.199	2003.07
Model C/T	-3.835(1)	2003.06	-3.581	2003.06	-24.935	2003.06
Model C/S	-3.716(1)	2003.06	-3.640	2003.06	-22.920	2003.06
C) $LFRES = \alpha + \beta IREER + \epsilon$						
Model C	-3.492(0)	2003.03	-3.616	2003.06	-24.794	2003.06
Model C/T	-3.531(0)	1999.07	-3.633	1999.07	-20.502	1999.07
Model C/S	-3.686(0)	2003.03	-3.830	2003.02	-27.698	2003.02
D) $IREER = \alpha + \beta LFRES + \epsilon$						
Model C	-3.696(1)	2003.02	-3.490	2003.02	-21.837	2003.02
Model C/T	-3.742(1)	2003.06	-3.526	2003.06	-23.196	2003.06
Model C/S	-3.671(1)	2002.08	-3.371	2002.09	-23.940	2002.09

注: 1. ADF*, Z_t^* , Z_c^* 为 Gregor 和 Hansen 提出的 3 个扩展的协整检验统计量, 临界值表参阅文献 [11];

2. T_b 为结构变化时期; 3 () 里面的数值为 AR 滞后阶数.

表 4 人民币升值预期与外汇储备间的 GH 协整检验结果

Table4 The results of GH cointegration between RMB appreciation expectations and foreign exchange reserves

Models	ADF*	T_b	Z_t^*	T_b	Z_c^*	T_b
E) $LFRES = a + bLAE + \epsilon$						
Model C	-2.916(3)	2007.06	-2.718	2005.03	-12.206	2005.03
Model C/T	-3.870(8)	2004.07	-3.761	2004.10	-22.748	2004.10
Model C/S	-4.961** (4)	2006.08	-3.204	2004.11	-16.335	2004.11
F) $LAE = c + dLFRES + \epsilon$						
Model C	-4.335(4)	2007.04	-3.051	2007.08	-16.953	2007.08
Model C/T	-4.378(4)	2007.04	-3.206	2004.10	-17.979	2004.10
Model C/S	-4.851* (4)	2006.12	-3.047	2007.01	-17.942	2007.01

注: 1. ADF*, Z_t^* , Z_c^* 为 Gregor 和 Hansen 提出的 3 个扩展的协整检验统计量, 临界值表参阅文献 [11]; 2. T_b 为结构变化时期; 3. ()

里面的数值为 AR 滞后阶数; 4. *, ** 分别表示在 10% 和 5% 的显著水平上拒绝零假设, 即变量间存在该形式的协整关系.

其中, a_1 , c_1 分别表示模型 E 和模型 F 结构变化前的截距; a_2 , c_2 分别表示两个模型发生结构变化后的截距偏移; b_1 , d_1 分别表示模型 E 和模型 F 结构变化前的斜率系数; b_2 , d_2 分别表示当两个模型结构变化发生后的斜率系数变化值; τ_1 , τ_2 分别表示

两个模型的结构变化点在其数据序列的相对位置, 通过 GH 协整检验, 可得 $\tau_1 = 0.631579$, $\tau_2 = 0.701754$. 又因为样本个数 $n = 57$, 因此, $[n \times \tau_1] = [57 \times 0.631579] = 36$, 也即模型 (15) 的结构变化发生在 2006 年 8 月; $[n \times \tau_2] = [57 \times$

0.701754] = 40 即模型 (16) 的结构变化发生在 2006 年 10 月. 虚拟变量 φ_{t_1} 、 φ_{t_2} 分别用来刻画两个模型的结构变化, 其取值分别为

$$\varphi_{t_1} = \begin{cases} 0 & \text{若 } t \leq 36 \text{ 即 2006 年 8 月以前} \\ 1 & \text{若 } t > 36 \text{ 即 2006 年 8 月以后} \end{cases}$$

$$\text{LFRES}_t = 42.665 - 22.814\varphi_{t_1} - 14.215\text{LAE}_t + 11.279\text{LAE}_t\varphi_{t_1} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, 57 \quad (17)^{\text{⑥}}$$

(12.413) (-6.288) (-8.532) (6.377)

$$\text{LAE}_t = 2.714 + 4.204\varphi_{t_2} - 0.049\text{LFRES}_t - 0.302\text{LFRES}_t\varphi_{t_2} + \xi_t \quad t = 1, \dots, 57 \quad (18)^{\text{⑥}}$$

(28.456) (11.595) (-6.867) (-11.772)

协整方程 (17) 表明, 在 2006 年 8 月以前, 协整方程还未出现结构变化, LAE 与 LFRES 存在负相关关系, 因此, 若存在人民币升值预期 (由于 NDF 数据是按照直接标价计量的, 因此人民币升值预期表现为 LAE 数值上减小), 则它能够促进外汇储备的增长, 并且作用显著. 2006 年 8 月以后, LAE 与 LFRES 间的协整关系发生了结构性变化, 究其原因, 很可能是人民币汇率调整的结果, 这之前发生了一系列人民币调整事件, 比如 2005 年 7 月的汇率形成机制改革, 人民币名义汇率调整为 1 美元兑 8.11 元人民币; 2006 年 3 月 1 日, 中国人民银行再次宣布人民币兑美元的名义汇率调整为 1 美元兑 8.039 元人民币. 这些人民币汇率调整事件使得人民币汇率的弹性加强, 日波幅限制放宽, 在一定程度上缓解了人民币升值压力, 减轻了人民币汇率的升值预期. 因此, 可以看到, 协整方程发生结构变化后, 人民币升值预期对外汇储备的作用显著减弱 (减小了 11.279), 但是作用依旧明显 (为 14.215 - 11.279 = 2.936), 这从一个侧面反映了人民币升值预期依旧存在. $R^2 = 0.88$ 说明模型总体拟合效果不错, 而 DW 值表明不存在序列相关, 因此模型的估计结果是最优无偏估计量.

协整方程 (18) 表明, 在 2006 年 10 月以前, 协整方程还未出现结构变化, LFRES 与 LAE 呈负相关关系, 外汇储备增长会助长人民币升值预期, 并且影响也显著. 2006 年 10 月以后, LAE 与 LFRES 间的协整关系发生了结构性变化, 究其原因, 这应该是外汇储备增长的反作用. 到 2006 年末, 我国的外汇储备首次超越日本, 成为世界上第一大外

$\varphi_{t_2} = \begin{cases} 0 & \text{若 } t \leq 40 \text{ 即 2006 年 12 月以前} \\ 1 & \text{若 } t > 40 \text{ 即 2006 年 12 月以后} \end{cases}$
最后, 通过 *view5.1* 编程估计模型 (15) 和模型 (16), 得到如下两个协整方程

汇储备存储国家, 巨额的外汇储备加大了外界对人民币升值的预期. 因此, 可以看到, 协整方程发生结构变化后, 外汇储备对人民币升值预期的影响显著增强 (增强了 0.302), 总作用明显提高 (为 0.049 + 0.302 = 0.351). $R^2 = 0.95$ 说明模型总体拟合效果很好, 而 DW 值表明不存在序列相关, 因此模型的估计结果是最优无偏估计量.

综合协整方程 (17) 和 (18), 不难发现, 我国的外汇储备与人民币升值预期之间存在着相互联动、相互促进的循环交互关系. 这一循环交互关系可表述为: 人民币升值预期 — 外汇储备增加 — 人民币升值预期加强 — 外汇储备进一步增加.

5 结束语

本文使用结构变化单位根和结构变化协整检验方法, 考察了人民币汇率 (名义有效汇率及实际有效汇率)、人民币升值预期与外汇储备之间的关系. 结果表明: 不管是名义有效汇率还是实际有效汇率, 与外汇储备之间都不存在普通意义上的协整关系, 因此现有研究中使用传统意义上的协整方法 (如 Engle-Granger 检验; Johansen Juselius 检验) 检验外汇储备与汇率 (名义有效汇率及实际有效汇率) 之间的协整关系就显得不合理, 得到的结果也显得不那么有说服力. 从这个意义上可以说, 人民币汇率变动并不是外汇储备变动的主要原因. 实证结果还表明, 人民币升值预期与外汇储备之间存在发生结构变化的长期协整关系, 它们之间具有循环交互作用. 人民币升值预期会加速外汇储备的进一步增长, 与此同时, 外汇储

⑥ () 中为 统计量. 模型 (17) 的 $R^2 = 0.88$ DW = 1.77 模型 (18) 的 $R^2 = 0.95$ DW = 1.84

备的增长具有反馈作用, 它会增强人民币升值预期. 可以说, 人民币升值预期与外汇储备增长之间的循环交互作用是目前我国外汇储备快速增长和人民币单边升值的重要原因.

根据本文的结论, 至少能够得到两点启示:

1) 人民币汇率变动不是我国外汇储备迅速增长的主要原因. 因此, 企图单靠人民币升值来缓解我国外汇储备增长的做法是不合理的, 通过单独的汇率政策来改善我国国际收支平衡, 进而纠正外部失衡的做法也很难实现. 在这种情况下, 我国应该将汇率政策同财政政策以及货币政策综合起来运用, 从根本上来调节我国国际收支失衡的状况, 以求在源头上缓减外汇储备的迅猛增长.

2) 人民币升值的预期是我国外汇储备快速增长的重要原因. 因此, 打破升值预期是解决我国

目前面临巨额外汇储备压力的很重要举措. 打破升值预期的重要决策是在我国尽快实行完全浮动的汇率制. 一方面, 实行完全自由浮动汇率制后, 人民币汇率完全由市场决定, 人民币将随市场的因素而波动, 对于人民币升值的预期就会减弱. 另一方面, 实行完全自由浮动汇率制后, 我国没有义务将人民币汇率维持在一定的幅度, 也就没有持有外汇储备的必要. 此外, 打破升值预期的重要决策是开放资本账户. 资本帐户开放后, 资本可以在我国自由流入与流出. 这样, 国内资本可以自由流入国外, 增加对外币的需求, 从而减缓对于人民币升值的预期. 此外, 与以上两方面相适应, 我国应取消外汇管制. 这样, 国内对外币的需求如进口需求、对外直接投资需求将得到充分的体现, 从而也有助于减缓对于人民币升值的预期.

参考文献:

[1] Williamson J Exchange rate flexibility and reserve use[J]. The Scandinavian Journal of Economics 1974 78(2): 327—339

[2] Frenkel J A The demand for international reserves by developed and less developed countries[J]. Economica 1974 41(161): 14—24

[3] Frenkel J A International reserves Pegged exchange rates and managed float: Corrections and extensions[J]. J Monet Econ 1978 6(2): 295—302

[4] Frenkel J A International liquidity and monetary control[C] // von Furstenberg E. International Monetary Fund. International Money and Credit: The Policy Roles, 1983. 65—109

[5] Heller H R Khan M S The demand for international reserves under fixed and floating exchange rates[J]. MF Staff Papers 1978 25: 623—649

[6] Aizenman J Marjon N The high demand for international reserves in the Far East: What is going on? [J]. Journal of the Japanese and International Economics 2003 17(3): 370—400

[7] Aizenman J Daniel R C Real exchange rate and international reserves in an era of growing financial and trade integration [J]. NBER Working Paper 2003 12363

[8] Ramachandran M Asymmetric exchange rate intervention and international reserve accumulation in India[J]. Economics Letters 2007 94(2): 259—265

[9] Adnan K Duygu A Foreign exchange reserves and exchange rates in Turkey: Structural breaks, unit roots and cointegration [J]. Economic Modelling 2008 25(1): 83—92

[10] Zivot E Andrews DW K Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis[J]. Journal of Business & Economic Statistics 1992 10(3): 251—270

[11] Gregory A W Hansen B E Residual based tests for cointegration in models with regime shifts[J]. Journal of Econometrics 1996 70(1): 99—126

[12] 魏巍贤. 经常项目可兑换条件下的人民币汇率模型研究[J]. 管理科学学报, 2000 3(1): 66—72

Wei Wei xian Study on modeling RMB exchange rate under current account convertibility[J]. Journal of Management Sci

- ences in China 2000 3(1): 66—72 (in Chinese)
- [13] 王 铮, 龚 轶, 王 尽然. 从贸易转价理论看人民币汇率问题[J]. 管理科学学报, 1999 2(1): 84—91
Wang Zhen, Gong Yi, Wang Jinran. Analyzing the problem of RMB exchange rate from the passthrough theory of trade [J]. Journal of Management Sciences in China 1999 2(1): 84—91. (in Chinese)
- [14] 刘纪昌, 陈建梁, 张宗益. 汇率定价模型及人民币兑美元汇率研究[J]. 管理科学学报, 2005 8(3): 28—40
Liu Jichang, Chen Jianliang, Zhang Zongyi. Exchange rate pricing model and empirical study on exchange rate of conversion from RMB to US dollars [J]. Journal of Management Sciences in China 2005 8(3): 28—40 (in Chinese)
- [15] 金中夏. 中国汇率、利率和国际收支的互动关系 1981—1999[J]. 世界经济, 2000 (9): 19—24
Jin Zhongxia. The dynamics of real interest rates, real exchange rates and the balance of payments in China, 1981—1999 [J]. The Journal of World Economy 2000 (9): 19—24 (in Chinese)
- [16] Jin ZX. The dynamics of real interest rates, real exchange rates and the balance of payments in China, 1980—2002 [J]. MF Working Paper 2003 67.
- [17] Narayan PK, Smyth R. The relationship between the real exchange rate and balance of payments: Empirical evidence for China from cointegration and causality testing [J]. Applied Economics Letters 2004 11(5): 287—291
- [18] Narayan PK, Smyth R. The dynamic relationship between real exchange rates, real interest rates and foreign exchange reserves: Empirical evidence from China [J]. Applied Financial Economics 2006 16(9): 639—651.
- [19] 巴曙松, 朱元倩. 基于可加模型的外汇储备影响因素的实证分析[J]. 金融研究, 2007 (11): 1—12
Ba Shucong, Zhu Yuanqian. Positive analysis of the effect factors of Chinese foreign reserves based on additive model [J]. Journal of Financial Research 2007 (11): 1—12 (in Chinese)
- [20] 卢向前, 戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响: 1994—2003[J]. 经济研究, 2005 (5): 31—39
Lu Xiangqian, Dai Guoqiang. The influence of fluctuation of real RMB exchange rate to Chinese import and export, 1994—2003 [J]. Economic Research Journal 2005 (5): 31—39 (in Chinese)
- [21] 马 丹, 许少强. 中国贸易收支、贸易结构与人民币实际有效汇率[J]. 数量经济技术经济研究, 2005 (6): 23—42
Ma Dan, Xu Shaoqiang. China's trade balance, trade structure and real effective exchange rate (REER) of RMB [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics 2005 (6): 23—42 (in Chinese)
- [22] 易行健. 人民币实际有效汇率波动对外汇储备影响的实证研究: 1996—2004[J]. 数量经济技术经济研究, 2007 (2): 3—10
Yi Xingjian. A positive study on the effect of RMB real effective exchange rate on the international reserve, 1996—2004 [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics 2007 (2): 3—10 (in Chinese)
- [23] 范言慧, 潘慧峰, 李 哲. 人民币升值预期与我国的贸易顺差[J]. 国际金融研究, 2008 (2): 52—59
Fan Yanhui, Pan Huifeng, Li Zhe. RMB appreciation expectations and China's trade surplus [J]. Studies of International Finance 2008 (2): 52—59 (in Chinese)
- [24] 赵庆明. 我国外汇储备增长根源及其治理研究[J]. 国际金融研究, 2007 (8): 73—79
Zhao Qingming. On origins and control of continuous growth of China's foreign exchange reserves [J]. Studies of International Finance 2007 (8): 73—79 (in Chinese)
- [25] 李 扬. 中国经济对外开放过程中的资金流动[J]. 经济研究, 1998 (2): 14—24
Li Yang. Capital flows in the process of China's economic opening up [J]. Economic Research Journal 1998 (2): 14—24 (in Chinese)
- [26] 汪 洋. 中国的资本流动: 1982—2002[J]. 管理世界, 2004 (7): 43—52
Wang Yang. China's capital flow between 1982 and 2002 [J]. Management World 2004 (7): 43—52 (in Chinese)
- [27] 王 琦. 关于我国国际资本流动影响因素计量模型的构建和分析[J]. 国际金融研究, 2006 (6): 64—69
Wang Qi. An econometric study of elements of capital movement in China [J]. Studies of International Finance 2006 (6): 64—69 (in Chinese)
- [28] 王世华, 何 帆. 中国短期国际资本流动: 现状、流动途径和影响因素[J]. 世界经济, 2007 (7): 12—19

- Wang Shi-hua, He Fan. The short term international capital flow in China: Current status, movement channel and influencing factors [J]. *The Journal of World Economy*, 2007, (7): 12—19. (in Chinese)
- [29] 冯 彩. 我国短期国际资本流动的影响因素——基于 1994—2007 年的实证研究 [J]. *财经科学*, 2008, 243(6): 32—39
- Feng Cai. The factors influencing short term international capital flow in China—An empirical study based on the data of 1994—2007 [J]. *Finance & Economics*, 2008, 243(6): 32—39. (in Chinese)
- [30] 潘成夫. 人民币升值预期下的我国外汇储备增长实证分析 [J]. *生态经济*, 2006, (9): 61—64
- Pan Cheng-fu. Empirical analysis of accumulation of foreign exchange reserves under RMB appreciation expectation [J]. *Ecological Economy*, 2006, (9): 61—64. (in Chinese)
- [31] 刘 艾. 人民币升值预期下我国高额外汇储备成因的实证分析 [J]. *经济论坛*, 2008, (1): 44—46
- Liu Ai. The empirical analysis on the cause of China's high foreign exchange reserves under RMB [J]. *Economic Tribune*, 2008, (1): 44—46. (in Chinese)
- [32] Perron P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis [J]. *Econometrica*, 1989, 57(6): 1361—1401.
- [33] Hall A. Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1994, 12(4): 461—470

Investigations on the correlations among RMB exchange rate, RMB appreciation expectations and foreign exchange reserves

HUANG Shou-feng, CHEN Lang-na

1. Department of Public Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China
2. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: This paper employs structural break unit root Z_A test and structural break cointegration GH test to investigate the correlations among RMB exchange rate, RMB appreciation expectations and foreign exchange reserves based on the theoretical analysis. The results show that there is no simple cointegration between RMB exchange rate (nominal effective exchange rate and real effective exchange rate) and foreign exchange reserves, while there is a structural break cointegration relationship between RMB appreciation expectations and foreign exchange reserves. RMB appreciation expectations can accelerate increases in foreign exchange reserves, while foreign exchange reserves increase have an feedback effect which facilitates the RMB appreciation expectations.

Key words: RMB exchange rate, RMB appreciation expectations, foreign exchange reserves, structural break, unit root, structural break cointegration