

中国金融实际有效汇率的测算与影响因素分析

肖立晟 郭步超*

内容提要 本文通过匹配中国与主要经济体的双边金融联系,构建了金融资产权重,运用资产价格作为平减指数,首次测算中国的金融实际有效汇率,并分解了名义汇率与资产价格对金融实际有效汇率的贡献。测算结果表明,中国金融实际有效汇率可以有效反映金融资产的相对融资成本,是贸易实际有效汇率的有益补充。分解结果表明,对于中国而言,金融实际有效汇率的波动主要源于名义汇率的波动,源于发达经济体的短期资本主要以套汇为目的,源于新兴经济体的则主要是以套利为目的。回归结果表明,国际金融市场的波动率指数(VIX)和央行的外汇市场干预,与金融实际有效汇率正相关。短期内,波动率指数解释力度较高,长期内,央行的外汇市场干预解释力较高。

关键词 金融实际有效汇率 短期资本流动 外汇市场干预

一 引言

实际有效汇率是本国货币与关系密切的其他国家货币双边汇率的加权平均指数。

* 肖立晟:中国社科院世界经济与政治研究所 100732 电子信箱:xiaols@cass.org.cn;郭步超(通讯作者):南开大学经济学院金融系 300071 电子信箱:guobuchao@126.com。

本文获得中国社科院创新工程项目“国际货币金融体系改革与中国的政策选择”、中国社科院世界经济与政治研究所所级重点课题“中国对外金融资产负债失衡与金融调整”、教育部重大攻关项目(11JZD022)、教育部新世纪优秀人才支持计划“人民币汇率形成机制问题研究”、教育部重点研究基地重大项目(2009JJD790027)、国家社科基金项目(11AGJ001;12AZD054;12CJL050)、国家自然科学基金项目(71241017;71271214;71203238),中国社科院全球宏观经济研究室、世界经济预测与政策模拟实验室的资助。作者感谢张斌、张明、徐奇渊、茅锐对本文的宝贵建议。感谢两位匿名审稿人富有建设性的修改意见。当然,文责自负。

如何选取平减指数和权重是测算实际有效汇率的关键。实际有效汇率一般由三部分组成:名义汇率、平减指数和权重。其中名义汇率是外汇市场货币的交易价格,名义汇率进行平减指数调整后得到实际汇率。不同的平减指数对应不同的实际汇率,经济学含义也不尽相同。比较常见的平减指数是消费者物价指数(CPI)和单位劳动力成本指数(unit labor costs, ULC)(Hinkle 和 Nsengiyumva, 1999)。^①以CPI作为平减指数侧重于衡量一国居民相对生活成本,该指数代表本国一揽子商品相对其他国家的相对价格,同时包含了可贸易部门和不可贸易部门相对价格变化,可用于测度一国居民实际生活成本的变化。以ULC作为平减指数则侧重于从生产成本的角度分析实际汇率的意义,致力于衡量一国贸易品的相对生产成本,主要用于测度一国可贸易品的国际竞争力。权重一般以贸易流为基准,例如IMF以制造业、初级产品和旅游业的贸易额作为权重行业。实际汇率的一个重要功能是用于测度一国可贸易品部门的竞争力,因此,各机构均优先采用ULC为基础测算实际汇率,只有在数据受限的情况下才会使用CPI作为平减指数。^②

如果所有的国际资本流动均有对应的国际贸易作为基础,那么以ULC为平减指数的实际汇率将会完整的反映各国在国际贸易和国际资本流动中的相对价格优势。然而,在全球金融一体化的背景下,国际资本流动规模远远超出贸易规模(Hau 和 Rey, 2006),ULC实际汇率指数局限于商品市场的缺陷逐渐暴露。

事实上,商品市场价格的变化主要源于物价指数或者劳动力成本,而金融资产的价格变化涵盖了通货膨胀率、利率以及风险溢价,^③波动幅度要远远高于商品市场,特别是在金融危机期间。次贷危机爆发后,美国等发达国家商品市场物价基本保持稳定,但是金融市场价格却出现剧烈动荡;与此同时,新兴市场经济体的短期资本流动比进出口贸易波动程度更剧烈。显然,金融市场价格波动率远远高于商品市场的波动率,因此,能否以金融资产价格作为平减指数,以国际资本流动作为权重,构造出金融实际有效汇率,来刻画一国金融资产的国际竞争力呢?这是本文致力于探寻的工作。

最早开始计算金融实际有效汇率的是Makin和Robson(1999)。他们基于国际投资中的国际资本流量和存量构造了一种新的有效汇率权重指标,即分别以“经常账户下借贷方流量”、“资本账户下的资本流入和流出”、“国家外债存量”和“按货币分类

① 早期的研究文献在测算实际汇率时只根据各国的消费价格指数(CPI),随着研究的深入,学者们逐渐意识到根据制造业部门的单位劳动成本指数测算的实际汇率,能更好地衡量一个国家贸易品的国际竞争力状况。

② 例如,IMF采用CPI测算了所有国家的实际汇率,但是同时采用CPI和ULC测算发达国家的实际汇率(Zanella 和 Desruelle, 1997);欧洲中央银行对于欧元区内部各国出口竞争力评估时均采用ULC作为平减指数。

③ 这其中,风险溢价包含了流动性溢价、期限溢价以及违约溢价等。

的外国贷款存量”为有效汇率权重。国内学者王相宁和甘燕(2005)也采用相同的方法编制了1994~2003年中国的季度国际资本实际有效汇率。这种基于跨境资本流动的有效汇率是贸易实际有效汇率的有益补充,但是在研究方法上存在三个方面的不足:第一,缺乏理论基础,Makin和Robson(1999)的测算方法只是将实际有效汇率的权重从贸易账户换成资本账户,希望反映一国资本调拨的能力,但是并没有阐述资本账户权重变化的理论内涵;第二,他们仍然采用通货膨胀率作为平减指数,这无法反映双边金融资产价格的变化,并不是真正意义上的金融实际有效汇率;第三,王相宁和甘燕(2005)的数据质量有明显缺陷,当时中国甚至还没有开始编制国际投资头寸表,数据无法满足编制金融实际有效汇率的要求。

Lane和Shambaugh(2010)首次构建了资产和负债权重的净金融汇率指数,发现该汇率指数与贸易权重的汇率指数存在重大的差异,贸易汇率贬值会引起净出口增加,而净金融汇率指数下降会恶化外部资产负债表。但是净金融汇率指数仅仅采用了一国外部资产负债为权重,没有对双边资产价格进行平价,并不是金融实际有效汇率,更类似于一国外币的风险敞口指数。Lane和Shambaugh(2010)计算这一指数的目的是为了测算汇率变化引发的估值效应,显然不适合用于测度一国金融资产的国际竞争力。

Gelman等(2013)利用Kubelec和Sa(2012)与CPIS(Coordinated Portfolio Investment Survey)的跨境权益类资产头寸数据,计算出15个发达经济体的年度双边金融实际汇率,然后使用MSCI(Morgan Stanley Capital International)资本市场指数平减得到金融实际有效汇率。他们发现,金融实际有效汇率与一国净资产构成长期的协整关系,并且能够反映国际投资者短期的资产配置。进一步的分析表明,金融实际有效汇率相对长期趋势的偏离可以有效预测短期资本的流动,而贸易实际有效汇率的偏离无法反映短期资本流动。这对于金融实际有效汇率的后续研究有一定的参考意义,但是他们的研究依然没有找到合适的理论基础。

Maggiore(2010)利用金融实际汇率估计了美元相对一篮子外币的安全风险溢价。在金融危机期间,由于美元资产为全球避险资金提供了“安全港”,所以投资者情愿持有收益率为负的美元资产,以保证自身资产的相对安全。2007年次贷危机爆发以来,持有美元资产的平均“安全溢价”在1%~1.5%之间(数值越高代表投资者持有美元资产的损失越多)。他的研究验证了在当前国际货币体系下,储备国资产相对于其他国家同类金融资产的特殊性,而这种双边金融资产的不完全替代性正是本文致力于研究的焦点。

Lettau 等(2013)在 Maggiori(2010)研究的基础上,进一步拓展到货币市场和其他金融资产的条件风险溢价。研究结果说明,金融实际有效汇率的动态行为与贸易实际有效汇率存在显著差异,使用后者衡量金融资产的国际竞争力将引起极大的偏误。

根据上述研究,金融实际有效汇率的概念和范畴已经初现雏形,但是具体的测算仍主要局限于美国等发达国家,目前尚无对中国金融实际有效汇率的计算。国内学者对实际汇率的测算以进出口贸易数据加权为主,其研究目的主要是估算中国的均衡汇率水平及其对国际收支的影响(张晓朴,2001;张斌,2003、2005)。但是,中国不仅存在大量的贸易顺差,国际金融资产交易的规模也呈几何级上升,贸易权重的实际汇率并不能准确反映双边金融资产的相对价格变化,也无法反映短期资本流动的动机。本文编制的金融实际有效汇率可以填补贸易实际有效汇率的上述不足。

本文的贡献主要有两点:第一,通过匹配中国与主要国家的双边金融联系,首次估算出中国的金融实际有效汇率,并测度了中国资本流入的套利和套汇动机比率,测算结果具体至国别层面;第二,基于国内外债券资产的不可替代性,探讨了2004~2012年中国金融实际有效汇率的主要决定因素。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分是研究框架和金融实际有效汇率指数编制;第三部分是金融实际有效汇率的分解;第四部分是金融实际有效汇率决定因素的经验分析;第五部分是结论。

二 研究设计

(一)理论设计

根据经典的利率平价理论(本文涉及的利率平价均是指非抛补利率平价),名义汇率与利率存在如下的套利关系:

$$\frac{e_{t+1}}{e_t} = \frac{1 + i_t^*}{1 + i_t} + z_t \quad (1)$$

在(1)式中, e_t 是第 t 期以外币计价的本土价格,即间接标价法下的汇率水平。 i_t 是第 t 期本国无风险利率水平, i_t^* 是第 t 期外国无风险利率水平。 z_t 是第 t 期本国金融资产的风险溢价。

使用政府债券收益率作为无风险利率的代理指标,^①上式的收益率可以换算成债

^① 通常认为,一国政府发行的本土计价债券没有信用风险,因此其收益率等于无风险利率。

券指数形式,即 p_t 和 p_t^* 分别代表本国和外国债券价格的指数,则(1)式可以表示为:

$$\frac{e_{t+1}}{e_t} = \frac{1 + \frac{p_{t+1}^* - p_t^*}{p_t^*}}{1 + \frac{p_{t+1} - p_t}{p_t}} + z_t \quad (2)$$

简单整理,得到基于债券价格的金融实际汇率关系式:

$$\frac{e_{t+1}p_{t+1}}{p_{t+1}^*} = \frac{e_t p_t}{p_t^*} + \frac{e_t p_{t+1}}{p_{t+1}^*} z_t \quad (3)$$

在(3)式中, $e_t p_t / p_t^*$ 代表第 t 期债券市场的金融实际汇率。它代表两国债券类资产的相对价格,综合反映了外汇市场与国内外债券市场的交易情况。考虑一个基本的跨境套利行为,可以将国际金融资产交易分解为三种市场行为:一是本国居民以本币买卖本国债券类资产的市场;二是以本国货币交换外国货币的市场;三是以外国货币购买外国债券类资产的市场。名义汇率是第二个市场的价格,债券价格指数是国内外债券市场的价格,而金融实际汇率涵盖了以上三个市场中的资产交换价格,相当于包含外汇市场套汇动机的两国债券真实相对价格。因此,金融实际汇率能够更有效地测度本国债券类资产与外国债券类资产之间的相对价格,进而反映国内外金融资产的竞争力水平。

作为两国债券类资产的相对价格,与其他任何形式的相对价格一样,金融实际汇率也体现了交换过程中的供求信息。首先考察最简单的情形,假定从第 t 至 $t+1$ 期,风险溢价 z_{t+1} 等于 0。此时,两国资本完全自由流动,没有任何交易成本以及摩擦,那么金融实际汇率应当保持稳定。 e_{t+1} 与 p_{t+1}/p_{t+1}^* 的变化方向会完全相反。即当第 $t+1$ 期本国债券价格相对国外债券价格 p_{t+1}/p_{t+1}^* 上升时,本币汇率 e_{t+1} 会倾向下降,代表名义汇率贬值。这一过程也满足利率平价理论。^①

接下来,我们考虑利率平价并不完全成立,风险溢价不等于 0 的情况。从第 t 至 $t+1$ 期,若本国风险溢价大于 0,则第 $t+1$ 期的金融实际汇率会倾向于上升。具体而言,要么名义汇率 e_{t+1} 上升导致实际汇率升值,要么本国债券价格相对国外债券价格 p_{t+1}/p_{t+1}^* 上升,或者二者同时上升。这代表在第 t 期的国际金融环境下,同样是无风险的债券类资产,外国投资者在投资本国债券资产时,需要获得更多回报(基于汇率升

① 第 $t+1$ 期本国债券相对国外债券价格上升,代表第 t 期本国债券相对外国债券收益率较高,那么第 $t+1$ 期本币贬值,代表利率平价成立(实际上可以将债券简化为一年期面值为 100 元的零息债券,购买时的价格是 90 元,随着到期日的临近,债券价格应该是逐渐上升,在到期日那天就等于票面价值,它的一年期收益率即为 10%。因此,若利率为正,债券价格指数应该一直上升)。

值预期的套汇,或者相对资产价格的套利)。在这种情况下,本国居民或企业若想通过发行债券获得国际融资,就必须提供更高的收益率水平,或者在本币升值预期下融资。

最后,需要指出的是风险溢价 z_t 与利率平价的关系。如果国内外资产是完全可替代的,那么两国利率与资产价格变化的弹性会相等,若本国利率下降1%,本国债券资产价格上升2%,那么国外利率下降1%,国外债券价格也会上升2%,此时风险溢价等于0。但是,如果国内外资产不完全可替代,给定双边汇率不变的情况下,本国利率下降1%,债券价格上升2%,但同时国外利率下降1%,债券价格却仅上升1%。此时,本国债券存在风险溢价,国际投资者对利率下降要求更多的补偿, z_t 大于0,利率平价不成立。在全球金融危机期间,新兴市场国家的国债相对美国国债普遍存在一定程度的风险溢价。

与贸易权重实际汇率类似,根据金融资产实际汇率的上述特点,我们也可以用金融实际有效汇率测度本国债券类资产的国际竞争力。^①金融实际有效汇率反映了两国债券资产的相对风险溢价。金融实际有效汇率上升,代表本国债券类资产相对国外债券类资产的风险溢价更高,本国投资者的融资成本会相对上升,本国债券的真实价格更高(包含汇率变化)。总之,在间接标价法下,金融实际有效汇率越高,本国金融资产的国际竞争力越低。

(二) 指标构建

根据上文的推导(即(3)式),在双边名义汇率的基础上,剔除国内外资产价格水平的差异,即可得到金融资产的实际汇率水平 q_t :

$$q_t = \frac{e_t p_t}{p_t^*} \quad (4)$$

进一步,以本国与其他资产交易伙伴国年度资本流动为权重,对双边金融实际汇率加权平均,可以获得金融权重的实际有效汇率。计算可以分为四步:第一,根据中国与其他国家双边资本流动的密切程度,选择样本国家;第二,选择双边名义汇率;第三,利用年度双边资本流动往来构造金融权重;第四,通过政府债券价格指数平减,得到金融实际有效汇率。

1. 样本国选择

本文根据国际货币基金组织 CPIS 数据库中各国的债权债务关系,选择样本国家。

^① 债券类资产可以更有效的利用利率平价作为理论基础,本文主要侧重计算债券类资产;股票等权益类资产的金融实际有效汇率指数,我们会在另外一篇文章做相应介绍。

虽然中国没有向 CPIS 公布中国与其他国家双边债权债务关系,但 CPIS 数据库公布了 2000~2011 年 39 个经济体与中国大陆的双边债权关系,包含了主要发达经济体和新兴市场国家,我们可以据此反推出各国(地区)对中国大陆的债务类投资。^① 由于欧元区是统一的货币区,区内各国均实行单一汇率,因此,可以将欧元区 17 国的数据加总作为单一经济体。在此基础上,本文进一步删除了部分双边份额较低且数据质量较差的国家(例如印度尼西亚等),样本最终包含 20 个经济体:阿根廷、澳大利亚、巴西、加拿大、中国香港、欧元区、印度、日本、韩国、马来西亚、墨西哥、荷兰、挪威、新加坡、南非、瑞典、瑞士、泰国、英国、美国。

2. 汇率选择

在计算有效汇率时,本文采用间接标价法,即以外币计价的本币价格。与使用直接标价法相比,间接标价法计算的实际有效汇率更加直观:实际有效汇率上升代表本币升值,下降代表本币贬值。而且,国际上使用的主流方法也基于间接标价法(如 Fed、ECB、BIS 等)。样本国家的名义汇率来自 Datastream 数据库,采用每月最后一个交易日的中间价生成双边名义汇率时间序列。

3. 权重构造方法

类似于构建贸易权重有效汇率采用的双边出口权重体系,金融实际有效汇率权重考虑双边资本流出(A_{it})与流入(L_{it})的货币敞口。^② 假设样本国家数为 N ,国家 j 的债券类资本流出在中国债券类资本流出中所占的权重 w_{jt}^A 为:

$$w_{jt}^A = \frac{A_{jt}}{\sum_{i=1}^N A_{it}} \quad (5)$$

国家 j 的债券类资本流入在中国债券类资本流入中所占的权重 w_{jt}^L 为:

$$w_{jt}^L = \frac{L_{jt}}{\sum_{i=1}^N L_{it}} \quad (6)$$

在中国债券类资本流动中,国家 j 的债券类资产所占的权重 w_{jt} 为:

① 相对应,CPIS 数据库公布了中国对 18 个主要经济体的债券投资往来,基本包含了主要私人部门的海外债权。而中国大陆对其他经济体的债务类投资,主要是外管局运用外汇储备的官方投资,下文在权重中也着重考虑了外汇储备的分币种投资。

② 本文采用资本流动流量作为权重基准。

$$w_{jt} = \left(\frac{\sum_{i=1}^N A_{it}}{\sum_{i=1}^N A_{it} + \sum_{i=1}^N L_{it}} \right) w_{jt}^A + \left(\frac{\sum_{i=1}^N L_{it}}{\sum_{i=1}^N A_{it} + \sum_{i=1}^N L_{it}} \right) w_{jt}^L \quad (7)$$

金融名义有效汇率 $NEFER_t$ 可表示为:

$$NEFER_t = \sum_{i=1}^N w_{it} e_{it} \quad (8)$$

本文的权重构造由两方面构成:①其一, CPIS 数据库提供的历年各大经济体与中国大陆的双边债权债务关系;其二, 由于 CPIS 数据库仅仅公布私人债务类资产,②本文还需要进一步考虑中国的外汇储备债券投资的国别分布。由于外汇储备主要投资于储备货币发行国家,因此,只需要估算出外汇储备的币种结构就可以了解其国别分布。虽然中国并没有公布外汇储备的币种结构,但是国内外学者应用了多种方法对其估算(Eichengreen 和 Mathieson, 2000; 张斌等, 2010)。本文主要应用张斌等(2010)的估算方法。该方法综合考虑国际货币基金组织的 COFER (Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves) 数据库与美国财政部 TIC (Treasury International Capital System) 数据库中提供的中国外汇储备的信息。COFER 数据库按全球、发达国家、发展中国家和新兴市场经济体等组别, 公布官方外汇储备的币种构成数据。在此基础上, 结合 TIC 数据库和中国的外汇储备数据, 可以比较准确地了解中国持有的美元外汇资产在全部外汇储备资产中的比重, 剩下的非美元货币比重按照 COFER 数据中欧元、英镑和日元的比例推算得到。③ 经过上述方法, 可以估算出中国与其他主要经济体之间双边债权债务关系, 以此构造金融实际有效汇率的权重。

在权重测算所依据的样本时间方面, 我们采用 2004 ~ 2012 年年度权重数据的平均值作为样本权重。之所以这样处理, 一方面可以避免内生性, 另一方面也可以保证数据的变化较为平滑。在计算贸易权重实际有效汇率时, Goldberg (2004) 指出, 使用当期的贸易额作为权重对当期的实际汇率进行加权, 会使汇率指数与当期其他经济变

① 正文中测算的权重是基于中国大陆地区的私人 and 官方资本流动。在稳健性检验中, 我们剔除了外汇储备的官方资本流动, 仅仅采用私人资本流动作为权重, 二者计算的结果基本一致。结果备索。

② CPIS 数据库是存量数据, 用存量的年度变化值即可以获得双边资本流动数据。IMF 对各国外汇储备有相应的调查数据库 Securities Held as Foreign Exchange Reserves (SEFER), 这一数据库掌握了各国央行持有的其他国家证券, 但是出于保密目的, SEFER 只是向 CPIS 提供了总额数据, 并没有分国别的数据, 因此只有在 CPIS 的加总数据表中才包含外汇储备, 在 CPIS 分国别的双边数据库中并没有涵盖外汇储备。

③ 比如, 基于 TIC 数据, 美元资产占 65%, 也就意味着非美元资产占比在 35%, COFER 数据中发展和新兴市场经济体当年的欧元、英镑和日元资产比例为 32 : 2 : 1, 那我们就认为中国外汇储备中的美元、欧元、英镑和日元资产分别占比为 65%、32%、2% 和 1%。

量出现内生性。显然,在以金融资产为权重时,也应着力避免内生性问题。同时,为了避免有效汇率的变化在年末和年初出现较大偏离,国际金融机构普遍采用某一时段的平均值作为固定权重对汇率加权,例如 BIS 权重的计算依据是 2008 ~ 2010 年的贸易数据,IMF 的权重计算则是基于 1999 ~ 2001 年数据的平均值(Bayoumi 等,2006)。

4. 资产价格平减

前面三步已经得到了金融名义有效汇率,利用两国政府债券价格指数的差异进行平减,即可得到金融实际有效汇率。本文采用美银美林全球政府债券指数(BoA Merrill Lynch Global Government Index)代表无风险债券资产的价格水平,样本数据引用自 Datastream 数据库(由于该指数中,中国的数据始于 2004,所以本文的数据起始点是 2004 年 1 月,需要特别指出是,虽然国外投资者很难进入中国政府债券市场,但是这并不影响中国政府债券收益率作为跨境套利交易的基准利率,因为其他利率必然也是与政府债券收益率同向变化)。该指数跟踪主权发行机构在本国市场以本国货币发行的投资级公共债务的表现,指数价值通过前一个月月末指数价值与当月收益加总得到,符合本文第二部分理论模型中价格指数与利率之间的关系,能够反映两国债券类资产价格之间的差异。基于此,中国的金融实际有效汇率 $REFER_t$ 可以表示为:

$$REFER_t = \sum_{i=1}^N w_i e_i \left(\frac{p_t}{p_t^{i*}} \right) \quad (9)$$

其中, p_t 代表中国的政府债券价格指数, p_t^{i*} 代表国家 i 的政府债券价格指数。以 2004 年 1 月为基期,令实际有效汇率为 100。图 1 列出了样本期内的中国金融实际有效汇率。

在上图中,实线代表 2004 年 1 月至 2012 年 12 月中国金融实际有效汇率。

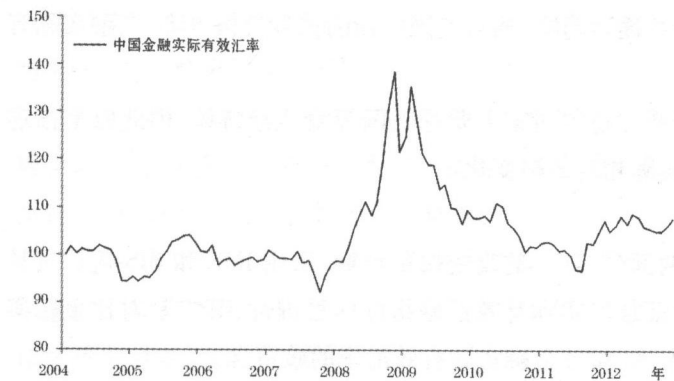


图1 中国金融实际有效汇率(2004年1月~2012年12月)

率。从金融实际有效汇率的走势来看,样本区间出现了三次较大波动:第一次是自 2005 年 7 月汇改至 2005 年末,金融实际有效汇率逐渐上升;第二次是 2007 年 8 月至 2010 年 4 月美国次贷危机期间,金融实际有效汇率先急剧上升,随着次贷危机的缓

解,金融实际有效汇率迅速下降;第三次是在2011年至2012年欧债危机期间,金融实际有效汇率再度出现波动。

为了说明上述波动,我们可以举一个简单例子:首先假定在2005年初,全球只有中美两个国家,分别发行国债资产,资本完全流动,^①中国国债与美国国债是完全可替代的资产,此时中国的金融实际有效汇率等于1。根据 $q_t = e_t p_t / p_t^*$,可以发现,本国汇率和相对资产价格分别与金融实际有效汇率正相关,在其他条件不变的情况下,中美汇率上升或中美债券相对价格上升都会引发金融实际有效汇率上升。

2005年7月中国人民银行(简称央行)启动汇改后,人民币出现升值预期,央行同时进入外汇市场和货币市场干预(完全冲销式干预),维持人民币缓慢升值,并保持国内利率稳定(此时中美利差不变),那么此时,金融实际有效汇率会升值(债券的相对价格不变,但汇率升值)。^②

在2007年8月美国次贷危机爆发后,中美国债不再是完全可替代资产,在全球金融市场动荡时,相对美国国债,投资者会对中国国债要求更高的风险溢价,此时,在人民币重新钉住美元的情况下,中国与美国同时降息,但是中国的债券价格上升幅度要高于美国,因为投资者对中国债券要求更高的风险溢价,金融实际有效汇率也随之上升。2009年3月,美国推出第一轮量化宽松货币政策,美联储直接购买美国国债,推高美国国债价格,美国国债指数大幅上升,次贷危机随之缓解,投资者对中国国债要求的风险溢价下降,中国国债指数逐渐趋稳,相对美国国债的债券价格下降,金融实际有效汇率也随之下降。

在现实中,与中国发生资产交易的国家主要是美国等发达经济体,因此以上描述可以近似说明中国金融资产实际相对价格变化。

5. 稳健性检验

本文的稳健性检验分为两部分:其一是改变权重指标,采用IMF和BIS构造贸易实际有效汇率权重的方法,验证金融实际有效汇率指标的稳健性;其二是对比金融实际有效汇率与贸易实际有效汇率,验证金融实际有效汇率的政策含义。

① 资本是否完全可流动对金融实际有效汇率而言只是增加了一个楔子,并不会影响其波动。请参考后文第四部分。

② 更加现实的情况是,在冲销过程中,为了吸引商业银行购买央票,央行会逐渐提高央票利率,从而带动国债利率上升。根据中国人民银行提供的数据,3个月的央行票据利率从2005年7月的1%上升到2007年11月的3.31%。在这种情况下,国外投资者会同时获得套利和套汇的双重收益。这种收益不是风险收益,而更像是无风险收益。这种人为的干预改变了金融实际有效汇率对短期资本流动的影响方向,这个问题在第四部分做了详细阐述。

稳健性检验一。上文采用的权重指标是 2004 ~ 2012 年双边资本流动平均值,这有可能存在高估或低估权重的问题。为了进一步提高研究的稳健性,本部分采用滞后 3 年(2004 ~ 2006 年)的平均值,^①进一步验证权重构造方法对金融汇率的影响。结果如下:

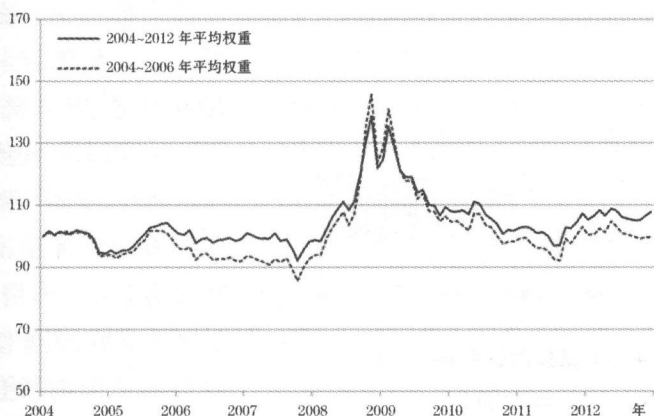


图2 两种权重计算的金融实际有效汇率(2004 ~ 2012)

根据图 2 可以看出,与此前结果相比,参考 IMF 与 BIS 三年平均值方法,利用 2004 ~ 2006 年双边资本流动权重计算的金融实际有效汇率,波动率略有上升,但是基本走势非常一致。这反映本文采用的权重指标能够有效反映金融资产相对价格的变化。^②

稳健性检验二。金融实际有效汇率与传统上以贸易权重构建的实际有效汇率有较大的差异。为了对比本文构造的金融实际有效汇率与国际清算银行发布的实际有效汇率,以 2004 年 1 月为基期,令当月金融实际有效汇率与贸易实际有效汇率都取值为 100。对比结果如图 3 所示。

根据图 3,对比金融实际有效汇率与贸易实际有效汇率,二者的主要差异在于平减指数不同,金融实际有效汇率采用债券价格指数,贸易实际有效汇率采用通货膨胀指数(CPI),相比而言,有如下几个特点:

其一,在 2007 年全球金融危机爆发之前,二者的相关性较高;这表明国内外债券市场的价格差异,和国内外商品市场通胀率的差异较小,商品市场竞争力变化与金融市场竞争力变化方向相同。

其二,与贸易实际有效汇率相比,金融实际有效汇率的波动性较高。这是因为金融市场波动大于商品市场。2005 年 7 月汇改后半年内,金融实际有效汇率上升幅度

① 参考 BIS 与 IMF 的做法,选取滞后 3 年平均值为固定权重。

② 需要说明的是,在测算区间内,权重的变化的确会导致金融实际有效汇率的变化。但是在本文测算区间内,权重变动趋势是缓慢而渐进的,美元资产占比始终保持在双边资本流动权重的 50% 左右,而且美元、英镑、欧元、日元在整个权重中的占比之和保持在 90% 左右。因此,采用 2004 ~ 2006 平均值作为权重有一定的代表性。

高于贸易实际有效汇率,2007 年次贷危机爆发后,金融实际有效汇率的上升幅度也高于贸易实际有效汇率,这表明金融市场的竞争力变动更加剧烈。

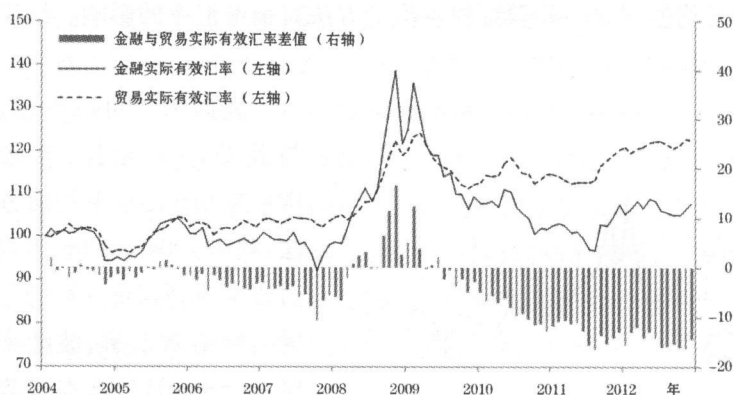


图3 金融实际有效汇率与贸易权重的实际有效汇率
(2004年1月~2012年12月)

其三,金融危机后,中国金融市场复苏能力低于国外金融市场。在2007~2009年次贷危机、2011~2012年欧债危机期间,中国金融实际有效汇率都出现大幅上升。但是,危机结束后,国外债券市场比国内债券市场复苏速度更快,

这表现在2009年末至2010年初,次贷危机缓解后,中国贸易实际有效汇率已经稳定,但金融实际有效汇率继续下降,表明国外债券指数比中国债券指数更高,同样的情况也出现在2011年和2012年欧债危机缓解后。

总体而言,金融实际有效汇率可以及时反映中国相对国外金融市场的融资成本,是商品市场贸易汇率的有益补充。

三 金融实际有效汇率的分解

从金融实际有效汇率的构造过程不难发现,导致其变动的来源有两个:名义有效汇率的变动与国内外债券价格指数比的变动。那么,究竟哪一方面因素更加重要?这需要对金融实际有效汇率做进一步的分解。

这一分解工作对于分析短期资本流动有重要意义。这是因为,金融实际有效汇率的本质是双边资产的相对价格,也是本国金融资产的国际竞争力,只要该指数出现变化,短期资本流动就会出现相应的变化。例如,全球金融危机爆发后,投资者风险偏好大幅下降,中国金融资产的风险溢价迅速上升,金融实际有效汇率也随之上升,这代表中国金融资产的竞争力下降,短期资本会随之流出中国;金融危机缓解后,投资者风险偏好上升,中国金融资产的风险溢价下降,金融实际有效汇率也随之下降,短期资本又

流入中国。在这个过程中,金融实际有效汇率的上升或下降反映了中国金融资产与其他国家的相对价格(或风险溢价),短期资本会随之流出或流入。

只要金融实际有效汇率不等于常数,短期资本流动就会出现套利或套汇的空间,因此,金融实际有效汇率的波动与短期资本流动密切相关。根据金融实际汇率的定义式, $q_t = e_t p_t / p_t^*$, 如果在某一段时期,双边债券价格没有变化,金融实际有效汇率的变化主要是由名义汇率波动所引致,那么在该时期内,汇率波动产生的风险溢价,引发了国际资本的跨境交易,这部分资本流动的动机可能主要是套汇;反之,若名义汇率保持稳定,则金融实际有效汇率的变化主要是由国内外债券价格变化引致,这部分资本流动的动机可能主要是套利。^①

近年来,国内外很多文献讨论了中国短期资本流动套利与套汇动机(朱孟楠和林林,2010;赵进文和张敬思,2013;吕光明和徐曼,2012)。上述文献均认为,近年来流入中国的短期资本流动主要是为了获得套利和套汇的收益,然而,上述研究只能定性的比较两类动机的大小,无法分解国际资本流动中两类动机的比率,也无法具体到国别。本文构建的金融实际有效汇率有助于测度短期资本流动套利与套汇的动机,并可以根据权重,分析各主要经济体与中国双边汇率与利差变化的比重。

首先,根据(4)式,区分金融实际汇率中的套汇与套利因素。式中名义汇率 e_t 的方差表示套汇因素,债券价格指数比 $bpr_t = p_t / p_t^*$ 的方差表示套利因素。接下来,本文对(4)式进行方差分解:

$$vdec(q_t, bpr_t) = \frac{\text{var}(bpr_t)}{\text{var}(e_t) + \text{var}(bpr_t)}$$

(10)

由于金融实际汇率等于名义汇率与债券价格指数比的乘积,对数化后金融实际汇率的方差就等于两者方差之和。上式分解出债券价格指数比方差占金融实际汇率方差的比例,也即套利因素占金融汇率变动的份额,剩余的部分即为套汇因素。对金融有效汇率指数的方差分解结果见表1。

表 1 金融实际有效汇率指数方差分解	
套利动机(利差变化)	套汇动机(汇率变化)
0.321	0.679

对金融实际有效汇率指数整体而言,2004~2012 年该指数的变化主要是缘于汇率变化,占比达到 67.9%。这表明流入中国的短期国际资本主要是以套汇为目的,这

① 事实上,根据利率平价理论,利差和汇差对金融实际有效汇率的贡献应该是完全相等,短期资本流动完全是由这两类因素驱动,但是由于存在交易成本、外汇市场干预等因素,利差和汇差的贡献不一定完全相同。

一结果与吕光明和徐曼(2012)针对短期资本流动的研究结论一致。为了进一步验证上述结果,我们根据金融有汇率指数的权重,分解了各主要经济体与中国大陆的利差和汇率变动对金融实际汇率变动的贡献,具体结果见图4。

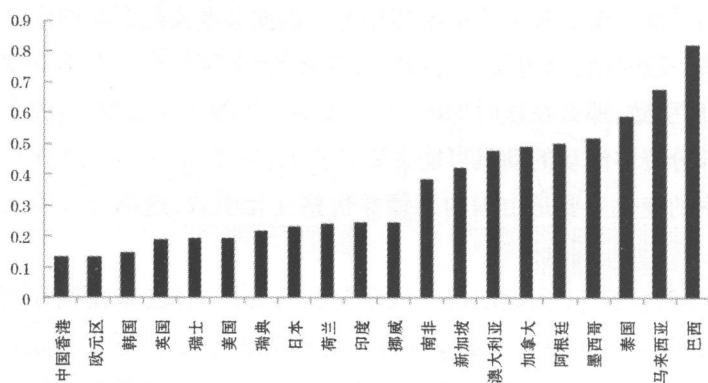


图4 金融实际有效汇率分解

从图4可以发现,在金融实际汇率变动中,中国香港地区、欧元区、韩国、英国、瑞士、美国、瑞典、日本、荷兰等发达经济体与中国大陆之间利差变化的贡献较小,均低于30%;阿根廷、墨西哥、泰国、马来西亚、巴西等新兴市场经济体,与中国大陆之

间的利差变化贡献最大,均高于50%。这意味着,从发达经济体流入中国的短期资本主要是以套汇为目的,而从新兴市场经济体流入中国的短期资本则主要是以套利为目的。这一结果与现实相符:首先,由于发达经济体的金融一体化程度较高,相互之间并不会存在较大的利差,因此与中国大陆之间的利差关系较一致;其次,自2005年汇改以来,从发达经济体国际金融市场流入中国大陆的资金,很大一部分是在追逐人民币升值的无风险收益,这反映汇率变动贡献的比重可能较高;最后,新兴市场经济体自身金融发展程度较低,受国内外资金的影响,其利率波动程度较高,因此与中国大陆之间利差的影响会显著高于汇率变动的影响。

上述分解表明,金融实际有效汇率的波动主要源于名义汇率的波动,这在一定程度上解释了中国大陆短期国际资本流入的动机。接下来,本文将更深入的分析金融实际有效汇率的决定因素。

四 金融实际有效汇率的回归分析

(一) 因素分析

上文根据利率平价理论,构建了中国的金融实际有效汇率。如果国内外金融市场没有摩擦(交易成本为零),在投资者跨境套利行为的作用下,金融实际有效汇率会服

从金融市场的一价定律,等于一个不随时间变化的常数。然而,图1显示在整个样本区间内,虽然中国金融实际有效汇率在初始值上下波动,但在短期内依然随时间变动,特别是金融危机期间风险溢价大幅上升,国际竞争力显著下降。这表明,至少在短期内,利率平价并不成立,套利机制并没有完全发挥作用,金融实际有效汇率出现了暂时性的偏离。那么,究竟是哪些因素引发了金融实际有效汇率的偏离呢?

就理论基础而言,影响利率平价偏离的因素同样可以解释金融实际有效汇率的偏离。^① 本部分致力于从国内外资产的不完全替代性角度,进一步分析金融实际有效汇率的决定因素。

为了分析金融实际有效汇率的决定因素,首先需要从该指标的定义出发,根据(4)式,它反映的是国内外金融资产的相对价格,如果国内外金融资产是完全可替代的,利率平价成立,那么相对价格会一直是一个常数;如果国内外金融资产并不是完全可替代的,利率平价不成立,那么金融有效汇率就会随时间出现波动。因此,所有影响国内外金融资产可替代性的原因都会决定金融实际有效汇率。在本文的样本区间(2004~2012年)内,影响到国内外金融资产可替代性的因素主要有:

1. 交易成本

放松利率平价理论中交易成本为零的假设。例如,存在资本管制等资本流动壁垒,利率平价理论在现实中将很难成立。因此,部分文献在探究汇率、利率波动性及其变动关系时包含考虑交易成本的因素,如Bhar等(2004)等。

对于中国而言,资本管制相当于增加了资本的套利成本,在利率平价中嵌入了一个楔子。但是,资本管制的变化相对缓慢,对于金融实际有效汇率的影响更多的是制度层面,比较适合作为一个虚拟变量。例如,当完全放开资本管制后,金融实际有效汇率可能会出现一个突然下降,这可以解释金融实际有效汇率的一次性波动,但是不能解释其波动变化。

2. 风险偏好

投资者风险偏好的变化,会改变新兴市场金融资产相对发达经济体的风险溢价。由于信用评级的差异,发达国家的政府债券被国际投资者认为是安全资产,新兴市场的政府债券则被视为风险资产。在这种情况下,国内外资产风险属性的变化会改变该资产的风险溢价。国际金融市场或新兴市场内部金融市场的动荡,会改变利率平价理

^① 验证各国利率平价是否成立一直是国际金融领域的热点问题,本部分并不希望全面的概括与之相关的所有原因,这也超出了本文的讨论范畴。与之相关的研究综述请参考Engel(2013)。他在国际经济学手册的最新版本上,针对汇率与利率之间的关系做了非常全面的综述。

论中,国内外债券资产无差异的前提假设,海外投资者对新兴市场经济体的金融资产风险偏好会上升,投资者需要额外的收益补偿风险,才愿意持有风险程度较高的新兴市场政府债券。

对于中国而言,风险溢价代表人民币债券相对其他国家债券在信用等级、流动性、避险功能上的差异性,这与中国金融市场发达程度、国际金融市场上投资者风险偏好的变化有重要联系。2007年国际金融危机爆发后,人民币债券资产从无风险套利资产迅速转化为风险资产,风险溢价大幅上升,远离利率平价的解释区间,因此,在本文的样本区间内,风险溢价是金融实际有效汇率波动的重要影响因素。

3. 央行干预

已有的研究表明,中国央行在外汇市场的干预会改变人民币资产的风险溢价(桂詠评,2008)。当中国经济出现正向冲击时,人民币会出现升值预期。但由于央行在外汇市场干预程度较高,在冲销政策的配合下,货币的升值预期不会通过一次性升值而消失,持续的升值预期会产生短期国际资本的套利动机。

在本文样本区间(2004~2012年)内,人民币汇率总体处于上升通道,央行一直在压低升值幅度,在此过程中,汇差溢价引发的套汇不仅没有消除套利机会,反而强化了国外投资者持有国内金融资产的无风险收益率,导致利率平价出现偏离。

(二)金融实际有效汇率的回归分析

根据上文的因素分析,我们将国际投资者的风险偏好变化和央行外汇市场干预,作为中国金融实际有效汇率的解释变量,分析资产不完全替代性对金融实际有效汇率的影响。国际投资者风险偏好可以采用波动率指数(VIX)来度量;^①央行外汇市场干预变量则采用Levy-Yeyati和Sturzenegger(2005)和徐建炜等(2011)的方法构造,即央行当期在外汇市场干预形成的外汇占款除以上一期的基础货币。这一指标可以这样理解:央行的外汇市场干预实际上是通过基础货币买卖外币实现的,不管央行是否冲销,当期的外汇占款已经反映了央行入市干预的强度,除以上一期的基础货币可以反映央行外汇市场干预的相对强度。^②样本时间限定在2004年1月至2012年12月,对数据进行对数转换,各变量的描述性统计见表2。

^① 国际清算银行季度报告指出,自1993年诞生以来,波动率指数已经被广泛地用于描述投资者风险厌恶程度(Cairns等,2007)。

^② 一般而言,央行通过两个途径投放基础货币:一是央行自主性的基础货币投放,二是因外汇储备增加引起的基础货币投放,即外汇占款。中国外汇占款占基础货币的比率可以近似作为央行进行市场干预的指标。具体的指标构造方法请参见Levy-Yeyati和Sturzenegger(2005)、徐建炜等(2011)。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
金融实际有效汇率 lnR	108	4.65	0.07	4.51	4.89
央行外汇市场干预 lnM	108	-0.49	0.28	-1.16	-0.12
波动率指数 lnV	108	2.95	0.39	2.34	4.09

由于金融实际有效汇率 lnR、央行外汇市场干预 lnM 与波动率指数 lnV 均为非平稳序列,普通最小二乘法(OLS)估计的系数不满足正态分布假设,因此考虑建立三者的协整模型。在建立协整模型之前,首先检验系统 $Y_t = (\ln R_t, \ln M_t, \ln V_t)'$ 的平稳性,单位根检验见表3,结果显示,系统内所有变量均为一阶单整过程。

表3 单位根检验结果

变量	ADF 检验			PP 检验		
	检验统计量	P 值	结论	检验统计量	P 值	结论
lnR	-1.9518	0.3077	非平稳	-1.9167	0.3236	非平稳
$\Delta \ln R$	-10.8935 ***	0.0000	平稳	-10.8979 ***	0.0000	平稳
lnM	-2.1172	0.1282	非平稳	-2.0427	0.1342	非平稳
$\Delta \ln M$	-8.9380 ***	0.0000	平稳	-9.1206 ***	0.0000	平稳
lnV	-2.5443	0.1080	非平稳	-2.5042	0.1173	非平稳
$\Delta \ln V$	-10.6961 ***	0.0000	平稳	-11.6299 ***	0.0000	平稳

说明:ADF 检验与 PP 检验的方程式均含有常数项,不含趋势项;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著性水平下拒绝原假设,下同。

接下来采用 Johansen(1995)的方法,对系统 Y_t 进行多元协整检验。构造系统 Y_t 的协整模型为:

$$\Delta Y_t = c + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + HX_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中, c 为常数项向量, Γ 为短期调整系数, $\Pi = \alpha\beta'$, α 为调整参数矩阵, β 为协整向量矩阵。 H 为外生变量系数, X_t 为外生变量向量,包括金融危机虚拟变量 CD (2007 年 7 月后等于 1,之前等于 0)。Johansen 协整检验的基本原理,是将系统 Y_t 的协整检验变成对矩阵 Π 的分析。通过检验非零特征根个数得到矩阵的秩,从而确定系统内的协整关系和协整向量。基于平稳变量 VAR 模型的 AIC、HQ 信息法则,选择滞后阶数为 2。

时,央行入市干预的力度越大,人民币资产相对国外资产的溢价就会越高,人民币实际金融有效汇率越高。

为了衡量央行干预与波动性指数对金融实际有效汇率的相对重要性,我们对VEC模型进行滞后12期的方差分解,除自身影响外的方差贡献比例见表5。

表 5 方差分解结果

滞后期	央行外汇市场干预	波动性指数(%)
t=1	n. a.	n. a.
t=2	39.3510	60.6490
t=3	81.0629	18.9371
t=4	86.5236	13.4764
t=5	86.0179	13.9821
t=6	85.9475	14.0525
t=7	86.1048	13.8952
t=8	86.6969	13.3031
t=9	87.4507	12.5493
t=10	88.1764	11.8236
t=11	88.8129	11.1871
t=12	89.3424	10.6576

我们发现,波动率指数对金融实际有效汇率波动的贡献在短期内具有更大的影响,而央行外汇市场干预对金融实际有效汇率波动的贡献在第3期及以后发挥主要作用。这表明,在样本期内,作为外汇市场最大的交易商,央行能够发挥强烈的“信号效应”,改变投资者预期和双边金融资产的相对价格,这是中国金融实际有效汇率较重要的决定因素。

五 结论

本文通过匹配中国与主要国家的双边金融联系,首次估算了中国金融实际有效汇率。结果显示,受金融危机的影响,中国金融实际有效汇率出现了较大波动。与贸易实际有效汇率相比,由于金融市场波动大于商品市场,金融实际有效汇率的波动性更高,金融市场竞争力变动更加剧烈。

然后,本文测度了短期资本流入的套利与套汇动机占比,并具体至国别层面。

2004~2012年,中国金融实际有效汇率指数的波动中,67.9%源于名义汇率的变化,这表明流入中国的短期资本主要以套汇为目的;国别层面的方差分解表明,利差变化对发达经济体与中国大陆之间金融实际有效汇率变化的贡献低于30%,对新兴市场经济体与中国大陆之间的金融实际有效汇率变化的贡献则高于50%。这意味着,从发达经济体流入中国的短期资本主要以套汇为目的,而从新兴市场经济体流入中国的短期资本则主要以套利为目的。

最后,本文讨论了中国金融实际有效汇率的决定因素。经验研究结果表明:第一,波动率指数(VIX)上升改变了投资者的风险偏好,引起国内外债券相对资产价格的变化,进而影响了中国金融实际有效汇率。全球金融风险越高,中国金融实际有效汇率也越高。第二,央行入市干预的力度越大,人民币资产相对国外资产的不可替代性越高,风险溢价也会随之上升,中国金融实际有效汇率也就越高。方差分解的结果表明,短期内波动率指数是主要的解释因素,长期内央行的外汇市场干预是最重要的解释变量。

总体而言,本文为分析国内外金融资产的相对价格提供了一个非常有效的工具,为政策制定者理解人民币资产的风险溢价提供了一个基准变量。该指数能够有效地反映一国金融资产的竞争力和对国际投资者的吸引力。未来的研究中,我们会将金融实际有效汇率应用于预测短期资本流动,并测度人民币国际化程度。

参考文献:

- 桂詠评(2008):《中国外汇干预有效性的协整分析:资产组合平衡渠道》,《世界经济》第1期。
- 吕光明、徐曼(2012):《中国的短期国际资本流动——基于月度VAR模型的三重动因解析》,《国际金融研究》第4期。
- 王相宁、甘燕(2005):《比较和分析不同算法中的人民币有效汇率》,《运筹与管理》第4期。
- 徐建炜、徐奇渊、黄薇(2011):《央行的官方干预能够影响实际汇率吗?》,《管理世界》第2期。
- 张斌(2003):《人民币均衡汇率:简约一般均衡下的单方程模型研究》,《世界经济》第11期。
- 张斌(2005):《人民币真实汇率:概念、测量与解析》,《经济学(季刊)》第1期。
- 张斌、王勋、华秀萍(2010):《中国外汇储备的名义与真实收益率》,《经济研究》第10期。
- 张晓朴(2001):《人民币均衡汇率研究》,中国金融出版社。
- 赵进文、张敬思(2013):《人民币汇率,短期国际资本流动与股票价格——基于汇改后数据的再检验》,《金融研究》第1期。
- 朱孟楠、刘林(2010):《短期国际资本流动,汇率与资产价格——基于汇改后数据的实证研究》,《财贸经济》第5期。
- Bayoumi, T.; Lee, J. and Jayanthi, S. "New Rates from New Weights." *IMF Staff Papers*, 2006, 53(2), pp. 272-

305.

Bhar, R.; Kim, J. and Pham, M. "Exchange Rate Volatility and Its Impact on the Transaction Costs of Covered Interest Rate Parity." *Japan and the World Economy*, 2004, 4, pp.503-525.

Cairns, J.; Ho, C. and McCauley R. "Exchange Rates and Global Volatility: Implications for Asia-Pacific Currencies." *BIS Quarterly Review*, March 2007, pp.41-52.

Eichengreen, J. and Mathieson, J. "The Currency Composition of Foreign Exchange Reserves-retrospect and Prospect." International Monetary Fund, 2000.

Engel, Charles. "Exchange Rates and Interest Parity." NBER Working Paper w19336, 2013.

Gelman, M.; Jochem, A. and Reitz, S. "Real Financial Market Exchange Rates and Capital Flows." QBER DISCUSSION PAPER No.3, March 2013.

Goldberg, L. "Industry-specific Exchange Rates for the United States." *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 2004, 1, pp.1-16.

Hau, H. and Rey, H. "Exchange Rates, Equity Prices, and Capital Flows." *Review of Financial Studies*, 2006, 1, pp.273-317.

Hinkle, L. E. and Nsengiyumva, F. "External Real Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell-Fleming Model, and Competitiveness in Traded Goods." in L. E. Hinkle, and P.J. Montiel, eds., *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, New York: Oxford University Press, 1999, pp.41-104.

Johansen, S. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. New York: Cambridge University Press, 1995.

Kubelec, C. and Sa, F. "The Geographical Composition of National External Balance Sheets: 1980-2005." *International Journal of Central Banking*, 2012, 8, pp.143-189.

Lane, R. and Shambaugh, C. "Financial Exchange Rates and International Currency Exposures." *The American Economic Review*, 2010, 1, pp.518-540.

Lettau, M.; Maggiori, M. and Weber, M. "Conditional Risk Premia in Currency Markets and Other Asset Classes." NBER Working Paper w18844, 2013.

Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger, F. "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words." *European Economic Review*, 2005, 6, pp.1603-1635.

Maggiori, M. "The US Dollar Safety Premium." Unpublished Manuscript, UC Berkeley, 2010.

Makin, T. and Robson, A. "Comparing Capital- and Trade-weighted Measures of Australia's Effective Exchange Rate." *Pacific Economic Review*, 1999, 2, pp.203-214.

Zanillo, A. and Desruelle, D. "A Primer on the IMF's Information Notice System." IMF Working Paper, No. WP/97/71.

(截稿:2013年10月 责任编辑:贾中正)