



저작자표시 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#) 

경영학석사 학위논문

위안화 역외선물시장과 현물시장의 관계에 대한 실증연구



2014년 2월

부경대학교 대학원

국제통상물류학과

CUI JIANGLI(崔江麗)

경영학석사 학위논문

위안화 역외선물시장과 현물환시장의 관계에 대한 실증연구

지도교수 이 병 근

이 논문을 경영학석사 학위논문으로 제출함



2014년 2월

부경대학교 대학원

국제통상물류학과

CUI JIANGLI(崔江麗)

CUI JIANGLI(崔江麗)의 경영학석사
학위논문을 인준함.

2014년 2월



주 심 경영학박사 오 태 형 (인)

위 원 경제학박사 나 희 량 (인)

위 원 경제학박사 이 병 근 (인)

목 차

표 목차	iii
그림 목차	iv
Abstract	v
摘 要	viii
제 1 장 서 론	1
제 1 절 연구배경 및 연구목적	1
제 2 절 논문의 구성	3
제 2 장 기준연구 및 이론적 배경	5
제 1 절 선행연구	5
제 2 절 역외선물환(NDF)시장	12
제 3 절 선물환시장의 효율성	13
제 4 절 외환시장의 리스크 프리미엄 가설	15
제 5 절 정보전이효과	17
제 6 절 시간 변화에 따른 변동성 전이효과	18
제 3 장 연구모형 및 안정성 검정	20
제 1 절 연구모형 설정	20
제 2 절 환율자료의 안정성 검정	26
제 4 장 실증분석	30
제 1 절 자료의 구성 및 기초통계량	30

제 2 절 안정성 검정결과	33
제 3 절 공적분 검정결과	34
제 4 절 선물환시장 효율성에 대한 실증분석 결과	35
제 5 절 시간가변적 리스크 프리미엄모형의 추정결과	40
제 6 절 정보전이효과 모형의 추정결과	43
제 7 절 변동성 전이효과의 추정결과	47
 제 5 장 결론	 50
제 1 절 연구의 요약 및 결론	50
제 2 절 연구의 의의 및 시사점	52
제 3 절 연구의 한계 및 향후 연구방향	52
 참고문헌	 56

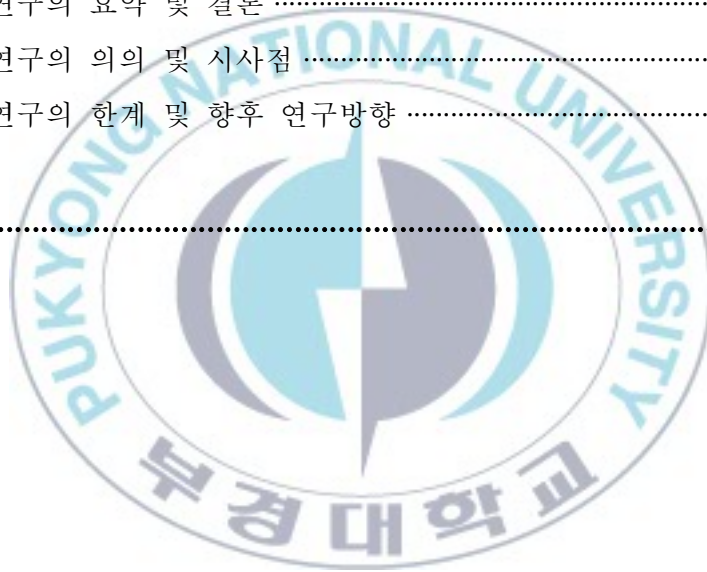


표 목 차

<표 4-1> 2003년 이후 중국의 환율제도 변화	31
<표 4-2> 기초통계량	32
<표 4-3> 각 변수의 단위근 검정	33
<표 4-4> 공적분 검정결과	34
<표 4-5> 공적분 계수 추정 결과	36
<표 4-6> ADF검정을 이용한 변화율 모형의 단위근 검정 결과	37
<표 4-7> 변화율 모형의 회귀분석 결과	39
<표 4-8> GARCH-M 모형의 추정결과	41
<표 4-9> 선물시장에서 현물시장으로의 정보전이효과 추정결과	45
<표 4-10> 현물시장에서 선물시장으로의 정보전이효과 추정결과	46
<표 4-11> 현물과 NDF환율의 변동성 전이효과	48

그 립 목 차

<그림 4-1> 위안화 현물환율과 역외선물환율 추이	31
------------------------------------	----



An Empirical Analysis on the Relationship between NDF and Spot Market for Chinese Yuan

Cui JiangLi

Department of International Commerce and Logistics
Graduate School, Pukyong National University

Abstract

After the development of offshore RMB derivatives market, with non-deliverable forward(NDF) market as a representative one, the State Administration of Foreign Exchange of China has been concerned about the influence of the market on domestic spot market. As the international financial markets become rapidly integrated, the Chinese government allowed the foreign exchange banks in China to trade RMB NDF derivatives with non-residents. The volume of trades has rapidly increased afterward and the relationship between RMB Domestic Spot market and NDF market has been turned into the very concerned problem of investors and administrators.

This thesis focuses on the relationship between price changes of RMB/USD futures and spots using the daily price data for the period from July 22, 2005 to August 21, 2013. In July 21, 2005 Chinese Foreign Exchange Administration switched the exchange regime from fixed exchange rate to managed floating system. It is called multicurrency basket system (MBS) because it is controlled floating one, based on market supply and demand, while adjusted by a basket of currencies. To protect from the shock of the global financial crisis, China returned to the fixed rate system in June 30, 2008, maintaining the system for two years. In June 19, 2010, China restored the multicurrency basket system.

This thesis focuses on five interesting problems related to the RMB spot and futures markets using the data for the two multicurrency basket periods. The results can be summarized as follows.

First, there exists a cointegrating relationship between the RMB/USD spot and forward exchange rates.

Second, unbiased forward rate hypothesis(UFH), which is also used as a measure of the efficiency in foreign exchange market, is tested. With both level and change rate data, UFH is rejected widely as in the other articles tested using data of developed countries.

Third, GARCH-in-mean model is estimated to test the existence of time-varying risk premium. Results show that a significant amount of time-varying risk premium is incorporated in forward exchange rate, which is regarded as one of major causes of the rejection of the UFH.

Fourth, using error correction model, the lead/lag relationship between the two markets is analysed. The lead/lag relationship between the two market exists in both directions for the sample period from July 22, 2005 to June 30, 2008. However, the NDF market is leading the spot market for the sample period from June 19, 2010 to August 21, 2013.

Fifth, to analyse the volatility spillover effects, bivariate GARCH model is estimated. Estimation results show that there has been some volatility spillover between two markets. During the early period from July 22, 2005 to June 30, 2008, the volatility shock in spot market is transmitted to NDF market, while the direction of spillover is reversed in later sample period from June 19, 2010 to August 21, 2013.

These findings suggests that a time-varying exchange risk premium may be the explanation for traditional rejection of UFH. As the RMB related financial market deepens, the relationship between the spot and futures markets has become more complicated, and more work should be done for the clear understanding of the relationship.

Key Words : RMB spot market, NDF market, efficient market, risk premium, lead/lag relationship, information spillover, cointegration test, GARCH model, error correction model



人民币境外NDF汇率市场与境内即期汇率市场 之间关系的实证研究

崔江丽

国际贸易和物流专业

硕士学位，釜庆国立大学

<摘 要>

随着境外人民币衍生品市场的发展,以无本金交割远期(NDF)市场为代表的境外人民币衍生品市场的发展与影响是目前中国国家外汇管理局一直在关注的问题之一,伴随着国际金融市场一体化进程的加深,中国政府允许外汇银行在中国进行人民币NDF衍生品贸易。特别是随着交易数量的迅速增加,中国境内即期人民币市场和境外人民币NDF市场之间的关联性越来越,其市场之间的联动关系已成为投资者和监管者非常关心的问题。

本文为了正确理清人民币即期市场和境外NDF市场之间的联动关系,样本选取了2005年7月22日至2013年8月21日境外人民币NDF市场以及即期汇率市场的美元兑人民币每日价格数据。2005年7月21日,中国人民银行发表公告宣布启动人民币汇率形成机制改革,即中国开始实行以市场供求为基础,参考一篮子货币进行调节,有管理的浮动汇率制度(multicurrency basket system : MBS),直至2008年下半年国际金融危机爆发。2010年6月19日起,人民币汇率改革重启并恢复有管理的浮动汇

率制度。

本文围绕人民币即期市场和境外NDF市场之间的联动关系,采用两个有管理的浮动汇率制度(MBS)时期数据对下面五个问题进行探讨,结果可以概括如下。

首先, 研究发现,人民币/美元远期汇率与即期汇率之间存在着长期均衡关系。

第二, 远期汇率无偏假说作为衡量外汇市场有效性依据,利用水平变量模型(level variable model)和 变化率模型 (change rate model) 两个模型的检验结果都说明境外NDF汇率不是境内即期汇率的无偏估计,有效市场假说不成立。境外远期市场参与者对人民币升值预期过高,即期汇率调整不足,不能达到NDF汇率升值要求。

第三, 运用GARCH-in-mean模型来考察中国外汇市场中即期汇率与远期汇率有偏的原因是否与风险溢价的存在有关。模型的检验结果表明7天和30天远期汇率溢价与即期汇率波动之间呈负相关关系,对90天MBSII远期汇率模型而言,远期汇率溢价与即期汇率波动之间呈反向变化关系,再次说明了在中国远期汇率市场, NDF汇率变动与实际汇率变动不存在唯一关系,中国外汇市场是一个非有效市场。另外,通过GARCH-M模型发现了随时间变化的风险溢价 (time-varying risk premium) 存在,这被认为是拒绝有效市场假说的主要原因之一。

第四, 利用误差修正模型对两个市场之间的引导-滞后 (lead-lag) 关系进行了分析。考察样本期从2005年7月22日至2008年6月30日的MBSI时期的检验结果表明两个市场之间汇率存在双向引导关系,即两个市场的市场信息相互影响存在着双向价格引导作用。然而,样本期从2008年6月19日到2010年8月21日的 MBSII时期的检验结果是远期NDF汇率市场单方向引导境内即期汇率市场,这表明境内市场即期人民币汇率走势的预期在很大程度上是在NDF汇率基础上形成的。

第五, 利用双变量GARCH模型来拟合境内即期汇率市场和境外NDF市场之间的波动率溢出效应。检验结果表明MBSI时期, 两个市场之间汇率存在双向波动率溢

出效应;MBSII时期,从境内即期汇率市场产生的波动冲击向境外NDF市场传播而波动率的溢出效应是从境外NDF市场传至境内即期汇率市场。利用双变量GARCH模型的分析结果和误差修正模型的分析结果如出一辙,随着中国境外NDF市场的发展人民币NDF市场变得越来越重要,并且NDF市场信息流入,波动性溢出效应进而影响境内即期汇率市场。

这些检验结果表明,风险溢价的存在是拒绝有效市场假说的主要原因之一。另外,随着人民币相关金融市场的深化,境内即期汇率市场和境外NDF汇率市场的关系将会变得更加复杂,为了清晰理解市场之间的关系还有更多工作需要去深入研究探讨。

关键词: 人民币即期汇率市场, 境外NDF远期汇率市场, 有效市场, 风险溢价, 引导-滞后关系, 波动溢出效应, 协整检验, GARCH-M模型, 误差修正模型, E-GARCH模型。



제 1 장 서 론

제 1 절 연구배경 및 연구목적

오늘날 세계의 시장을 들여다보면 경제 규모가 지속적으로 커지고 있고 글로벌화가 빠르게 진행되고 있음을 알 수 있다. 이는 시장 개방과 과학기술 및 통신수단의 급속한 발달로 인해 세계경제가 하나의 거대한 단일시장으로 움직여가고 그 연동성이 점차 강해지고 있음을 의미한다. 이러한 세계경제 시장의 단일화 움직임에 맞추어 중국경제도 점진적인 개방과 발전을 이루어왔다. 위안화 환율은 외환수급상황이나 자금 사정, 중국내 증시상황 등 여러 요인에 따라 변동한다. 중국경제의 빠른 발전이 세계경제에 끊임없이 영향을 줌에 따라 위안화 환율문제는 최근 국내외에서 주목받는 이슈가 되고 있다.

역외 선물환시장의 하나인 위안-달러 NDF시장은 1996년 홍콩과 싱가포르에서 최초로 거래되기 시작하였다. 이것이 중국에 본격적으로 알려지고 영향을 주기 시작한 것은 금융위기 이후 금융시장에 대한 규제가 완화되면서 부터이다. 외환거래의 자유화 확대로 인해 국내 외국환은행들과 비거주자간의 NDF거래가 허용되고 외국 금융기관들의 국내진출 증가로 인해 시장이 확대되면서 NDF시장은 위안화에 대응한 투기수단으로도 널리 이용되기 시작하였다.

중국은 2005년 7월 21일에 환율제도를 개혁하여 고정환율제도에서 복수통화 바스켓기준 관리변동환율제도로 전환하였다. 환율의 일일 변동 폭이 확대됨에 따라 위안/달러의 역외시장거래는 꾸준히 증가하였고 2009년에 외국환 은행과 비거주자간의 일평균 NDF거래규모는 10억 달러 수준으로 증가하였다. 이러한 거래규모의 증가는 위안/달러 환율의 변동폭 확대에 따른 외국인 주식투자자

등 비거주자들의 환위험회피 수단으로의 활용증가에 기인하고 있다. NDF 시장의 거래규모가 커지면서 중국내 위안/달러 현물환시장에 미치는 영향력과 중국경제에 대한 중요성도 더욱 커지고 있다.

NDF시장이 중요해지면서 현물시장과의 관계에 대한 관심도 높아지고 있다. 선물환시장인 NDF시장이 현물환시장에 미치는 가장 중요한 영향은 미래 환율에 대한 예측치를 제공하는 것이다. 환율의 예측에 관한 연구로 가장 널리 이용되고 있는 주제는 선물환시장의 효율성이다. 이는 선물환율이 미래현물환율의 불편예측치(unbiased predictor)가 된다는 가설이다. 대부분의 실증연구 결과를 보면 이 불편성가설은 기각되고 있다. 대표적인 기각원인으로는 시장 참여자들이 위험중립적이 아니라 위험회피적이기 때문으로 알려져 있다. 불편 선물환가설은 위험중립적인 사장참여자의 입장에서 도출되었다. 그런데 일반적으로 사장참여자들은 위험중립적이 아니라 위험회피적이므로 불편성가설에 의거하여 예측된 선물환율과 실제 시장에서의 현물환율은 차이를 보일 수 밖에 없다는 것이다. 따라서 선물환율은 미래 현물환율의 편의 예측치가 되어 결과적으로 불편성가설은 성립될 수 없다는 것이 일반적인 주장이다.

외환위기 이후 복수통화바스켓환율제도가 도입되고 시장이 크게 발전하면서 중국내에서도 선물환시장의 효율성에 관한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 그러나 대부분의 연구가 역외선물환시장의 효율성에 관한 실증분석에 치중하고 있고 위험프리미엄에 관한 분석은 부족한 상태이다. 이에 따라 기존 선물환시장의 효율성 연구에 추가해 위험프리미엄에 대한 실증분석을 행하는 것은 큰 의미가 있을 것이다.

위험회피기능을 제공하는 것 외에 선물환율의 또 다른 기능은 미래의 현물환율에 대한 정보를 제공하는 가격발견(price discovery)기능이라 할 수 있다. 이론적으로는 거래비용과 정보의 비대칭성이 존재하지 않는 완전시장하에서 현물과 선물시장간의 선도-지연관계는 나타나지 않는다. 외환시장이 효율적인 시장이라고 하지만 거래비용이 존재하는 등 완전효율적인 시장이라고 보기 어

럽다. 따라서 현실에서는 선물과 현물시장간의 선도-지연관계가 존재하고 있는 것이 사실이다. 시장환경의 변화에 따른 변동성도 두 시장간에 상호작용이 존재할 수 있고 현물시장과 선물환시장의 변동성간에도 연계성이 존재하는지 여부에 관한 검정도 의미가 있는 주제라고 하겠다.

이와 같은 필요성에 따라 본 연구에서는 중국 국내 현물시장과 역외 NDF(non-deliverable forward)시장 간의 상호관계를 두 가지 측면에서 분석하고자 한다. 첫째로, 두 시장 간의 불편선물환가설의 성립여부를 살펴보고 기존 선물환시장의 효율성 연구에 추가해 리스크 프리미엄의 존재여부를 검정하고자 한다. 둘째로, 위안/달러 현물시장과 역외NDF시장간 선도-지연관계의 존재여부를 살펴보고 시간에 따른 변동성 전이효과를 분석해 보고자 한다.

제 2 절 논문의 구성

본 연구는 총 5 장으로 구성되어 있으며, 각 장에서 다루고 있는 내용은 다음과 같다.

제 1 장은 서론으로서 본 연구가 이루어지게 된 배경을 통해 문제를 제기하고, 연구목적 및 필요성에 대해 서술하였다.

제 2 장은 본 연구에 관한 이론적 배경을 제시하고 있다. 우선 선물환시장의 효율성과 선물환의 불편성가설, 위험프리미엄가설, 두 시장 간의 선도-지연관계, 그리고 변동성 전이효과에 관한 기존연구를 고찰하였다. 역외선물환(non-deliverable forward: NDF)시장, 그리고 선물환시장의 효율성가설과 불편선물환가설, 위험프리미엄가설, 사장정보 전이효과와 시간변화에 따른 변동성 전이효과에 관한 이론들에 대하여 기술하였다.

제 3 장에서는 본 연구에서 분석하고자 하는 네 가지 주제에 대한 모형과 추정방법을 기술하고 자료의 안정성검정에 대하여 기술하였다.

제 4 장에서는 실증분석 부분으로서 분석에 사용된 자료에 대한 설명과 기초통계량 등을 제시하고 각 추정모형의 추정결과를 제시하였다.

제 5 장에서는 본 논문의 결론부분으로서 연구의 결과를 종합하여 연구가 주는 의미와 시사점을 살펴보고 연구의 한계점을 제시하였다.



제 2 장 기존연구 및 이론적 배경

제 1 절 선행연구

1.1 선물환 시장의 효율성에 관한 선행연구

일반적으로 금융시장의 효율성은 시장가격이 이용가능한 정보를 충분히 반영하고 있는지 여부를 보고 판단하게 된다. 선물환시장이 효율적이라면 미래환율에 대해 현재까지 이용가능한 모든 정보가 선물환율에 반영되기 때문에 선물환율은 미래환율에 대한 가장 좋은 예측치라 할 수 있으며 통계적으로는 불편추정치라 할 수 있다. 이러한 의미에서 선물환시장의 효율성에 대한 경험적 연구들은 선물환율이 미래환율에 대한 불편추정치인지에 대한 검정을 통해 이루어지고 있다.¹⁾

불편선물환가설과 관련한 실증연구의 결과는 국가별로 매우 상이하다. 분석에 사용되는 자료의 기간, 통화의 차이, 분석모형의 차이로 인해 연구들마다 결과가 다르게 나타났고 로그변수와 차분변수의 사용에 따라 분석결과가 달라지기도 한다. 또한 지금까지 선물환시장의 효율성에 대해 분석한 연구들은 대체적으로 선물환시장의 효율성가설이 성립하지 않는다는 결과를 제시하고 있다. 즉, 예측오차의 평균이 0이 되지 않고 선물환율이 미래의 현물환율을 너무 높게 또는 너무 낮게 예측하고 있다.

Cornell(1977)과 Frankel(1980)등의 연구에서는 미래현물환율과 선물환율의 회귀분석을 통해 불편선물환가설이 성립함을 보여주고 있다.

Bilson(1981)은 선물환시장의 효율성을 검증한 결과 불편추정치 가설이 기

1) 본 연구에서도 불편선물환 가설의 성립여부를 선물환시장 효율성과 동일한 의미로 사용하기로 한다.

각됨을 보였으며 투자자의 비합리성(irrationality), 즉 시장의 비효율성을 주요 기각원인으로 지적하고 있다.

Hansen(1980)은 회귀분석을 통해 선물환시장의 효율성을 분석하였다. 7개 주요 국가들 통화의 달러화에 대한 현물환율과 3개월 선물환율의 주별자료를 이용하여 분석한 결과를 보면 전반적으로 시장효율성가설이 기각되는 것으로 나타났으며, 시장참여자들이 위험회피적일 경우 시장이 효율적이라도 효율성가설이 기각될 수 있음을 언급하였다.

Fama(1984)는 선물환율은 프리미엄과 미래 현물환율의 기대치의 합이라는 가정에 기초하고 있다. 1973년 8월부터 1982년 12월까지의 9개 주요 국가들 통화의 달러화에 대한 현물환율과 30일간의 선물환율을 이용하여 분석한 결과 선물환율이 미래현물환율을 예측하는데 편의가 존재한다는 사실을 발견하였다. 이러한 편의는 기대환율의 변동과 위험프리미엄의 변동에 기인한 결과로 해석하였다.

Tronzano(1992)는 공적분검정 및 오차수정모형으로 분석한 결과 선물환시장의 효율성가설을 제한적으로 채택되고 있다.

이근영(1998)은 1995년 11월부터 1997년 10월까지 1주일과 1개월 역외선물환율을 이용하여 선물환시장의 효율성 검증을 실시하였는데 변화율모형에서는 불편선물환가설이 기각된 반면 오차수정모형에서는 기각되지 않았다.

성범용·김응래(1999)는 1997년 3월부터 1999년 2월까지의 1개월, 2개월 역외선물환율을 이용하여 변화율모형과 오차수정모형을 통해 선물환시장의 효율성가설이 기각됨을 보여주었다. 기각의 이유는 선물환율과 미래현물환율의 변동폭이 심하게 나타난 것 때문이라고 보고하였다.

김건우·이재남(2000)은 1991년 8월부터 1998년 1월까지 기간동안의 선물환율의 월별자료를 이용하여 효율성 검증을 실시하였다. 그 결과 하부기간 별로 불편선물환 가설의 성립이 조금씩 다른 결과를 보여주었고 현물환율의 변동성이 선물환율의 변동성보다 크고 선물환 계약기간이 길어질수록 변동성이 증가

하였고 NDF환율의 1주일물에서만 시간가변적 위험프리미엄이 존재함을 보여주었다.

조성일·김승근(2005)은 제1단계 외환자유화 조치가 시행된 1999년 4월부터 2003년 2월까지 원-달러 NDF시장을 대상으로 오차수정모형을 이용하여 역외 선물환시장의 불편성과 효율성을 검증하였다. 분석한 결과 선물환율이 미래 현물환율을 예측한다는 불편선물환가설을 지지하고 있음을 보여 주었다.

1.2 위험프리미엄에 관한 선행연구

선물환시장의 불편성가설은 합리적 기대와 위험중립성을 가정하고 있기 때문에 경험적 연구의 부정적인 결과에 대해서 세 가지 설명이 가능하다. 불편 선물환가설은 결합가설이기 때문에 가설의 각각은 위험중립가설의 오류 또는 합리적 기대가설의 오류 혹은 두 가지 모두가 오류일 수 있다는 것이다.

많은 학자들은 불편추정치 가설이 기각되는 주요 원인으로 위험프리미엄(risk premium)의 존재를 들고 있다. 특히, 시간가변적 위험프리미엄의 존재 가능성을 들고 있는데 이에 대해서는 연구자들의 분석결과가 일치를 보지 못하고 있다.

정치화(1998)는 1994년 1월부터 1996년 12월까지의 원/달러 현물환율과 1주일, 3개월, 6개월 선물환율자료를 이용하여 선물환율의 효율성을 실증분석하였다. 분석결과 불편기대가설은 기각되었으며 GARCH-M모형의 분석결과도 같은 결과로 나타났다. 그러나 불편기대가설의 기각이 시간가변적 위험프리미엄의 존재 때문이라는 유의적 증거를 발견하지는 못했다.

유태우·한기수(2002)는 1994년 11월부터 2000년 6월까지 기간에 대해 환율자료를 이용하여 외환위기 전후 기간으로 나누어 불편선물환가설을 비교분석하였다. 분석결과 외환위기이후에 오차수정 GARCH-M모형에서 리스크 프리

미엄의 존재가 불편선물환가설 기각의 한 이유가 될 수 있다는 증거를 발견하였다.

박진제(2003)는 1997년 12월부터 2002년 9월까지의 원/달러 현물환율과 3개월물 선물환율을 통해 수준변수모형, 변화율모형 그리고 변화율 GARCH-M모형을 사용하여 원/달러 선물환시장의 불편선물환가설과 위험프리미엄의 존재 여부를 검증하였다. 분석결과 모든 구간에서 불편선물환가설은 기각되었으며 기각의 한 원인으로 위험프리미엄의 존재를 들고 있으나 위험프리미엄의 시간 변화성은 발견하지 못했다.

이병하(2005)는 1998년 1월부터 2002년 12월까지의 원/달러 현물환율과 1주일, 1개월, 3개월 및 1년 역외선물환율 자료를 이용하여 선물환시장 효율성 여부를 분석하였다. 수준변수모형과 변화율모형을 통해 분석한 결과 불편선물환기대가설이 기각됨을 보여주었다. 또한 변화율 GARCH-M모형을 이용하여 분석한 결과에 따라 시간가변적 리스크 프리미엄이 존재한다는 것을 확인하였다. 리스크 프리미엄의 변화를 설명하기 위해 거래량을 설명변수로 사용하였고 그랜저 인과관계 분석을 통해 거래량이 리스크 프리미엄에 영향을 주는 변수임을 밝히고 있다.

黄勇·文兰娇(2011)는 2006년 8월부터 2009년 11월까지 1개월, 3개월, 6개월, 1년 선물환율자료를 이용하여 글로벌 금융위기 전후 기간으로 나누어 위안화 선물환시장의 효율성에 대해 분석하였다. 분석결과 금위기이후에 변화율 GARCH-M모형에서 위험프리미엄의 존재가 불편선물환가설 기각의 한 이유가 될 수 있다는 증거를 발견하였다.

1.3 정보전이효과에 관한 선행연구

Clifton(1985)은 스위스 프랑, 캐나다 달러, 독일 마르크, 일본 엔에 대해서 선물시장과 현물시장간의 변동성관계를 실증 분석한 결과 선물환율과 현물환

율의 변동성간에 높은 상관관계가 존재함을 보였다. 그러나 둘 사이의 인과관계를 밝히지는 못하였다.

Chatraller, Ramchander and Song(1996)은 GARCH(1.1)모형을 이용하여 영국 파운드, 스위스 프랑, 캐나다 달러, 독일 마르크, 일본 엔에 대해서 선물시장과 현물시장간의 변동성관계를 실증 분석하였는데, 선물환율이 현물환율의 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다.

홍성희 · 옥진호 · 이용재(1998)는 주가지수 선물과 옵션, 그리고 현물환율의 일별증가를 이용하여 공적분관계와 선도관계에 대한 실증분석을 실시하였다. 그 결과 현물시장과 선물시장 간의 장기균형관계가 존재하고, 선물시장과 현물시장사이에 양방향 선도효과를 발견하였다.

이재하 · 임상규(2000)은 외환위기 이후 1998년 10월부터 2000년 3월까지 원/달러 현물환율과 1개월 역외선물환율의 일별증가를 이용하여 한국 현물환시장과 역외선물환시장간의 가격정보 이전에 대한 연계성 존재여부를 실증분석 하였다. Granger 인과관계를 분석한 결과 역외선물환시장과 현물시장 사이에 양방향 모두 인과적 영향을 미치고 있음을 밝히고 있다. 그러나 영향의 정도에 있어서는 현물환율은 역외선물환율에 대해 강한 선도관계를 가지지만 역외시장은 현물환율에 대해 상대적으로 약한 선도관계를 가지는 것으로 나타났다.

김동석 · 김술(2000)은 1996년 5월 3일부터 1998년 10월 31일까지의 5분단위 자료로 오차수정모형을 이용하여 선물환율과 현물환율의 가격발견기능과 선도관계에 대한 실증분석을 실시하였다. 그 결과 두시장간의 장기적 균형관계가 성립하고 선물이 현물을 35분 정도 선도하는 것으로 나타났다.

양진일(2001)은 1997년 8월부터 2001년 3월까지 역외선물환율과 현물환율을 이용하여 오차수정모형을 통해 두 시장의 상호작용을 분석하였다. 오차수정모형을 추정한 결과 현물환율은 NDF 1개월 선물환율에 큰 영향을 주지 못하는 반면 NDF 1개월 선물환율은 전기간에 지속적으로 현물환율을 선행하고 있음

을 보이고 있다.

박진우(2001)는 1996년 8월부터 1999년 10월까지 역외선물환율과 현물환율의 일별증가를 대상으로 MA(1)-GARCH(1,1)모형으로 금융개혁 전후의 두 시장 간 변동성이전효과에 대해 분석하였다. 그 결과 금융개혁 전에는 현물에서 NDF로의 변동성 전이효과가 있었으나 금융개혁 후에는 NDF시장에서 현물시장으로 일방적인 변동성 전이효과가 있고 역외선물환율이 중요한 가격발견기능의 역할을 하고 있음을 밝혔다.

우영진(2002)은 1999년 5월부터 2001년 9월까지 선물과 현물의 5분별 환율을 대상으로 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 15분 정도 선도하고 현물시장이 선물시장에 5분 정도 수정효과가 있음을 발견하였다.

김석태 · 이정준(2003)은 역외선물환시장과 현물시장간에 정보의 전이효과가 존재하고 있음을 보이고 있다. 특히, 외환자유화 이후에 현물시장의 움직임이 역외선물환시장에 강한 영향을 미치는 것으로 추정되었고 이는 두 시장의 연계성이 증대되고 있다는 것을 의미한다.

백남수(2003)는 1997년 9월부터 2002년 10월까지의 일별자료와 5분자료를 가지고 원/달러 현물시장과 역외선물환시장의 선도지연관계를 오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 외환위기 종료시기까지는 현물환율이 역외선물환율을 선도하였으나, 외환위기 회복시기에는 역외선물환율이 선도하였다. 1단계 외환자유화 시행 후에는 두 시장간에 유의적 선도관계가 없었으나 2단계 외환자유화 이후에는 역외선물환율이 선도함을 보였다.

黄学军 · 吴冲锋(2006)은 2003년 4월부터 2006년 4월까지 중국 환율정책의 변화를 전후로 위안화 현물환시장과 역외선물환시장의 관계에 대해 분석하고 있다. 그 결과 고정환율제도 시기에는 현물환시장과 역외선물환시장이 연동관계가 존재하지 않지만 관리변동환율제도 시기에는 현물환율과 1개월물 역외선물환율간에는 정보의 흐름이 양방향으로 이루어지고 있음을 보이고 있다.

杨意(2008)는 Granger인과관계 분석을 통해 현물시장과 역외선물환시장간의

정보이전에 대한 실증분석을 하였다. 분석결과 현물환율은 NDF환율을 Granger인과하고 있고 1주일물 NDF환율은 현물환율을 Granger인과하는 것으로 나타났다. 시장의 거래정보는 주로 현물환시장에서 역외선물환시장으로 이 전되고 있음을 보이고 있다.

奚君羊·张小燕(2008)은 위안화 역외선물환율과 현물환율의 일별자료를 대상으로 Granger 인과관계 검정을 이용하여 두시장간의 정보전달에 대한 실증 분석을 실시하였다. 분석결과 현물환율의 변화율은 역외선물환율의 변화율에 강한 인과적인 영향을 미치는 반면 역외시장의 변화율은 현물환율에 상대적으로 약한 인과적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

代幼渝·杨莹(2007)는 2005년 7월 22일부터 2007년 3월 30일까지의 위안화 현물환율과 선물환율을 이용하여 Granger인과관계를 분석하였다. 분석 결과 현물환율과 역내선물환율은 역외NDF환율에 대해 강한 선도관계를 가지며 상대적으로 약하지만 1주일물 NDF환율만 현물환율에 대해 선도관계를 가지는 것으로 나타났다.

1.4 변동성 전이효과에 관한 선행연구

김석태·이정준(2003)은 원-달러 역외선물환율과 현물환율의 일별증가를 이용하여 이변량 GARCH모형을 통해 두 시장간 환율의 변동성 전이효과에 대한 실증분석을 하였다. 분석결과 전반적으로 외환위기를 벗어나기 전까지는 NDF시장의 변동성이 현물시장에 영향을 미치고 있었으며 외환 자유화 조치를 거치면서 현물시장의 움직임이 NDF시장에 더 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

제 2 절 역외선물환(NDF)시장

역외선물환(Non-Deliverable Forward) 시장은 만기일에 계약원금의 교환 없이 당초 계약한 선물환율과 지정환율²⁾(fixing rate)간의 차이만을 지정통화³⁾(미 달러화)로 정산하는 형태로 거래된다. 역외선물환 거래는 본국에서 거래할 경우 생길 수 있는 각종 세제나 운용상의 제반 규제를 피해 조세·금융·행정 등에서 특혜를 누릴 수 있도록 타국(역외)에서 형성된 선물환시장이다. 따라서 모든 거래는 역외 외환당국의 감독 하에서 이루어지나 해당통화의 외환당국이 거래를 감독 또는 규제 할 수 없다.

중국의 위안화를 포함한 아시아 신흥금융시장 국가의 통화에 대한 NDF 거래는 1996년부터 외국인의 국내주식투자자금에 대한 환위험 헤지 및 투기목적 등으로 홍콩과 싱가포르를 중심으로 이루어져 왔다. 특히 중국이 2005년 7월 21일에 고정환율제도에서 복수통화바스켓기준 관리변동환율제도로 전환하여 환율의 일일 변동 폭이 확대됨에 따라 위안/달러 NDF 거래가 활발하게 이루어져 왔다.

역내시장과 같이 역외 NDF 시장은 대고객 시장과 은행간 시장으로 구분된다. 대고객시장은 외국환은행과 최종이용자간에 거래가 이루어지고, 은행간 시장은 외국환은행만이 참여하는 시장인 점에서 그 차이가 있다. 대고객시장에서 최종이용자는 대외거래를 수행하는 기업 및 개인들로 구성되어 있으며, 외국환은행은 대고객시장에서 최종이용자와의 거래로 인해 발생하는 포지션을 조정하기 위하여 은행간 시장에 참여한다. 은행간 시장에서 외국환은행은 외환거래의 중개자 역할보다는 딜러형태의 시장조정자 역할을 담당하고 있다. 즉, 외국환은행은 자기포지션을 취함으로써 매매가격을 호기하여 시장에 유동

2) 지정환율(fixing rate)은 당사자간 약정에 따라 결정되며 원-달러 NDF의 경우 만기일 전일의 매매기준율로 정한다. 결제단위는 1개월, 2개월, 3개월, 6개월, 9개월, 1년, 2년, 3년, 4년, 5년으로 돼 있다.

3) 지정통화는 일반적으로 미 달러화와 같이 유동성이 높은 통화를 채택하고 있다.

성을 공급한다.⁴⁾

역외 NDF 시장의 참여자는 주로 외국인, 개인 및 기업, 기관투자자, 그리고 외국의 대형 상업은행 및 투자은행으로 구성되어 있다. 그중에서 외국인 개인 및 기업들은 주로 환위험을 헤지(hedge)하기 위해 역외 NDF 시장에 참여하는 반면에, 외국의 기관투자자의 경우에는 투자수익을 목적으로 지정통화에 대해 포지션을 취하기 위해 역외 NDF 시장에 참여한다.⁵⁾ 역외에서 실물을 주고받지 않고 차액만 정산함으로써 결제금액이 적게 들어 자연히 투기적 성격이 강해지므로 비거주자에 의한 환투기 공격 위험도 있다. 더욱이 비거주자의 과도한 투기적 거래 발생 시에는 국내 외환시장을 교란시킬 가능성도 있으므로 2006년 10월 27일에 중국국가외환관리국은 NDF시장에 대한 정책제한을 가하기도 하였다.

제 3 절 선물환시장의 효율성

선물환시장의 효율성이란 ‘외환시장 참여자들이 선물환시장가격에 대한 이용 가능한 모든 정보를 충분히 반영(fully reflect)하여 미래현물환율을 예측하고 있음’을 의미한다. 이는 많은 시장 참가자들이 미래 시장가격을 합리적으로 예측하고 이윤극대화를 추구하여, 해당 만기의 미래환율과 관련되어 있는 모든 시장정보를 자유롭게 이용할 수 있는 경우에 달성된다.⁶⁾

시장의 효율성 검증을 위해 사용되는 대표적인 방법으로 선물환의 불편성가설을 들 수 있다. 선물환시장의 효율성가설인 불편선물환가설은 두 가지의 결합가설로 구성되어 있다.

첫째는 외환시장의 참가자들은 선물환 계약의 만기가 $t+1$ 인 선물환율(f_t)을

4) 백남수(2003), pp.7-9.

5) 백남수(2003), pp.11-12.

6) 김인준 · 이영섭(2013), p.351.

t+1기의 기대 현물환율(s_{t+1})과 일치하도록 한다는 가설이다. 위험중립적인(risk neutral) 외환시장 참여자들은 자신들의 미래환율에 대한 예측치와 선물환율이 다를 경우, 투기적인 이익을 취하기 위해 거래를 행할 것이다. 이와 같은 거래는 선물환율이 미래현물환율의 예측치와 같아질 때까지 계속 될 것이다. 이는 선물환 계약 시 아무런 위험프리미엄이 존재하지 않는다는 가정하에서 도출된 것이므로 위험중립적인 선물환율결정가설 즉, 위험중립성 가설(risk neutrality hypothesis)의 하나이다.

위험중립성 가설은 아래 식(2-1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$f_t = E_t(s_{t+1}) \quad (2-1)$$

f_t : 현재시점(t)에 만기가 t+1인 선물환율의 자연 로그값

$E_t(s_{t+1})$: t+1기의 현물환율 자연 로그값에 대한 t 시점에서의 기대치

둘째는 합리적 기대가설(rational expectation hypothesis)로서 효율적인 외환시장에서 합리적인(rational) 외환시장의 참가자들은 시장에 주어진 모든 정보를 이용했을 것이므로 미래 현물환율에 대한 환율예측에 있어서 어떤 체계적인 오차가 발생하지 않는다는 것이다.

이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$s_{t+1} = E(s_{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (2-2)$$

단, ε_{t+1} : 백색잡음과정(white noise process)을 따르는 오차항

위의 식 (2-1)과 (2-2)를 결합하면 다음과 같은 외환시장의 효율성을 검증할 수 있는 방정식을 도출할 수 있다.

$$s_{t+1} = f_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2-3)$$

일반적으로 시계열 환율자료에는 단위근이 존재하여 불안정한 추세를 보인다. 따라서 식 (2-3)을 회귀식으로 추정할 경우 가성 회귀현상(spurious regression)⁷⁾을 보일 수 있다. 가성회귀의 문제를 피하기 위해 본 연구에서는 공적분 검정을 사용하기로 한다.

식 (2-3)에 계약당시의 현물환율 s_t 를 차감하면 아래 식 (2-4)가 된다.

$$s_{t+1} - s_t = f_t - s_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2-4)$$

이는 수준변수의 불안정성을 고려하여 미래현물환율의 변동율과 선물환 프리미엄을 감안한 모형이다.

제 4 절 외환시장의 리스크 프리미엄 가설

위에서 분석한 불편선물환가설은 위험 중립적인 시장참여자들을 가정하고 있다. 그러나 선물환율과 미래 현물환율의 차이에는 리스크 프리미엄이라는 요소가 있음을 배제할 수 없다.

7) 가성회귀는 아무런 인과관계를 갖지 않는 변수들의 회귀분석이 높은 적합도를 갖는 경우를 의미한다. 이때의 회귀관계는 높은 적합도에도 불구하고 어떤 진정한 경제적 의미를 갖고 있지 않는다. 이 문제는 Granger and Newbold(1974)가 처음 지적한 것으로서, 서로 독립적이고 인과관계를 갖지 않는 둘 또는 그 이상의 비정상적(nonstationary)변수들에 의해 만들어진 허구적인 회귀관계를 말한다.

만일 선물환시장의 참여자들이 위험중립적⁸⁾이 아니고 위험회피적⁹⁾이라면, 위험회피적인 참가자들은 미래 현물환율의 불확실성을 보상 받기 위한 프리미엄을 요구하게 될 것이다. 따라서 식(2-1)은 위험프리미엄을 반영하는 식으로 수정되어야 한다. Fama(1984)의 이론에 기초하여 리스크 프리미엄을 고려한 선물환율은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$f_t = E_t(s_{t+1}) + \lambda_t \quad (2-5)$$

λ_t : 리스크 프리미엄

식(2-5)에서 λ_t 는 위험회피적인 투자자들이 선물환위험에 대해 요구하는 위험프리미엄이다. 또한 시가변 리스크 프리미엄(time-varying risk premium) λ_t 는 편의상 상수항과 시간가변항의 합으로 표현할 수 있다. 이는 사후적으로 관찰한 위험프리미엄이 어떤 경우에는 지속적으로 양수가 되고 어떤 경우에는 지속적으로 음수가 될 수 있으므로 시간의 흐름에 따라 위험프리미엄이 변해가는 것을 다음과 같은 식으로 표시할 수 있다.

$$\lambda_t = \phi + \pi_t \quad (2-6)$$

ϕ : 상수항

π_t : 시가변 부분

여기서 위험프리미엄의 시가변 부분 π_t 는 조건부 표준편차 $h^{1/2}$ 에 비례계수 θ 의 비율로 변한다고 하면, 리스크 프리미엄 λ_t 는 다음과 같이 표시된다.

8) 김인준·이영섭(2013)은 위험중립적인 투자자는 선물환율이 미래의 현물환율에 대한 자신의 예측과 같아질 때까지 투기이익을 얻기 위한 거래를 계속할 것이라 하였다.

9) 김인준·이영섭(2013)은 위험회피적인 투자자는 투기거래에 따른 투기이익이 투자자가 스스로 부담해야 하는 위험을 보상할 만한 최소한의 수준인 위험프리미엄을 초과해야만 거래를 행할 것이라 하였다.

$$\lambda_t = \phi + \theta h_t^{1/2} \quad (2-7)$$

위의 식 (2-2), (2-5), (2-6), (2-7)을 결합하면, 다음과 같다.

$$s_{t+1} = f_t - \phi - \theta h_t^{1/2} + \varepsilon_{t+1} \quad (2-8)$$

식 (2-8)의 양변에 현물환율 s_t 를 차감하면 좌변은 환율의 변동율로, 우변은 선물환 프리미엄과 위험프리미엄에 관하여 표시할 수 있다.

$$s_{t+1} - s_t = f_t - s_t - \phi - \theta h_t^{1/2} + \varepsilon_{t+1} \quad (2-9)$$

제 5 절 정보전이효과

선물환시장은 미래의 현물환율에 대한 가격발견기능을 수행한다고 볼 수 있다. 선물가격은 현물시장의 수요와 공급에 관한 수많은 시장참가자들의 예측을 집약하여 결정된다고 할 수 있다. 선물시장의 각종 정보에 기초한 시장참가자들의 예측이 반드시 미래에 실현된다고 할 수는 없지만, 현재의 시점에서 보면 미래의 상황에 대한 공통된 의견의 표출이라고 할 수 있다. 따라서 선물가격은 미래의 현물가격을 예시할 수 있다. 일반적으로 현물시장의 수요와 공급이 변동하면 현물가격은 그에 따라 급격하게 변동하는 경향이 있지만, 선물가격이 미래의 현물가격을 예시해 줌으로서 현물가격의 변동을 안정시킬 수 있다.

선물시장의 가격발견기능은 선물시장에서 결정된 선물가격이 현물시장에 가

격신호(price signal)를 보냄으로써 현물가격이 선물가격의 영향을 받아 결정되는 기능을 말한다. 선물가격이 미래 현물가격에 대한 합리적 기대치로 현물시장 참가자들에게 인식되어 이들의 의사결정에 반영됨으로써 현물가격의 결정에 유효한 영향을 미치게 되는 것을 의미한다. 즉, 선물시장이 가격발견기능을 수행하게 되면 현재의 선물가격은 미래의 현물가격을 예측하는데 유용한 정보를 제공할 수 있다.

반대로 현물시장의 변화가 선물시장의 변화에 영향을 미치는 것도 가능하다. 선물가격은 미래의 현물가격에 의존하여 결정되기 때문에 선물시장의 참가자들은 현물시장의 상황을 예의 주시하여야 할 것이다. 현물시장에서 발생한 어떤 충격이 미래에까지 지속적으로 영향을 준다면 그 충격은 선물환율에도 영향을 주게 될 것이다.

종합하면 현물시장과 선물시장간의 정보전이는 한 시장이 다른 시장에만 영향을 미치는 일방적인 관계라기보다 양방향으로의 정보전달이 가능할 것으로 예상된다. 따라서 정보전달의 방향이나 영향의 크기 등은 경험적으로 밝혀져야 할 문제라 할 수 있다.

제 6 절 시간 변화에 따른 변동성 전이효과

과거에는 각 국의 시장간에는 서로 영향을 미치지 않았기 때문에 위험관리에 다른 국가의 상황을 크게 고려하지 않았다. 그러나 아시아의 경우에는 1997년 아시아 외환위기를 기점으로 서로의 시장에 대한 상호작용이 중요해지기 시작하였다. 아시아 외환위기 당시 자국 내의 위험관리 방법만으로 외환위기의 위험에 대해 대처하기 부족하였기 때문에 더욱 큰 위기를 맞게 되었고, 이 시점부터 아시아 시장간 동조화현상의 중요성이 부각되기 시작하였다.¹⁰⁾

10) 설성군(薛星群)(2013). p.17

계량경제학 관점에서 한시계열의 변동성이 다른 시계열의 변동성에 영향을 준다면 변동성 전이효과가 존재한다고 한다. 최근에 변동성 전이효과에 관한 연구결과들을 보면 외환시장간의 변동성 전이효과가 존재한다는 사실이 상당히 많이 밝혀져 왔다. 변동성전이에 관한 연구는 단일변수 GARCH모형부터 시작하여 다변량 GARCH모형을 활용하여 연구되고 있다. 이변량 GARCH모형을 통해 조건부 변동성이 두 시장간에 상호의존적이면 한 시장에서 발생한 변화율 충격이 타 시장의 변동성이나 수익성에 미치는 영향의 정도를 추정할 수 있다.



제 3 장 연구모형 및 안정성 검토

이 장에서는 본 논문에서 분석하고자 하는 네 가지 주제, 즉 선물환시장의 효율성, 위험 프리미엄 가설, 현-선물 시장간 정보전이 효과 그리고 변동성 전이효과를 분석하기 위한 모형을 제시하고자 한다. 제 2절에서는 실증분석에 앞서 환율변수의 안정성과 공적분 관계를 분석하기 위한 모형을 제시한다.

제 1 절 연구모형 설정

3.1.1 선물환시장 효율성 분석 모형

선물환시장의 효율성을 분석하기 위한 불편선물환 가설은 두 가지 모형을 이용하여 분석하고자 한다. 하나는 수준변수 모형이고 다른 하나는 변화율 모형이다. 이 둘을 구분하는 이유는 변수의 안정성에 기인한다. 일반적으로 환율 변수들은 안정성(stationarity)을 만족하지 못하는 불안정한 시계열인데 불안정한 시계열은 확률적인 추세를 갖는다. 따라서 확률적인 추세를 갖는 변수를 그대로 분석하는 수준변수 모형은 변수들 간의 장기적인 관계만을 분석하는 것이다. 반면 불안정한 시계열을 차분하면 안정적인 시계열이 되는데¹¹⁾ 차분한 변수들 간의 관계는 변수들의 단기적인 변화들 간의 관계에 대한 정보를 제공하게 된다. 흔히 원 자료를 로그 변환하여 사용하는데 로그변수를 차분하는 경우 변화율 또는 수익률이 되기 때문에 변화율 모형으로 지칭하며 수익률의 분석이 주요 관심사인 재무 분야에서는 수익률 모형으로 부르기도 한다.

11) 불안정한 시계열 중에 한 번 차분하여 안정적인 시계열이 되면 $I(1)$ 시계열이라 부르며 두 번 차분해야 안정적이 되면 $I(2)$ 시계열로 불린다. 일반화하면 n 번 차분하여 안정적인 시계열은 $I(n)$ 시계열이 된다.

3.1.1.1 수준변수모형(level variable model)

수준변수모형(LVM)은 앞에 식(2-3)으로부터 불편선물환가설 검정에 사용될 회귀변수가 수준변수인 회귀모형이다. 이는 예측오차가 선물환율과 상관관계 없이 무작위하게 분포하기 때문에 오차의 평균은 0이 될 것이다. 따라서 선물환시장의 효율성가설은 다음의 회귀식과 같이 나타낼 수 있다.

$$s_{t+1} = \alpha + \beta f_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3-1)$$

위에서 언급한 바와 같이 s 와 f 는 위안/달러 현물환율과 NDF 선물환율의 시계열자료 변수들에 자연로그를 취한 값을 나타낸다. ε 는 회귀모형의 통상적 백색오차항을 나타내고 α , β 는 회귀식의 모수를 나타낸다. 환율을 예측하는데 필요한 합리적인 정보가 현재의 선물환율에 충분히 반영되어 있을 경우 선물환시장 효율성 검증은 $\alpha=0, \beta=1$ 이라는 결합가설을 검정함으로써 성립된다. 이 가설의 채택은 t 시점의 선물환율이 $t+1$ 시점의 미래현물환율의 불편추정치임을 입증하게 된다.

현물환율과 선물환율이 모두 불안정한 시계열이 되는 경우 식(3-1)의 추정에는 공적분 관계가 존재하는 경우에만 의미가 있게 된다.

3.1.1.2 변화율모형(change rate model)

위의 수준변수모형(LVM)은 검정을 위한 모든 변수 값들이 안정적이어야 통상적 계량기법의 적용을 받을 수 있다. 만약 시계열 자료가 불안정적이라면 가성회귀 문제가 발생할 수 있다. 이 가성회귀문제를 해결하기 위해 안정성을 고려한 변화율모형(change rate model)으로 불편선물환가설의 채택여부를 검

정하기로 한다. 변화율모형을 이용하여 추정하는 회귀식은 다음과 같다.

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \varepsilon_t \quad (3-2)$$

식(3-2)은 환율자료가 불안정적일 때 사용되는 일반적인 모형설정으로 미래 현물환율의 변화율을 종속변수로 하고 선물환프리미엄을 설명변수로 하는 회귀모형이다. 이 모형에서도 수준변수 모형에서와 같이 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치가 되기 위해서는 $\alpha=0, \beta=1$ 를 만족해야 한다.

3.1.2 위험프리미엄 추정을 위한 GARCH 모형

기존의 많은 연구들이 불편선물환가설 기각의 주요 원인으로 시간가변적 리스크 프리미엄의 존재를 들고 있다. 리스크 프리미엄은 불확실성에 대한 보상이므로 불확실성의 정도를 나타내는 분산이나 표준편차의 함수로 가정하는 것이 일반적이다. 본 연구에서는 시간가변적인 리스크 프리미엄을 고려하기 위해 시간가변적인 변동성을 추정하는 GARCH 모형을 활용하기로 한다.

선물환율에 반영된 리스크 프리미엄을 분석하기 위해 다음과 같은 GARCH-M모형을 활용할 수 있다.

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \lambda h_t^{1/2} + \varepsilon_{t+1} \quad (3-3)$$

$$h_t = w + \theta \varepsilon_{t-1}^2 + \phi h_{t-1} \quad (3-4)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (3-5)$$

위의 모형에서 h_t 는 조건분산, ε_t 는 모형의 잔차를 나타낸다. 변화율 GARCH-M모형에서 리스크 프리미엄의 존재는 α 와 λ 의 유의성 검정을 통해

알 수 있다. 리스크 프리미엄이 존재하지 않는 경우의 가설은 $\alpha = \lambda = 0, \beta = 1$ 이다. 만일 $\alpha \neq 0, \lambda = 0$ 인 경우에는 선물환시장에 일정한 리스크 프리미엄이 존재함을 의미하여 $\lambda \neq 0$ 인 경우에는 선물환시장에 시간 가변적 리스크 프리미엄이 존재함을 의미한다.

3.1.3 정보전이효과를 위한 오차수정모형(Error Correction Model)

공적분된 변수들의 관계는 오차수정모형으로도 나타낼 수 있다. 오차수정모형은 한 변수의 변화율이 지난기의 장기 균형오차와 두 변수의 변화의 시차값에 연결되는 형태를 갖는다. 따라서 위안/달러 현물시장과 역외선물환시장간의 선도-지연관계를 추정하기 위해서 오차수정모형을 사용하기로 한다. 선물환율이나 현물환율 중 하나의 변수를 종속변수로 두고 다른 변수와 종속변수 자신의 과거자료를 설명변수로 사용하는 오차수정모형을 추정하면 각 정보가 종속변수에 영향을 얼마나 주는가를 분석할 수 있다.

오차수정모형은 지난기의 균형오차(equilibrium error)와 각 변수의 1차 차분된 시차변수들을 포함하고 있기 때문에 시차변수들의 계수값의 유의성을 통해 일시적인 인과관계를 검정하거나 선도-지연관계를 판별할 수 있다.

오차수정모형에서 오차수정항의 계수는 장기균형에서 이탈한 불균형오차가 종속변수에 얼마나 빨리 균형상태에 회귀하는지를 나타내는 조정속도계수(adjustment speed coefficient)의 의미를 가지고 있다. 불안정적인 변수들 간에 공적분 관계를 갖는 경우 차분변수들 간의 관계는 안정적인 변수들 간의 단기적인 조정뿐만 아니라 장기균형관계를 회복하려는 조정관계에 의해 영향을 받는다는 것이다.

본 연구에서는 위안/달러 현물환율과 NDF 선물환율에 로그함수 값을 취해서 식(3-7)~식(3-8)과 같은 두 개의 오차수정모형을 추정하고자 한다.

$$r_{s,t} = \ln(S_t/S_{t-1}) = s_t - s_{t-1} \quad (3-6)$$

$$r_{f,t} = \ln(F_t/F_{t-1}) = f_t - f_{t-1}$$

단, $r_{s,t}$: t시점의 현물환율의 변화율

$r_{f,t}$: t시점의 선물환율의 변화율

$$r_{s,t} = a_1 + a_s \hat{e}_{s,t-1} + \sum_{k=1}^p a_{11}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^p a_{12}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{s,t} \quad (3-7)$$

$$r_{f,t} = a_2 + a_f \hat{e}_{f,t-1} + \sum_{k=1}^p a_{21}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^p a_{22}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{f,t} \quad (3-8)$$

$$\hat{e}_{f,t} = f_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 s_t \quad (\text{오차수정항}) \quad (3-9)$$

$$\hat{e}_{s,t} = s_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 f_t \quad (\text{오차수정항}) \quad (3-10)$$

위 식은 선물환율과 현물환율을 종속변수로 사용한 식을 각각 추정하지만, Enders(1995)에 따르면 대(大)표본에서는 현물환율과 선물환율 중 어느 변수를 종속변수로 사용하더라도 분석결과가 동일하게 나타나는 것으로 알려져 있다. 이에 따라 본 연구에서는 식(3-7) ~ 식(3-10)를 이용하여 역외선물환율과 현물환율간의 장기적 균형관계를 살펴보았다. 오차항($\hat{e}_{f,t-1}$, $\hat{e}_{s,t-1}$)은 공적분 관계가 존재할 때 전기의 $r_{f,t-1}$ 과 $r_{s,t-1}$ 사이의 불균형 오차를 반영하는 것이고 추정계수인 $a_{12}(k)$ 와 $a_{21}(k)$ 를 통해 종속변수와의 단기적인 영향관계를 살펴볼 수 있다.

3.1.4 변동성 정보전이효과 추정을 위한 이변량 GARCH모형

자기상관성과 이분산성을 갖는 시계열 자료를 이용하여 변동성을 측정할 때 GARCH 모형이 유용한 것은 선행연구를 통해서 입증되고 있다. 본 연구에서 위안/달러 현물환시장과 역외선물환시장간의 변동성 전이효과 즉 시장환경의 변화에 따라 특정시장에서 발생하는 변동성에 대한 충격이 다른 시장에 어느 정도 영향을 미치는지를 이변량 GARCH 모형을 통해 분석하고자 한다. 조건부 평균과 분산식에 각 시장의 전기 변화율과 상대시장의 과거 잔차제곱항을 포함하는 다음과 같은 이변량 GARCH-M 모형을 사용하기로 한다.

$$r_{s,t} = b1(1) + b1(2)r_{s,t-1} + b1(3)\varepsilon_{s,t-1}^2 + b1(4)\varepsilon_{f,t-1}^2 + \varepsilon_{s,t} \quad (3-11)$$

$$r_{f,t} = b2(1) + b2(2)r_{f,t-1} + b2(3)\varepsilon_{s,t-1}^2 + b2(4)\varepsilon_{f,t-1}^2 + \varepsilon_{f,t} \quad (3-12)$$

$$\varepsilon_{s,t} \sim N(0, \sigma_{s,t}^2)$$

$$\varepsilon_{f,t} \sim N(0, \sigma_{f,t}^2)$$

$$\sigma_{s,t}^2 = a1(1) + a1(2)\varepsilon_{s,t-1}^2 + a1(3)\sigma_{s,t-1}^2 + a1(4)\varepsilon_{f,t-1}^2 \quad (3-13)$$

$$\sigma_{f,t}^2 = a2(1) + a2(2)\varepsilon_{f,t-1}^2 + a2(3)\sigma_{f,t-1}^2 + a2(4)\varepsilon_{s,t-1}^2 \quad (3-14)$$

단, $\varepsilon_{s,t}$, $\varepsilon_{f,t}$: 이용 가능한 정보집합 하에서의 확률 오차항

먼저 식(3-11)과 (3-12)를 살펴보면, 현물환율의 변화율($r_{s,t}$)과 역외선물환율의 변화율($r_{f,t}$)식에 과거 잔차항의 제곱을 추가함으로써 동 시장의 과거정보에 영향뿐만 아니라 타 시장의 과거정보에 대한 영향을 측정할 수 있다. 즉, 식(3-11)과 (3-12)의 모수 b1(4)와 b2(3)은 타 시장에서 과거 시장정보의 변동성이 특정시장의 현재 수익성에 영향을 미치는 정도를 추정한다. 또한 식

(3-13)와 (3-14)의 전기의 분산모수인 $a_1(4)$ 와 $a_2(4)$ 는 각 시장의 과거 가격정보 변동성이 상대 시장의 변동성에 미치는 영향의 정도를 추정하는 기준이 될 수 있다.

제 2 절 환율자료의 안정성 검정

본 논문에서 분석대상이 되는 환율자료는 불안정(non-stationary)한 시계열인 것으로 알려져 있다. 따라서 현물환율과 선물환율에 대해서 단위근(unit root) 검정을 실시한다. 두 시계열 모두 불안정 시계열인 경우 공적분(cointegration) 검정을 통해 장기 관계가 존재하는지에 대해서도 검정해 보아야 할 것이다.

3.2.1 단위근(Unit Root) 검정

시계열분석에서 중요한 개념의 하나는 안정성(stationarity)이다. 전통적인 경제시계열 분석은 거의 모두가 시계열들이 안정적이라는 가정하에서 이루어졌다. 안정적인 시계열은 평균을 중심으로 움직이고 평균으로부터 크게 벗어나지 않고 다시 평균으로 회귀하는 경향을 보인다. 반면에 불안정적인 시계열은 평균으로 회귀하지 않으며 한 번 발생한 충격효과가 영원히 남게 되므로 기존의 회귀분석 이론에 입각하여 측정 및 검정을 수행할 경우 오류가 있을 수 있다는 것이다¹²⁾. 따라서 실증분석을 수행하기 전에 각 변수들의 안정성 여부를 판단하기 위해 단위근 검정을 하여야 한다.

시계열의 단위근 존재여부를 결정하는 검정방법은 DF(Dickey-Fuller)검정법, ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법, PP(Phillips-Perron)검정법등이 있

12) 소우훈(邵宇昕)(2010), pp27-28.

다.

본 논문에서는 ADF검정법을 이용하여 단위근을 갖는 불안정한 변수인지를 검정하였다. ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정방법은 기본적으로 DF(Dickey-Fuller) 검정방법과 유사하나 차이점은 시차차분변수(lagged differenced variables)를 추가하여 회귀시키는 것이다. 즉, ADF검정은 DF검정에서 자기상관의 영향을 줄이기 위하여 과거시차 차분변수를 회귀식에 포함시킴으로써 이루어진다. ADF의 검정모형은 상수항과 추세변수의 존재 여부에 따라 다음 식(3-15)과 같은 세 가지 모형으로 표현된다.

$$\text{모형1: } \Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형2: } \Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3-15)$$

$$\text{모형3: } \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

차분추가항인 $\sum_{i=0}^p \delta_i \Delta Y_{t-i}$ 의 시차 p의 결정은 p가 커질수록 검정력(test power)이 떨어지는 반면에 p가 적절한 수준보다 적을 경우에는 오차항에 자기상관이 존재하게 된다는 사실을 감안하여 결정하게 된다. 시차를 결정한 후에는 OLS 추정을 하여 ρ 를 구한 뒤 이 추정치의 t-값을 가지고 ‘시계열자료는 단위근이 존재한다’ 즉 $\rho=0$ 이라는 귀무가설 채택여부를 결정하게 된다. 따라서 이때의 t-통계량은 일반적인 경우와 다르며 위의 식(3-15)에서와 같이 상수항이나 추세변수를 가지고 있는지에 따라서도 달라진다는 점에 유의하여야 한다.¹³⁾

13) 유석중(2002), p.23

3.2.2 공적분(Cointegration) 검정

둘 또는 그이상의 시계열들이 각각 단위근을 가질 때 이들의 선형결합함수가 단위근을 갖지 않는다면 이들 시계열은 서로 공적분관계에 있다고 하며 더 이상 가성 회귀현상이 발생하지 않으므로 각종 검정통계량과 회귀계수는 정규분포와 같은 표준적 분포를 따르게 된다.

본 연구에서 사용하게 될 공적분모형을 구체적으로 정의하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

불안정한 시계열인 현물환율(s_t)와 선물환율(f_t)가 단위근(unit root)을 가질 때 이들의 선형결합인 $s_t - \alpha - \beta f_t$ 가 단위근을 갖지 않는다면 이들 시계열은 서로 공적분관계에 있다고 정의하고 α , β 를 공적분 계수라고 한다.¹⁴⁾ 이렇게 두 변수간의 공적분관계가 성립할 때, 변수들간에 장기균형관계가 존재한다고 말한다. 본 논문에서는 미래현물환율과 역외선물환율간의 공적분관계를 검정하기 위하여 다음의 식(3-1)과 같은 공적분 회귀식을 이용하게 된다.

$$s_{t+1} = \alpha + \beta f_t + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

위의 회귀식은 미래현물환율(s_{t+1})과 선물환율(f_t)간의 장기관계로 고려될 수 있다. 여기에서 추정잔차 ε_t 의 단위근을 검정하는 것이 공적분의 존재를 결정하는 것으로 추정잔차 ε_t 에 대한 ADF(Augmented Dickey- Fuller)회귀식은 다음의 식(3-16)과 같다.

14) 백남수(2003), p.33

$$\Delta \varepsilon_t = a \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^p r_j \Delta \varepsilon_{t-j} + u_t \quad (3-16)$$

u_t : 백색잡음

여기서 $H_0 : a = 0$ 이라는 귀무가설이 기각되게 되면 이 추정잔차는 단위근을 가지지 않아 안정적이므로 변수 간에 공적분관계가 존재하게 된다.



제 4 장 실증분석

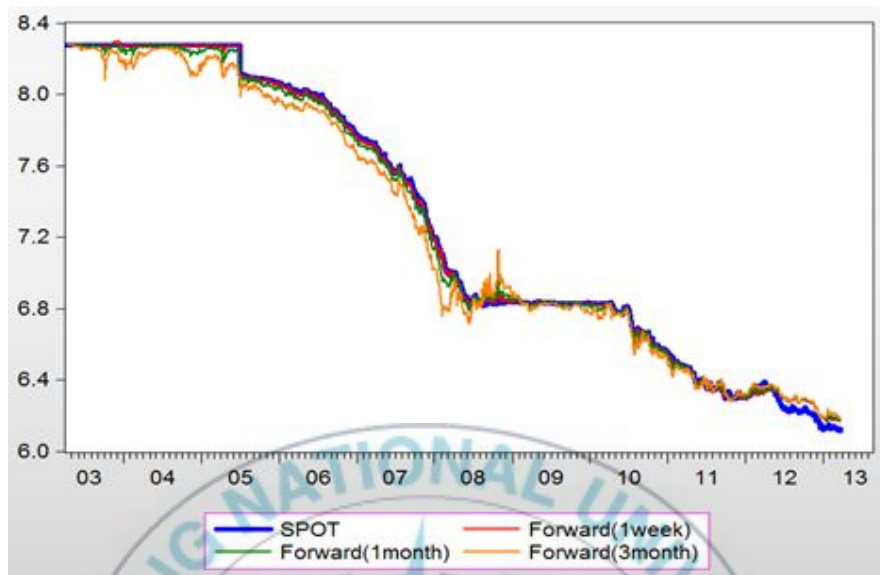
제 1 절 자료의 구성 및 기초통계량

본 연구에서 사용할 자료는 현물환율의 경우 일별 중간값, 역외선물환율의 경우 역외선물환시장의 1주일물, 1개월물과 3개월물 일별종가를 사용하였다. 자료는 중국은행에서 제공받았다. 1주일물, 1개월물과 3개월물을 사용한 이유는 위안/달러 환율의 변동성이 증대됨에 따라 장기물 보다는 단기물을 이용한 거래 비중이 더 크기 때문이다.

위안화 NDF시장거래가 활발해지기 시작한 2003년 이후 현물환율과 역외선물환율의 추이를 살펴보면 <그림 4-1>과 같다.

그림에서 보듯이 2005년 7월 이전의 위안화 환율은 달러당 8.28위안으로 완전한 고정환율제도를 택하고 있다. 국제사회의 평가절상 압력이 높아지면서 중국은 2005년 7월 21일 복수통화바스켓제도(Multicurrency Basket System)을 기반으로 하는 관리변동환율제도를 도입하였다. 그러나 2008년의 글로벌 금융위기로 인해 중국정부는 위안화 환율을 달러당 6.83위안으로 하는 고정환율제도로 회귀하였다. 그 후 2010년 6월 중국인민은행은 위안화 환율결정시스템을 개혁하고 환율변동의 탄력성을 높이기 위해 복수통화바스켓제도를 재가동하게 되었다. 이 기간 중 중국의 외환시장의 주요 제도적 변화는 아래 <표 4-1>에 요약되어 있다.

<그림 4-1> 위안화 현물환율과 역외선물환율 추이



<표 4-1> 2003년 이후 중국의 환율제도 변화

구분	기간구분	환율제도
	2003.4.7 ~ 2005.7.20	달러 연동 고정환율제도
MBS I	2005.7.22 ~ 2008.6.30	복수통화바스켓제도
	2008.7.1 ~ 2010.6.18	사실상 고정환율제도
MBS II	2010.6.19 ~ 2013.8.21	복수통화바스켓제도 재가동

본 연구의 주요 내용은 현물환율과 선물환율간의 관계를 분석하는 것이다. 그러나 <그림 4-1>이나 <표 4-1>에서 보는 바와 같이 2003년부터 2005년 사이의 기간과 2008년부터 2010년 사이의 기간은 고정환율제도를 택하고 있기 때문에 현물환율의 변화가 거의 없다. 따라서 이 기간 동안에는 분석이 별의미를 갖지 못할 것이므로 실증분석은 1차 복수통화바스켓제도(Multicurrency Basket System) 시기인 2005년 7월 22일부터 2008년 6월 30일까지의 자료와

2차 복수통화바스켓제도(MBS) 시기인 2010년 6월 19일 이후의 자료에 기초하여 분석하기로 한다. 두 개의 표본구간은 각각 MBS I과 MBS II로 구분하기로 한다.

아래 <표 4-2>에는 현물환율과 역외선물환율에 대해 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 등 기초통계량을 제시하였다. 두 표본구간에서 모두 현물환율과 역외선물환율의 평균과 표준편차는 거의 비슷하다는 것을 알 수 있으며 첨도를 통해 현물과 역외선물환율의 분포모양이 정규분포가 아닌 것을 알 수 있다. 두 표본구간을 비교하면 MBS II 기간의 표준편차가 MBS I 기간의 표준편차보다 절반 정도로 나타나 최근 들어 위안화의 변동성이 줄어들었음을 알 수 있다.

<표 4-2> 기초통계량

구분	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B	Prob.
MBS I 기간(2005.7.22 ~ 2008.6.30) N=756						
SPOT	7.7104	0.36292	-0.81072	2.48720	91.099	0.000
NDF1w	7.7045	0.36211	-0.80279	2.47397	89.920	0.000
NDF1m	7.6766	0.37052	-0.79544	2.42744	90.050	0.000
NDF3m	7.6078	0.39059	-0.78909	2.39218	90.093	0.000
MBS II 기간(2010.6.19 ~ 2013.8.21) N=769						
SPOT	6.4016	0.187754	0.56416	2.40174	52.261	0.000
NDF1w	6.4118	0.173872	0.80290	2.59264	87.939	0.000
NDF1m	6.4124	0.169413	0.83143	2.70485	91.390	0.000
NDF3m	6.4086	0.156322	0.92114	3.06189	108.872	0.000

(주) SPOT은 현물환율을 나타내고 NDF1w, NDF1m, NDF3m은 각각 1주일, 1개월, 3개월 NDF 선물환율을 나타내며 J-B는 Jarque-Bera 통계량임.

제 2 절 안정성 검정결과

본 연구에서는 각 현물환율과 NDF환율변수들에 대해 로그를 취한 후에 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정을 이용하여 시계열변수들의 단위근 존재 여부를 검정하였으며 결과는 <표 4-3>과 같다.

수준변수에 대한 단위근 검정결과 MBS I시기와 MBS II시기의 모든 변수가 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있어 불안정적인 시계열 자료로 분석이 된다. 1차 차분변수에 대해 실시한 단위근 검정에서는 MBS I 시기 및 MBS II시기의 모든 변수에 대해 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 차분변수는 모두 안정적인 시계열이 된다는 것을 알 수 있다.

<표 4-3> 각 변수의 단위근 검정

변 수	1% 임계치	수준	차분
MBS I (2005.7.22 ~ 2008.6.30)			
ln(SPOT)	-3.9702	0.4270	-27.9708***
ln(NDF1w)	-3.9702	0.3599	-25.3259***
ln(NDF1m)	-3.9702	-0.4407	-26.6638***
ln(NDF3m)	-3.9702	-1.3881	-24.9819***
MBS II (2010.6.19 ~ 2013.8.21)			
ln(SPOT)	-3.9700	-2.0470	-30.2719***
ln(NDF1w)	-3.9700	-1.9847	-28.1290***
ln(NDF1m)	-3.9700	-2.0411	-27.5859***
ln(NDF3m)	-3.9700	-2.2624	-21.3015***

(주) SPOT은 현물환율을 나타내고 NDF1w, NDF1m, NDF3m은 각각 1주일, 1개월, 3개월 NDF 선물환율을 나타냄. ***은 유의수준 1%에서 귀무가설(H_0 : 단위근이 존재한다.) 기각을 나타냄.

제 3 절 공적분 검정결과

가장 기본적인 공적분 검정방법은 시계열 자료의 선형결합 회귀식에서 잔차항의 안정성을 검정하는 것이다. 즉, 잔차항에 대한 단위근검정을 통해 공적분관계를 검정할 수 있다.

따라서 개별 시계열들이 단위근을 가지고 있어 불안정하더라도 이들간에 공적분 관계가 존재한다면 오차수정모형을 이용하여 일치성을 갖는 회귀계수를 갖는 추정량을 구할 수 있다.

위안/달러 현물환율과 NDF환율의 1주일, 1개월, 3개월물 간의 공적분관계 존재여부에 대한 검정결과는 다음 <표 4-4>와 같다.

<표 4-4> 공적분 검정결과

구 분	공적분 검정대상	t-통계량	1% 임계치	5% 임계치
MBS I	ln(SPOT) ln(NDF1w)	-6.7537***	-2.5680	-1.9412
	ln(SPOT) ln(NDF1m)	-3.4773***	-2.5680	-1.9412
	ln(SPOT) ln(NDF3m)	-3.1565**	-2.5680	-1.9412
MBS II	ln(SPOT) ln(NDF1w)	-2.2791**	-2.5679	-1.9412
	ln(SPOT) ln(NDF1m)	-2.7661***	-2.5679	-1.9412
	ln(SPOT) ln(NDF3m)	-3.9104***	-2.5679	-1.9412

(주) SPOT은 현물환율이고 NDF1w, NDF1m, NDF3m은 각각 1주일, 1개월, 3개월 역외선물환율을 나타냄. **와 ***은 각각 5%와 1%에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각을 나타냄.

검정결과에 따르면 모든 경우에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 각 회귀식의 추정 잔차항들에 단위근이 존재하지 않으므로 위안화 현물환율과 NDF환율 간에는 MBS I시기와 MBS II시기에 공히 공적분 관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 즉 현물환율과 NDF환율간의 장기균형관계가 존재하는 것으로 결론지을 수 있다. 따라서 현물환율과 NDF환율 상호간의 정보 전달 영향은 오차수정모형을 이용하여 분석해야 한다는 것을 알 수 있다.

제 4 절 선물환시장 효율성에 대한 실증분석 결과

4.4.1 공적분 관계에 의한 분석

위에서 선물환계약 만료시점의 현물환율(s_{t+1})과 계약시점의 선물환율(f_t)는 모두 단위근을 갖는 것으로 나타났으며 두 시계열간에 공적분 관계가 존재한다는 것도 보여졌다. 따라서 식(3-1)을 이용하여 공적분 계수를 추정할 수 있다. 만일 불편선물환가설이 채택된다고 한다면 $\alpha=0$ 과 $\beta=1$ 이 동시에 성립되어야 한다. 회귀분석의 결과가 <표 4-5>에 정리되어 있다.

수준변수모형에 의한 회귀식 추정결과를 보면 MBS I 및 MBS II 시기에 설명변수의 β 계수가 모든 경우에 1에 가깝게 추정되고 있다. MBS I 시기의 1주일 선물을 이용한 경우에 β 계수 추정치가 1.0160으로 1에 가장 가깝게 추정되고 있다. 그러나 표준오차가 0.0013으로 작게 추정되어 β 계수가 1이라는 귀무가설에 대한 t-통계량은 $t = \frac{0.0160}{0.0013} = 12.3$ 이 되고 귀무가설은 기각된다. 다른 모든 경우에도 β 계수가 1이라는 귀무가설은 기각됨을 알 수 있다. 상수항에 있어서도 MBS II 시기에 3개월물의 경우를 제외하고는 계수값이 유의적으로

나타나 α 가 0이라는 귀무가설은 기각됨을 알 수 있다. 결론적으로 공적분 관계를 통해 분석한 선물환율의 불편선물환가설은 기각된다는 것을 알 수 있다.

<표 4-5> 공적분 계수 추정 결과

구 분		MBS I	MBS II
1주일물	α	-0.0331*** (0.0028)	-0.1140*** (0.0123)
	β	1.0160*** (0.0013)	1.0601*** (0.0066)
	$Adj-R^2$	0.9985	0.9710
1개월물	α	-0.0715*** (0.0079)	-0.1194*** (0.0226)
	β	1.0348*** (0.0038)	1.0619*** (0.0121)
	$Adj-R^2$	0.9937	0.9480
3개월물	α	-0.1031*** (0.0123)	0.0328 (0.0309)
	β	1.0506*** (0.0060)	0.9777*** (0.0166)
	$Adj-R^2$	0.9806	0.8666

주) 괄호안은 표준오차를 나타내며 ***은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

통계적으로 불편선물환 가설이 기각되기는 하나 모든 경우에 β 계수가 1에 매우 가깝게 추정되는 것을 보면 장기적으로 선물환율과 현물환율은 매우 밀접하게 움직이고 있다는 것을 알 수 있다.

4.4.2 변화율모형에 의한 분석

본 절에서는 식(3-2)의 변화율모형으로 불편선물환가설의 채택여부를 검증하고자 한다. 본 장의 제 2절에서 현물환율(s_t)와 선물환율(f_t)은 모두 단위근을 갖는 불안정 시계열임을 보였다. 그러나 선물환 프리미엄($f_t - s_t$)에 대해서는 단위근 존재여부를 알 수 없으므로 식(3-2)를 추정하기 전에 이들 시계열 자료에 대한 안정성 검증을 실시하였다. <표 4-6>에는 회귀분석에 사용되는 변수인 선물환 프리미엄($f_t - s_t$)과 현물환 변화율($s_{t+1} - s_t$)에 대한 안정성 검정결과가 제시되어 있다.

<표 4-6> ADF검정을 이용한 변화율 모형의 단위근 검정 결과

구 분		선물환 프리미엄 ($f_t - s_t$)		현물환 변화율 ($s_{t+1} - s_t$)	
		MBS I	MBS II	MBS I	MBS II
1주일물	t통계량	-6.654***	-2.401	-4.278***	-5.395***
	1% 임계치	-3.438	-3.971	-3.438	-3.438
	5% 임계치	-2.865	-3.415	-2.865	-2.865
1개월물	t통계량	-4.159***	-25.890***	-3.765***	-4.734***
	1% 임계치	-3.979	-3.980	-3.444	-3.445
	5% 임계치	-3.420	-3.420	-2.867	-2.868

	t통계량	-3.765**	-4.500***	-20.307***	-26.144***
3개월물	1% 임계치	-3.970	-3.975	-3.441	-3.442
	5% 임계치	-3.415	-3.418	-2.866	-2.866

주) **와 ***은 각각 5%와 1%에서 귀무가설($H_0 : \alpha = 0$) 기각을 나타냄.

변수들의 안정성 검정결과를 보면 MBS II시기의 1주일물 선물환 프리미엄($f_t - s_t$)을 제외한 나머지 모든 경우에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 따라서 식(3-2)는 안정적 시계열 간의 회귀분석 방법을 사용하게 된다.

변화율모형을 이용한 회귀식 추정결과는 <표 4-7>에 정리되어 있다. 앞에서 논의한대로 불편선물환가설이 채택된다면 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 이라는 귀무가설이 성립되어야 한다. 모형추정 결과 MBS I 시기에서 3개월물의 경우에만 설명변수의 계수(β)가 1.01로 1에 근사하게 추정되었을 뿐 다른 경우에는 모두 1과 큰 차이를 보이고 있다. 그러나 모든 경우에 β 계수는 양의 값을 보이고 있다. OECD국가 통화의 대미 환율을 이용하여 분석한 Fama(1984)의 경우에는 β 계수가 대부분 음의 값을 보이는 것과는 대조적이다. Fama(1984)는 음의 계수를 보이는 이유가 리스크 프리미엄의 변동성이 크기 때문인 것으로 설명하고 있는데 그의 논리에 의하면 중국 위안화 선물환율은 상대적으로 리스크 프리미엄의 변화가 적은 것으로 볼 수 있다. 리스크 프리미엄의 상수항을 추정하는 α 는 -0.003~-0.0003 사이로 작게 추정되고 있으나 표준오차가 매우 작아 대부분 1% 유의수준 하에서 유의적인 값으로 나타나고 있다. 상수항 α 가 0이 아니고 β 값도 1과는 거리가 있기 때문에 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 이 동시에 성립한다는 불편선물환을 가설은 당연히 성립하지 않음을 알 수 있다. 따라서 역외선물환율이 미래현물환율의 불편추정치인 아님을 보여주고 있다.

선물환 프리미엄의 계수 β 가 1보다 작은 것은 Blison(1981)의 논리에 따르면 과잉투기가 중국 역외선물환시장에 존재함을 의미한다. 예를 들면 MBS I 시기에 1주일물과 1개월물의 경우 β 계수는 각각 0.2269와 0.7017이다. 이는 역외선물환시장 참여자들이 선물환 계약시부터 계약만료까지 현물환율이 1% 증가하리라(위안화 절하) 예상하면 실제로 현물환율은 각각 0.22% 및 0.7% 정도 밖에 증가하지 않게 된다는 의미이다. 즉 선물환시장의 참여자들이 현물환율의 변동성을 일관되게 과대평가하는 것이 불편추정치 가설의 기각원인이 된다는 것을 시사해 준다.

이상에서 보는 것처럼 변화율모형의 회귀분석 결과에서도 수준변수모형에서와 같이 불편선물환 가설이 성립하지 않는다는 것을 알 수 있다.

<표 4-7> 변화율 모형의 회귀분석 결과

구 분		MBS I	MBS II
1주일물	α	-0.0009*** (9.12E-05)	-0.0007*** (8.49E-05)
	β	0.2269*** (0.0793)	0.0100 (0.0170)
	R^2	0.0107	0.00045
	D-W	0.4371	0.4164
1개월물	α	-0.0018*** (0.0004)	-0.0028*** (0.0002)
	β	0.7017*** (0.0809)	0.0422 (0.0457)
	R^2	0.1456	0.0020
	D-W	0.1479	0.2031

3개월물	α	-0.0003 (0.0007)	-0.0084*** (0.0003)
	β	1.0106*** (0.0514)	0.3315*** (0.0551)
	R^2	0.3957	0.0638
	D-W	0.0552	0.0464

(주) 괄호안의 값을 표준오차이며 D-W는 Durbin-Watson 통계치량을 나타냄. ***은 1%에서 유의함을 나타냄.

제 5 절 시간가변적 리스크 프리미엄 (time-varying risk premium) 모형의 추정결과

기존의 많은 연구들은 대체로 선물환 불편추정치 가설을 기각하는 결과를 보여주고 있다. 또한 많은 학자들은 불편추정치 가설이 기각되는 이유로서 시간가변적 리스크 프리미엄(time-varying risk premium)의 존재가능성을 들고 있다. 이 절에서는 중국의 선물환시장에서도 시간가변적 리스크 프리미엄이 존재하는지를 GARCH-M모형을 이용하여 분석하고자 한다.

전통적인 OLS회귀분석에서는 모형의 예측오차를 백색잡음으로 가정하고 있으나, 이 가정은 많은 금융 시계열자료가 시간가변적 변동성을 보이고 있기 때문에 적절치 못하다.¹⁵⁾ 일반적으로 시간에 따라 변화하는 위험이 가격에 반영되는 효과를 모형화 하기 위해 GARCH-in-Mean (GARCH-M) 모형을 많

15) 이병하(2005), p.46

이 사용한다. 그 이유는 모형의 평균방적식이 조건부분산(h_t)의 선형함수로 이루어져 시간가변적 리스크 프리미엄을 파악하기 적합하기 때문이다.

이번 절에서는 식(3-3)~(3-4)에 제시된 GARCH-M 모형의 추정결과를 통하여 위안화 선물환율에 내재된 리스크 프리미엄에 대해 살펴보고자 한다. 우선 리스크 프리미엄의 존재는 α 와 λ 의 유의성 검정을 통해 확인할 수 있다. 첫째, $\alpha = \lambda = 0, \beta = 1$ 이 성립하면 리스크 프리미엄이 존재하지 않는 것을 의미한다. 둘째, $\alpha \neq 0, \lambda = 0$ 인 경우에는 선물환시장 내에 일정한 상수의 리스크 프리미엄이 존재함을 의미한다. 마지막으로 $\lambda \neq 0$ 인 경우에는 선물환시장 내에 시간가변적 리스크 프리미엄이 존재함을 의미한다.

식(3-3)~(3-4)의 추정결과는 다음의 <표 4-8>과 같다.

<표 4-8> GARCH-M 모형의 추정결과

구분		α	β	λ	ω	θ	ϕ	R^2	D-W
1 주 일 물	MBS I	-8.8E-06 (4.2E-05)	-0.0673 *** (0.0281)	-0.3158 ** (0.0686)	5.1E-10 (5.7E-10)	0.0584 *** (0.0136)	0.9467 *** (0.0125)	0.0397	2.0778
	MBS II	0.0001 (0.0001)	-0.0117 * (0.0068)	-0.2874 * (0.1627)	1.01E-07 *** (2.3E-08)	0.1660 *** (0.0272)	0.7517 *** (0.0349)	0.0101	2.1762
1 개 월 물	MBS I	1.7E-05 (5.1E-05)	-0.0083 (0.0121)	-0.3257 *** (0.0720)	5.5E-10 (4.9E-10)	0.0585 *** (0.0133)	0.9466 *** (0.0122)	0.0326	2.0956

	MBS II	0.0001 (0.0001)	-0.0095 (0.0069)	-0.2814 * (0.1655)	1.0E-07 *** (2.3E-08)	0.1678 *** (0.0274)	-0.0095 *** (0.0350)	0.0083	2.1760
3 개 월 물	MBS I	5.6E-05 (5.7E-05)	0.0023 (0.0050)	-0.2978 *** (0.0719)	5.0E-10 (4.8E-10)	0.0591 *** (0.0131)	0.9462 *** (0.0120)	0.0307	2.1037
	MBS II	0.0001 (0.0001)	-0.0041 (0.0050)	-0.2589 (0.1687)	1.0E-07 *** (2.3E-08)	0.1691 *** (0.0277)	0.7484 *** (0.0351)	0.0061	2.1764

(주) 괄호안의 값을 표준오차이며 D-W는 Durbin-Watson 통계치량을 나타냄. *, **와 ***은 각각 10%, 5%와 1%에서 유의함을 나타냄.

모형의 추정치를 보면 MBS II시기의 3개월물을 제외하고 모든 경우에 조건부 표준편차의 계수 λ 가 유의적인 값을 나타내고 있어서 시간가변적 리스크프리미엄이 존재한다는 것을 알 수 있다. 모든 경우에 상수항 α 가 0이라는 귀무가설이 기각되지 않는 것을 보면 리스크 프리미엄의 대부분이 시간가변적이라는 것을 알 수 있다.

<표 4-8>의 결과를 <표 4-7>과 비교하면 시간가변적 리스크 프리미엄 향을 추가함으로써 선물환 프리미엄의 계수인 β 의 유의성이 사라지는 것을 알 수 있다. 이는 미래 환율변화의 상당부분이 변동성에 의해 설명된다는 것을 의미하며 미래 환율의 예측에 있어서도 선물환 프리미엄보다 과거의 변동성이 더 중요하다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 선물환율에 포함된 리스크 프리미엄이 크거나 변동성 면에서 선물환 프리미엄의 변동성보다 클 것이라는

Fama(1984)의 결과와 일치한다는 것을 보여주고 있다.

제 6 절 정보전이효과 모형의 추정결과

위안/달러 현물시장과 NDF시장간의 정보의 흐름을 파악하고 두 환율 사이의 선도-지연관계를 살펴보기 위하여 식(3-7)~(3-10)의 오차수정모형을 추정하였다. 모형의 추정결과는 <표 4-9>와 <표 4-10>에 제시되어 있다.

우선, 선물시장에서 현물시장으로의 정보전이 효과를 분석하기 위해 현물환율을 종속변수로 한 추정결과가 <표 4-9>에 제시되어 있다. 표에서 보면 역외선물환율의 영향은 1주일물의 경우 계수값이 시차 5까지 유의한 것으로 나타나 1주일물 선물환율이 현물환율을 5일정도 선도한다고 할 수 있다. 1개월물의 경우 역외선물환율의 영향은 MBS I시기보다 MBS II시기에서 더 유의적으로 나타났으나 그 영향의 크기는 전날의 영향을 제외하고는 1주일물보다 약하다는 것을 알 수 있다. 3개월의 경우 계수값이 시차 1을 제외하고는 유의성이 떨어져 선물환율이 현물시장에 하루 정도 선도효과를 주는 것으로 나타났다.

NDF 선물환율이 종속변수인 경우 현물환율의 영향은 <표 4-10>과 같다. 위안/달러 현물환율이 1주일물 선물환율에 미치는 영향을 보면 계수값이 MBS I시기에서만 시차 2까지 유의한 것으로 나타나고 있어 현물환율의 변화가 1주일물 NDF환율에 이틀 정도 영향을 미치는 것을 알 수 있다. MBS II시기에서는 현물환율의 시차에 대한 계수가 유의한 값이 존재하지 않아서 영향이 없는 것으로 나타났다. 1개월물과 3개월물의 경우 MBS I시기에만 계수값이 시차 1까지 유의한 것으로 나타나고 있다. MBS II시기에는 1개월물의 경우 2차와 5차, 3개월물의 경우 3차와 5차 시차에서 유의성을 보이고 있으나 계수의 크기도 작고 유의성 정도도 떨어지고 있어 최근 들어 현물시장이 선물

시장에 미치는 영향관계가 약화되고 있는 것을 알 수 있다.

결과를 종합해 볼 때 위안/달러 현물시장과 NDF선물환시장은 MBS I시기에는 상호 영향을 미치는 것으로 나타났지만 MBS II시기에 들어서는 NDF선물환율이 현물환율을 선도(lead)한다고 볼 수 있다. 또한 영향력의 크기는 NDF선물환시장이 현물시장에 미치는 영향이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 큰 것으로 나타나고 역외선물환율의 만기일이 길수록 현물환율에 미치는 영향은 약화되고 있다.



<표 4-9> 선물시장에서 현물시장으로의 정보전이효과 추정결과

$$r_{s,t} = a_1 + a_s \hat{e}_{f,t-1} + \sum_{k=1}^p a_{11}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^p a_{12}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{s,t}$$

r_s	1주일물		1개월물		3개월물	
	MBS I	MBS II	MBS I	MBS II	MBS I	MBS II
C	-0.00022*** (3.8E-05)	-0.00011*** (3.9E-05)	-0.00022*** (3.7E-05)	-0.00012*** (3.9E-05)	-0.00023*** (3.7E-05)	-0.00013*** (4.0E-05)
$\hat{e}_{f,t-1}$	0.10496* (0.05876)	-0.00421 (0.00959)	0.01428 (0.01526)	-0.00439 (0.01047)	0.00607 (0.00678)	-0.00279 (0.00958)
$r_s(-1)$	-0.15242*** (0.06896)	-0.30628*** (0.04572)	-0.17155*** (0.04431)	-0.25031*** (0.04387)	-0.09959** (0.03980)	-0.18712*** (0.04263)
$r_s(-2)$	-0.18525*** (0.06840)	-0.13303*** (0.04760)	-0.12929*** (0.04531)	-0.05022 (0.04496)	-0.09036** (0.04010)	-0.00931 (0.04230)
$r_s(-3)$	-0.18184*** (0.06625)	-0.14076*** (0.04744)	-0.060126 (0.04564)	-0.10922** (0.04437)	-0.02141 (0.04024)	-0.06758 (0.04238)
$r_s(-4)$	-0.14527*** (0.06014)	-0.09018* (0.04713)	-0.027056 (0.04489)	-0.03819 (0.04439)	0.02182 (0.03994)	-0.00676 (0.04115)
$r_s(-5)$	-0.08438* (0.04944)	0.03304 (0.04407)	-0.004981 (0.04226)	0.05473 (0.04220)	0.02456 (0.03889)	0.06776* (0.03063)
$r_f(-1)$	0.16716*** (0.06460)	0.32365*** (0.04489)	0.259360*** (0.03816)	0.26589*** (0.03782)	0.15488*** (0.02545)	0.16448*** (0.04743)
$r_f(-2)$	0.09678 (0.06512)	0.12041** (0.04720)	0.025966 (0.03981)	0.00299 (0.03939)	-0.02292 (0.02599)	-0.04219 (0.03127)
$r_f(-3)$	0.17594*** (0.06273)	0.17134*** (0.04743)	0.012094 (0.03972)	0.14038*** (0.03926)	-0.01661 (0.02602)	0.08723*** (0.03122)
$r_f(-4)$	0.19596*** (0.05460)	0.13642*** (0.04725)	0.087461** (0.03904)	0.07240* (0.03908)	0.04351* (0.02590)	0.02966 (0.03104)
$r_f(-5)$	0.13273*** (0.04388)	0.13284*** (0.04583)	0.025915 (0.03811)	0.08001** (0.03857)	-0.03906 (0.02557)	0.04979 (0.03081)

(주) 괄호안의 값을 표준오차이며 *, **와 ***은 각각 10%, 5%와 1%에서 유의함을 나타냄.

<표 4-10> 현물시장에서 선물시장으로의 정보전이효과 추정결과

$$r_{f,t} = a_2 + a_f \hat{e}_{f,t-1} + \sum_{k=1}^p a_{21}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^p a_{22}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{f,t}$$

r_f	1주일물		1개월물		3개월물	
	MBS I	MBS II	MBS I	MBS II	MBS I	MBS II
C	-0.00024*** (4.5E-05)	-0.00013*** (3.9E-05)	-0.00018*** (4.3E-05)	-0.00012*** (4.5E-05)	-0.00017** (5.9E-05)	-0.00011** (5.4E-05)
$\hat{e}_{f,t-1}$	-0.20661*** (0.07068)	-0.02037** (0.00980)	-0.04623*** (0.01771)	-0.03061** (0.01217)	-0.02596** (0.01063)	-0.04270*** (0.01322)
$r_f(-1)$	-0.31741*** (0.07771)	-0.03609 (0.04588)	-0.00815 (0.04428)	0.00758 (0.04396)	0.08880** (0.03991)	0.02136 (0.04223)
$r_f(-2)$	-0.37117*** (0.07833)	-0.06323 (0.04824)	-0.09162** (0.04620)	-0.12606*** (0.04579)	-0.09540** (0.04075)	-0.11611*** (0.04304)
$r_f(-3)$	-0.12879* (0.07546)	0.01699 (0.04848)	-0.01179 (0.04609)	-0.01369 (0.04565)	0.02771 (0.04080)	0.06005 (0.04305)
$r_f(-4)$	0.04381 (0.06568)	0.00719 (0.04830)	0.12394*** (0.04743)	0.01549 (0.04543)	0.06894* (0.04061)	0.00052 (0.04279)
$r_f(-5)$	0.08100 (0.05278)	0.02367 (0.04685)	0.00503 (0.04531)	-0.00575 (0.04484)	-0.00372 (0.04009)	0.00676 (0.04249)
$r_s(-1)$	0.29895*** (0.08295)	0.03865 (0.04673)	0.11202** (0.04423)	0.00694 (0.05103)	0.10919* (0.06240)	0.05044 (0.05786)
$r_s(-2)$	0.26240*** (0.08228)	0.02931* (0.04865)	0.05768 (0.05142)	0.09366* (0.05227)	0.01301 (0.06286)	0.09357 (0.05877)
$r_s(-3)$	0.13017 (0.07970)	-0.03405 (0.04849)	0.01244 (0.05297)	-0.04118 (0.05159)	0.01358 (0.06308)	-0.10128* (0.05831)
$r_s(-4)$	-0.02220 (0.07235)	-0.03644 (0.04817)	-0.03973 (0.05209)	-0.01492 (0.05160)	0.05970 (0.06262)	-0.01335 (0.05844)
$r_s(-5)$	-0.03682 (0.05947)	0.05281 (0.04504)	0.04179 (0.04904)	0.08918* (0.04906)	0.00095 (0.06097)	0.09528* (0.05673)

(주) 괄호안의 값을 표준오차이며 *, **와 ***은 각각 10%, 5%와 1%에서 유의함을 나타냄.

제 7 절 변동성 전이효과의 추정결과

본 절에서는 이변량 GARCH모형을 이용하여 위안/달러 현물시장과 역외 NDF시장간의 시간변화에 따른 변동성 전이효과를 분석하였다. <표 4-11>에서는 현물환율과 1주일물, 1개월물, 3개월물 NDF선물환율을 이용하여 식 (3-10)~(3-14)의 변동성 전이효과의 추정결과를 보여주고 있다.

먼저 각 시장에서 발생한 변동성 충격이 가격정보에 전달되는 전이효과는 모수 $b1(4)$ 와 $b2(3)$ 를 통해 파악할 수 있다. $b1(4)$ 는 NDF 선물환시장에서 발생한 변동성 충격이 현물시장의 수익성에 미치는 영향을 추정한 것이고 $b2(3)$ 은 현물시장의 변동성 충격이 NDF 선물환시장의 수익성으로의 정보전이효과를 추정한 것이다. 모든 경우에 $b2(3)$ 가 $b1(4)$ 에 비해 큰 값을 가지는 것을 보면 현물시장에서 발생한 변동성 충격이 역외선물환시장 가격에 미치는 전이효과가 더 크다는 것을 알 수 있다. 모든 경우에 $b1(4)$ 는 유의적이지 않기 때문에 선물시장의 변동성 충격이 현물환율에 미치는 영향은 미미하다고 볼 수 있다. 이는 현물시장의 불확실성이 커지면 선물시장 참가자들은 그 만큼의 리스크 프리미엄을 요구하기 때문으로 볼 수 있다.

두 시장의 변동성간의 전이효과는 $a1(4)$ 와 $a2(4)$ 를 통해 파악할 수 있다. 먼저 역외선물환시장에서 현물시장으로의 변동성 전이효과가 존재하는지를 추정하기 위해 $a1(4)$ 를 살펴보면 MBS II시기에만 만기물에 관계없이 변동성 전이효과가 1%수준에서 유의한 값을 가지는 것을 볼 수 있다. MBS I 시기에는 모두 유의성이 없는 것과 비교하면 최근 들어 중국 위안화 환율결정에 NDF시장의 영향 정도가 커진다고 볼 수 있다. 추정계수의 크기를 보면 만기일이 길어질수록 크기가 작아져 변동성 전이의 정도가 만기에 따라 점차 작아진다는 것을 알 수 있다. 반대로 현물환시장에서 역외선물환시장으로의 변동성 전이효과를 측정하는 모수 $a2(4)$ 는 MBS I시기에서 1주일물과 3개월물 역외선물

환율만 1%수준에서 유의하게 나타나고 있다.

종합해 보면 위안화 NDF 거래가 덜 활성화되었던 MBS I 시기에는 현물환 시장에서의 변동성이 역외선물환시장의 변동성으로 전이되는 양상을 보였으나 최근 들어서는 반대로 NDF 시장의 변동성이 현물시장으로 전이되는 효과가 존재함을 볼 수 있다.

<표 4-11> 현물과 NDF 환율의 변동성 전이효과

구분	1주일물		1개월물		3개월물	
	MBS I	MBS II	MBS I	MBS II	MBS I	MBS II
B1(1)	-7.8E-05*** (2.1E-05)	-7.4E-05** (3.6E-05)	-9.0E-05 (6.6E-05)	-8.1E-05** (3.7E-05)	-7.9E-05*** (1.9E-05)	-7.1E-05* (3.8E-05)
B1(2)	-0.14906*** (0.03032)	-0.17361*** (0.03218)	-0.11586 (0.23252)	-0.15639*** (0.03395)	-0.07882** (0.03427)	-0.14907*** (0.03495)
B1(3)	-75.7282*** (-22.3386)	-53.2249** (20.7290)	-102.518 (1160.19)	-58.2950*** (23.2987)	-110.209*** (23.2554)	-43.7804* (24.6452)
B1(4)	-22.8638 (17.9015)	6.77089 (27.2006)	25.6796 (49.00273)	13.9082 (19.8072)	4.13101 (6.36890)	0.33731 (13.7152)
B2(1)	-0.00012*** (3.2E-05)	-2.5E-05 (3.4E-05)	-0.00013 (0.00016)	-3.6E-05 (3.9E-05)	-0.00016*** (4.1E-05)	-1.5E-05 (4.6E-05)
B2(2)	-0.25712*** (0.02571)	-0.14529 (0.03316)***	-0.13378 (0.13232)	-0.11046*** (0.03812)	0.00907 (0.24147)	-0.06805* (0.03838)
B2(3)	-63.0801** (26.8561)	-72.1157*** (17.5901)	-72.6608 (1615.671)	-86.6157*** (24.3052)	-73.7393** (32.6054)	-92.5629*** (27.6033)

B2(4)	-20.9740 (25.9871)	-1.02372 (29.0673)	7.43454 (175.691)	20.8521 (20.8686)	21.3417 (16.5147)	5.40031 (20.29.7)
A1(1)	1.8E-09 (1.2E-09)	6.6E-08*** (1.5E-08)	5.2E-09 (5.6E-09)	6.7E-08*** (1.7E-08)	2.4E-09 (1.7E-09)	6.3E-08*** (1.6E-08)
A1(2)	0.09174*** (0.01633)	0.12262*** (0.02224)	0.09013*** (0.19446)	0.10932*** (0.02351)	0.10221*** (0.01664)	0.10865*** (0.02361)
A1(3)	0.90401*** (0.01636)	0.73733*** (0.03169)	0.92177*** (0.05837)	0.74699*** (0.03629)	0.90704*** (64.49718)	0.76689*** (0.03536)
A1(4)	0.00650 (0.00508)	0.10321*** (0.02397)	-0.00951 (0.00804)	0.07669*** (0.01912)	-0.00136 (0.00169)	0.04469*** (0.01163)
A2(1)	1.1E-08*** (3.2E-09)	2.6E-08*** (1.1E-08)	-3.4E-09 (2.1E-07)	4.0E-08*** (1.5E-08)	2.5E-08*** (1.2E-08)	2.6E-08* (1.5E-08)
A2(2)	0.07627*** (0.01114)	0.12895*** (0.02231)	0.00320 (0.08932)	0.12243*** (0.01909)	0.12912*** (0.01802)	0.11107*** (0.01686)
A2(3)	0.89599*** (0.01167)	0.84710*** (0.02377)	0.99592*** (0.30972)	0.85363*** (0.02342)	0.831196*** (0.02245)	0.87815*** (0.01896)
A2(4)	0.02808*** (0.00927)	0.00765 (0.00992)	0.00945 (1.13110)	0.00361 (0.01359)	0.06447*** (0.01839)	0.01343 (0.01801)
ρ	0.65226*** (0.01993)	0.60385*** (0.02173)	0.53388*** (0.15280)	0.56155*** (0.02382)	0.41306*** (0.03084)	0.52558*** (0.02638)

(주) 괄호안의 값을 표준오차이며 *, **와 ***은 각각 10%, 5%와 1%에서 유의함을 나타냄.

제 5 장 결론

제 1 절 연구의 요약 및 결론

본 연구에서는 2005년 7월 22일부터 2013년 8월 21일까지의 기간 중 복수통화바스켓제도 기간을 대상으로 현물시장과 역외선물환시장간의 관계에 대해 연구하였다. 자료는 위안/달러 현물환율과 1주일물, 1개월물, 3개월물 역외선물환율을 이용하였다. 분석방법으로는 현물시장과 선물환시장 사이의 장기적인 균형관계의 성립은 공적분검정을 사용하였으며, 선물환시장의 불편선물환가설은 수준변수모형과 변화율모형을 사용하였다. 리스크 프리미엄의 존재 여부에 관한 내용은 GARCH-M모형을 사용하여 분석하였으며 두 시장간의 선도-지연관계는 오차수정모형을 사용하여 검증하였다. 마지막으로 두 시장간의 변동성전이효과는 이변량 GARCH모형으로 추정한 조건부 변동성을 이용하여 분석하였다.

연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫 번째, 변수들에 대해 로그값을 취한 후 ADF방법으로 단위근 존재여부를 검정한 결과 모든 변수들이 단위근을 갖고 있어 불안정한 시계열인 것으로 나타났다. 그렇지만 1차 차분할 경우 모든 변수가 안정적인 시계열 자료로 변환됨을 알 수 있었다.

두 번째, 현물환율과 역외선물환율간에 공적분 검정을 실행한 결과 복수통화바스켓제도 시기동안 두 시장 간에 장기적 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 일반적으로 알려져 있는 결과와 같이 위안화 시장에서도 현물환율과 선물환율은 장기적으로 밀접하게 움직임을 알 수 있다.

세 번째, 선물환시장의 효율성모형은 수준변수모형과 변화율모형 2가지로 추정하였는데 결과는 수준변수모형과 변화율모형에서 모두 불편선물환가설이

기각되는 것으로 나타났다. 불편선물환 가설이 기각되는 것은 외환시장 자료를 이용한 연구에서 대부분 공통적으로 발견되는 결과로 유의적인 크기의 리스크 프리미엄이 존재하기 때문으로 알려져 있다.

네 번째, GARCH-M 모형을 통하여 리스크 프리미엄에 대해 분석한 결과 만기나 시기에 관계없이 모든 경우에 시간가변적 리스크프리미엄이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 불편선물환가설의 기각 이유가 리스크 프리미엄의 존재 때문이라는 것을 확인한 것이며 리스크 프리미엄의 변동성이 매우 클 것이라는 Fama(1984)의 결과와도 일맥상통하는 것으로 볼 수 있다.

다섯 번째, 오차수정모형을 통하여 시장간의 정보전이 효과를 분석한 결과 MBS I 시기에는 두 시장간의 선도-지연관계가 존재하기 보다는 상호 동조화되어 시장정보가 양방향으로 영향을 미치는 것으로 나타나지만 MBS II 시기에는 NDF선물환율이 현물환율을 선도(lead)하고 있다. 이는 최근 들어 NDF 시장의 거래가 매우 활발해지고 있고 중국내에서 거래되는 현물시장보다 홍콩이나 싱가포르 등 국제시장에 미래 환율변화에 관한 정보가 더 많이 유입되고 반영되기 때문으로 볼 수 있다. 이러한 NDF 시장의 가격결정이 시간이 지나면서 중국내 현물시장에 반영되는 것으로 보인다. 선물 만기에 따라서는 만기가 짧은 1주일물에서 역외선물환율이 현물환율에 대해 예측력을 갖는 것으로 나타났다. 일별자료를 이용하여 분석하고 있기 때문에 단기 선물이 더 큰 예측력을 갖는 것은 당연한 것이라 할 수 있다.

마지막으로, 두 시장간의 변동성 전이효과 결과를 종합해 보면 MBS II시기에서는 만기물에 관계없이 NDF 시장으로부터 현물시장으로의 변동성 전이효과가 존재한다고 볼 수 있고 만기일이 길수록 변동성 전이의 정도가 점차 작아진다는 것을 알 수 있다. MBS I시기에는 반대로 현물환시장에서 역외선물환시장으로의 변동성 전이효과가 나타나고 있었다. 이는 NDF 거래가 덜 활성화되었던 MBS I 시기에는 현물환시장에서 역외선물환시장으로의 변동성이 전이되는 양상을 보였으나 최근 들어서는 반대로 NDF 시장에서 현물시장으

로의 전이효과가 존재한다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 오차수정모형의 결과와 일맥상통하는 것으로 위안화에 대한 NDF 시장이 중요해지면서 거래가 자유로운 NDF 시장에 더 많은 정보가 유입되고 그에 따라 변하는 변동성 충격이 국내 현물시장으로 전달되는 것으로 볼 수 있다.

제 2 절 연구의 의의 및 시사점

중국이 현재 시행하고 있는 복수통화바스켓 환율제도는 달러, 유로, 엔화, 그리고 원화를 주로 참고하고 있고 각 통화별 비중은 수출입뿐만 아니라 FDI, 외채 등을 기준으로 결정된다. 시장 수요와 공급 상황에 따라서 통제가 가능한 일종의 관리변동환율제도이다. 이 제도는 위안화 환율을 합리적인 균형점에서 안정적으로 유지하는 것을 목표로 하고 있으며 현재 완전한 시장경제가 아닌 중국식 사회주의 시장경제의 요구에 어느 정도 부합하는 제도라 할 수 있다.

본 연구는 여러 방법을 통하여 현물시장과 역외선물환시장 간의 높은 연계성을 확인하였다. 특히 두 시장 간의 정보흐름과 변동성 전이에 대해 분석하였다. 이러한 정보전이에 대한 분석은 중국 정부가 환율의 안정을 통하여 기업의 환리스크는 줄이면서 외환시장을 서서히 자율화하는 과정에 도움을 줄 수 있을 것이라 생각한다. 특히 환율변동폭을 넓히거나 자유화할 때 중국 경제에 대한 충격을 최소화하기 위해 NDF 시장의 정보를 어떻게 활용해야 하는지에 대한 시사점이 있을 것이라 생각한다.

제 3 절 연구의 한계 및 향후 연구방향

본 연구의 한계점과 향후 연구 방향을 제시하면 다음과 같다.

중국 환율에 관한 자료는 접근과 수집에 제약이 있기 때문에 강건한 (robust) 검증에는 다소 무리가 있을 것이다. 또한 실증분석에 사용된 금융자료들은 정규성과 다소 괴리가 있으나 변화율 GARCH 모형들은 정규분포를 가정하여 추정하였으므로 추정결과에 오차가 존재할 가능성이 있을 것이다.

또한 리스크 프리미엄은 사전에 관찰되지 않는 변수이지만 옵션 등 리스크 헤지에 사용되는 다양한 파생상품이 존재하는 경우 더 좋은 추정치를 구할 수 있다. 이러한 연구는 중국 위안화 관련 파생상품 거래가 충분히 활성화된 이후에나 가능할 것으로 보이며 향후 이들을 이용한 후속 연구가 필요하다고 생각된다.

다음으로는 위안/달러 NDF시장에 대한 미시적 관점에서의 연구가 필요한 것으로 생각된다. 시장의 구조나 시장 참가자의 속성 등을 파악하는 경우 더 유용한 정보를 도출해 낼 수 있을 것으로 생각된다. 마지막으로 위안/달러 NDF시장 이외에 아시아 주요국가 통화의 대달러 NDF시장에 대해서도 비교 분석할 필요성이 있는 것으로 생각된다.

<국 문 초 록>

1997년 아시아 금융위기 이후 중국에서도 외환거래에 대한 자유화가 서서히 확대되어 왔다. 자유화과정의 일환으로 국내 외국환은행들과 비거주자간의 NDF거래가 허용되었다. 그 후 위안화에 대한 NDF거래는 꾸준히 증가하였고 거래규모가 커지면서 중국내 위안/달러 현물환시장에 미치는 영향력과 중국경제에 대한 중요성도 더욱 커지고 있다. NDF시장이 중요해지면서 중국내 현물시장과의 관계에 대한 관심도 높아지고 있다.

본 연구에서는 위안-달러 현물시장과 역외선물환(NDF) 시장간의 관계에 대해 실증분석을 통하여 살펴보았다. 실증분석은 1차 복수통화바스켓제도시기인 2005년 7월 22일부터 2008년 6월 30일까지의 시기(MBS I)와 2차 복수통화바스켓제도 시기인 2010년 6월 19일 이후 2013년 8월 31일까지의 시기(MBS II)를 대상으로 하였다. 두 시기에 대해 위안/달러 현물환율과 역외선물환율간의 불편선물환가설의 성립여부를 살펴보고 기존 선물환시장의 효율성 연구에 추가해 리스크 프리미엄의 존재여부를 검정하였다. 또한 두 시장 간에 선도-지연관계의 존재여부를 살펴보고 시간에 따른 변동성 전이효과에 대한 분석도 실시하였다.

실증분석 결과 위안/달러 현물시장과 NDF시장간의 시장효율성가설은 기각되었으며 기각의 주요 원인으로 시간가변적 리스크프리미엄이 존재한다는 것을 확인하였다. 또한 시장간의 정보전이 효과를 분석한 결과 MBS I 시기에는 두 시장간의 선도-지연관계가 존재하기 보다는 상호 동조화되어 시장정보가 양방향으로 영향을 미치는 것으로 나타나지만 MBS II 시기에는 NDF선물환율이 현물환율을 선도(lead)하는 것으로 나타났다. 선물 만기에 따라서는 만기가 짧은 1주일물에서 역외선물환율이 현물환율에 대해 강한 예측력을 갖는 것으로 나타났다. 마지막으로, 두 시장간의 변동성 정보전이효과는 NDF 거래가

덜 활성화되었던 MBS I 시기에는 현물환시장에서 역외선물환시장으로 변동성이 전이되는 양상을 보였으나 최근 들어서는 반대로 NDF 시장에서 현물시장으로의 전이효과가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다.

향후 외환시장간 연관성을 보다 면밀하게 조사하기 위해서는 시간가변적 리스크 프리미엄에 영향을 주는 관련변수에 대한 후속 연구가 필요할 것으로 생각된다. 두 시장의 세밀한 흐름을 이해하기 위해서는 위안/달러 현물시장이나 NDF시장에 대한 미시적 관점에서의 분석도 필요할 것으로 보인다. 또한 위안화 이외에 아시아 주요국가 통화의 대달러 NDF시장과의 비교분석도 위안화 시장을 이해하는데 도움이 될 것이라 생각된다.



<참 고 문 헌>

1. 국내 문헌

- 강찬일(2005), “선물환시장의 효율성에 관한 연구: 역내선물환시장과 역외NDF 시장의 비교” 무역학 석사학위논문, 한양대학교.
- 김건우·이재남(2000), “한국선도환 시장의 효율성 검증”, 재무연구, 제13권 제1호, pp. 187-214.
- 김동석·김솔(2000), “주가지수 선물, 옥션시장과 주가지수의 가격발견기능”, 선물연구, 제7권, pp. 87-115.
- 김석태·이정준(2003), “역외 NDF시장과 원/달러 현물 시장간의 시장정보 전이효과에 대한 연구”, 무역학회지, 제28권 5호, pp. 185-214.
- 김인준·이영섭(2013), 「국제금융론」 율곡출판사.
- 김형기(2005), “통화선물시장에서의 변동성, 거래량 및 차익거래기회의 상호관계에 대한 실증분석”, 금융공학 석사학위논문, 한국과학기술원.
- 박진우(2001), “역외 현물환 및 NDF시장과 주식시장간의 가격 및 변동성 전이효과에 관한 연구”, 한국증권학회지, 제26권, pp. 273-293.
- 박진제(2003), “원/달러 선물환시장의 불편선물환가설 및 위험프리미엄에 관한 실증분석”, 금융공학 석사학위논문, 한국과학기술원.
- 백남수(2003), “원/달러 현물과 NDF간 정보전달과 사후적 차익거래 수익성에 대한 실증연구”, 금융공학 석사학위논문, 한국과학기술원.
- 소우흔(邵宇昕)(2010), “중국 위안화의 균형환율에 관한 실증연구”, 국제통상물류학 석사학위논문, 부경대학교.
- 설성군(薛星群)(2013), “통화선물환시장과 현물시장 간의 가격발견기능과 전이효과에 관한 연구”, 경제학 석사학위논문, 창원대학교.

- 성범용·김응래(1999), “역외선물환 시장의 효율성에 관한 연구”, 무역학회지, 제24권 1호, pp. 63-83.
- 양진일(2001), “NDF환율과 현물환율과의 실증분석: 외환시장 효율성을 중심으로”, 경제학 석사학위논문, 성균관대학교.
- 우영진(2002), “한국 통화선물시장과 통화현물시장의 관계에 대한 실증연구”, 금융공학 석사학위논문, 한국과학기술원.
- 유석중(2002), “역외NDF시장과 역내선물환시장의 효율성 비교 연구”, 경제학 석사학위논문, 연세대학교.
- 유태우·한기수(2002), “원/달러 환율에 대한 불편선물환 가설 검증: 외환위기 전후비교”, 재무연구, 제15권 제1호, pp. 151-188.
- 이근영(1998), “우리나라 선물환 시장의 효율성에 관한 실증적 연구”, 경제학 연구 제46집 3호, pp. 95-118.
- 이병하(2005), “역외선물환 시장의 효율성 검증 및 리스크 프리미엄에 관한 실증연구”, 금융공학석사학위논문, 한국과학기술원.
- 이정준(2002), “역외NDF시장과 국내 원/달러 현물시장간의 정보전이효과에 관한 실증분석”, 무역학 석사학위논문, 동국대학교.
- 이재하·임상규(2000), “원/달러 역내현물시장과 역외 NDF시장간의 인과관계”, 재무연구, 제17권 2호, pp. 211-227.
- 정치화(1988), “원/달러 선물환시장의 위험프리미엄에 관한 연구”, 재무연구, 제15호, pp.51-74.
- 조성일·김승근(2005), “역외 원/달러 차액결제 선물환 시장의 불편성과 효율성”, 산업경제연구, 제18권 5호, 2005년 10월, pp. 2259-2279.
- 진현정(2008), “외환시장의 리스크 프리미엄 추정”, 무역학 석사학위논문, 한양대학교.
- 한상주(2010), “원/달러 NDF환율의 변동이 현물환율에 미치는 영향”, 국제통상학 석사학위논문, 국민대학교.

홍성희 · 옥진호 · 이용재(1998), “주가지수 선물, 주가지수 옵션, 주식시장의 상호작용에 대한 재조명”, 한국파생상품학회 추계학술대회 자료집.

2. 해외 문헌

- Bilson, John F. O.(1981), "The Speculative Efficiency Hypothesis", *Journal of Business*, Vol. 54, No 3, pp. 55-65.
- Chatrath A., Ramchander, S. and Song, F.(1996), "The Role of Futures Trading in Exchange Rate Volatility" *The Journal of Futures Markets*, Vol. 16, pp. 561-584.
- Clifton E.V.(1985), "The Currency Futures Market and Interbank Foreign Exchange Trading", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 5,
- Cornell, B.(1977), "Spot rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 55-65.
- Fama, Eugene F.(1984), "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 13, pp.319-338.
- Frankel, J. A.(1980), "Test of rational expectations in the forward exchange market", *Southern Economic Journal*, Vol. 46, pp.1083-1101.
- Hansen, Lars P. and Robert J. Hodrick,(1980), "Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates", *Journal of Political Economy*, Vol. 88, pp.829-853.
- Tronzano, M.(1992), "Efficiency in German and Japanese Foreign Exchange Markets: Evidence from Cointegration Techniques", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 128, pp.376-391.
- Yoo, B., Donthu, N., and Lee, S.(2000), "An examination of selected

marketing mix elements and brand equity,” *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 28, pp.195-211.

代幼渝·杨莹(2007),“人民币境外NDF汇率,境内远期汇率与即期汇率的关系的实证研究”,「国际金融研究」,2007年 第10期, pp. 79-89.

黄学军·吴冲锋(2006),“离岸人民币非交割远期与境内即期汇率价格的互动:改革前后”,「金融研究」,2006年 第11期, pp. 89-99.

黄勇·文兰娇(2011),“境内人民币远期与NDF汇率关系”,「广东金融学院学报」,2011年 第26卷 第3期, pp. 58-65.

戎如香(2008),“人民币汇率定价权问题研究:基于NDF与即期汇率的实证检验”,「上海金融」,2008年 第12期, pp. 69-73.

奚君羊·张小燕(2008),“人民币即期汇率与无本金交割远期汇率的关联性分析”,「上海经济研究」,2011年 第3期, pp. 34-38.

杨意(2008),“基于人民币NDF汇率与境内即期汇率的实证研究”,「华北金融」,2008年 第7期, pp. 3-6.