

Dollar Index와 아시아 NDF (역외 차액결제선물환) 간의 시간가변 상관관계에 관한 연구

윤병조*

| 목 차 |

- | | |
|------------|------------|
| I. 서론 | IV. 실증분석 |
| II. 선행연구 | V. 요약 및 결론 |
| III. 연구방법론 | |

| 논문요약 |

본 연구에서는 Dollar Index와 아시아 주요 NDF(Non Deliverable Forward, 역외선물환) 환율 간의 동조화를 실증분석하였다. 이를 위해 시간가변 상관계수를 추정할 수 있는 DCC(Dynamic Conditional Correlation)-GARCH(1,1)-GJR 모형을 도입하였고, 동시에 모형의 장점을 활용해 비대칭성의 존재 여부도 검증하였다. 분석대상인 아시아 국가는 NDF 거래가 활발하게 이루어지고 있는 한국, 중국, 인도, 인도네시아, 말레이시아, 대만, 필리핀 7개국이며, 실증분석기간은 2005년 11월 3일부터 2015년 6월 18일까지이다. 특히 본 연구에서는 미국의 양적완화 정책이 달러화 가치 변동에 큰 영향을 미친 점을 고려해 표본기간을 정책시행 이전과 시행기간으로 구분하여 분석하였다.

본 연구에서 제시하는 표본기간 동안의 실증분석결과를 통해 양적완화 시행기간의 상관계수 평균이 이전기간에 비해 모두 상승했고, 해당국가의 경제여건에 따라 국가별로 그리고 기간별로 상이한 모습들을 확인하였다.

달러화의 가치를 측정하는 Dollar Index와 환율의 미래 움직임의 예상이 반영된 NDF 환율 간의 시간가변 상관계수를 파악하려는 본 연구를 통해 다

* 사이버한국외국어대학교 금융회계학부 조교수.

양한 정보의 복합적인 작용으로 나타나는 상관관계를 시간변화에 따라 확인할 수 있었으며, 포트폴리오 투자자와 글로벌 기업, 금융기관들에게 새로운 이슈를 제시할 것으로 기대한다.

- 주제어: 달러지수, 차액결제선물환, 동태적 조건부 상관관계, 시간가변 상관관계, 비대칭성

I. 서론

최근 아시아의 주요 국가들이 기준금리를 인하하면서 환율전쟁에 대한 우려감이 고조되고 있다. 이는 달러화에 대한 자국통화의 가치변동이 국가간 수출경쟁력에 영향을 미치고, 자본시장의 유동성이 해외자본의 흐름과 무관하지 않기 때문이다. 특히 기준금리가 0%대에 가까운 미국과 EU는 자국통화의 가치하락을 유도하기 위해 양적완화(Quantitative Easing, 이하 QE) 정책으로 경제 활성화를 유도하고 있다. 하지만 그 과정에서 투기성 국제자본이 신흥국의 한 축을 담당하는 아시아 자본시장으로 유입되면서 외환시장의 불확실성이 높아지고 있다. 따라서 글로벌 자본시장에서 차지하는 위상이 점차 높아지고 있고, 정부의 엄격한 규제와 통제에서 벗어나 점차 시장지향적인 방향으로 변화해 가는 아시아 외환시장에 대한 새로운 시각의 접근이 필요한 시점이다. 과거 아시아의 주요 국가들은 외환시장의 안정이라는 명목으로 해외자본의 흐름을 규제하고 시장참가자들의 포지션 규모를 일정부분 제한해 왔다. 이러한 통제중심의 외환관리정책으로 환위험에 노출된 기업과 투자자에게 위험을 헤지하기 위한 수단은 절대적으로 부족했고, 대안으로 파생상품인 역외(offshore) 차액결제선물환(Non-Deliverable Fowards, 이하 NDF)이 등장하였다.

NDF는 전형적인 선물환과 유사하지만 만기에 물리적 교환이 이루어지지 않으며, 국제금융시장에서 달러화로 결제된다는 점에서 차이가 있다. 또한 NDF는 법적으로 역외에서 이루어지는 거래이기 때문에 국내 거래

과정에서 규제를 받는 시장참가자에게 매우 유용한 장외 파생상품이다. 특히 NDF는 아시아 지역에서 활발하게 거래되고 있는데, 이는 아시아 정부의 폐쇄적인 외환관리정책과 궤를 같이한다. 투자자들이 아시아 지역의 통화포지션에 따른 환위험에 노출되어 있을 경우 규제범위 내에서 사용할 수 있는 헤지수단이 부족하기 때문에 NDF는 최적의 대안이 될 수 있기 때문이다. 또한 NDF는 역내(onshore) 자본시장에 대한 투자자의 보유포지션과 무관하게 편리하면서도 효과적인 수단이 될 수 있다. 최근에는 글로벌 시장에서 현지통화로 채권을 발행하는 사례가 증가하면서 아시아 NDF의 거래량은 지속적으로 상승하는 추세이며, 전체 NDF 거래에서 아시아 지역이 차지하는 비중은 50%¹⁾를 상회하고 있다.

아시아 NDF 시장은 1995년부터 국제투자자의 환위험 헤지와 투기거래의 목적으로 홍콩과 싱가포르에서 형성되었으며, 우리나라에 알려지기 시작한 시기는 1997년 말 아시아 외환위기가 시작될 즈음이었다. 당시 NDF 환율은 현물환율보다 상당히 높은 수준에서 거래되고 있었고, 이후 우리나라의 현물환율도 급등하면서 외환보유고의 고갈이 발생했으며, 최종적으로 아시아 외환위기의 풍랑 속에서 우리나라도 IMF 구제금융을 요청한 시기였다. 이러한 사건으로 외환시장에서는 NDF 환율이 우리나라의 외환위기 상황을 좀 더 정확히 예측했고 현물환율에도 영향을 주었다는 공감대가 형성되었다. 이를 검증한 선행연구²⁾에서도 NDF 환율이 현물환율을 선도(lead)하고 있는 것으로 나타났으며, 충격반응(Impulse Response) 분석결과에서도 우리나라의 현물환율이 NDF 환율의 충격에 민감하게 반응하는 것으로 밝혀져 현물환율의 선행지표로서 NDF의 입지는 더욱 공고해졌다. 글로벌 금융시스템은 가속화, 역동적으로 변모하고 있으며, 이를 반영한 아시아 경제권의 통화시장에서 NDF의 비중 또한 증가하고 있다. 그 대상은 중국의 위안화, 인도네시아의 루피아화, 말레이시아 링깃화, 한국 원화, 필리핀 페소화, 인도 루피아화이며, 아시아 지역에서 이들 통화

1) Reberta, M., Chang, S. & Guonan Ma.(2014, 76-77)는 NDF 거래에서 아시아 지역의 비중이 지속적으로 증가하고 있다는 조사결과를 BIS(국제결제은행)를 통해 발표하였다.

2) 양근일(2002, 49-51)은 충격반응분석을 통해 NDF 환율이 현물환율 충격에 반응하는 것보다 현물환율이 NDF 환율 충격에 보다 민감하게 반응한다는 사실을 발견하였다.

대한 NDF 성장은 금융혁신의 대표적인 사례로 꼽히고 있다. 즉, 해외투자자에 대한 역내 통화시장의 접근을 규제하는 국가에서 투기거래와 환위험을 헤지하기 위한 수단으로 NDF가 유용하며, 외환시장의 규제완화와 변동성이 증가하는 최근의 상황을 고려할 때 시장의 확대는 불가피하다.

한편 Dollar Index는 달러화의 가치를 측정하는 글로벌 지표로 6개국의 통화인 유로화, 영국의 파운드화, 일본의 엔화, 캐나다의 캐나다달러화, 스위스의 프랑화, 스웨덴의 크로나화에 비해서 미국의 달러화가 얼마나 강세(strong dollar)인지를 수치화한 것이다. 2014년 10월 미국의 양적완화(QE) 종료를 앞둔 시점에서 한때 기술적 조정으로 인해 Dollar Index의 상승세가 다소 둔화되기는 했지만, 글로벌 외환시장에서 달러화의 강세 분위기는 지속될 것으로 경제전문가들은 전망하고 있다. 최근 파생상품 시장에서 달러선물에 대한 순매수가 최고치를 기록한 사실은 이를 뒷받침한다. 다만, 시장의 강세 기대에도 불구하고 일각에서 주장하는 Super Dollar시대의 도래는 불확실한 상황이며, 글로벌 경기회복이 예상보다 더딘 상황에서 미국의 정책담당자들은 달러화 가치에 영향을 미칠 금리인상에 신중해 하고 있다. 이러한 이유로 글로벌 외환시장에서는 환율전쟁이라는 자극적 용어가 언론을 통해 등장하고 있으며, 새로운 형태의 환율갈등이 이슈로 부상하고 있다. 과거의 환율갈등은 달러화가 약세를 보인 시기에 자국의 통화가치 강세를 억제하려는 경쟁적 조치로 나타난 보편적 현상이었지만, 최근의 환율갈등은 미국을 제외한 일부 국가들이 경쟁적으로 양적완화 정책을 시행하면서 달러강세 효과가 더욱 강화되고, 이런 이유로 글로벌 환율갈등의 재점화 조짐이 나타나기 때문이다. 향후 달러화의 강세는 자국통화의 약세라는 관점에서 많은 국가들이 원하는 시나리오지만 이 과정에서 여러 통화가 동시에 약세로 전환될 경우 처음 기대한 효과가 반감될 수 있기 때문에 자국의 건조한 경제회복을 위해서는 추가적인 정책처방이 필요하다. 이에 글로벌 금융위기 이후 주요 국가들은 비전통적 완화조치인 양적완화를 통해 달러화 대비 자국통화의 약세 폭을 경쟁국들의 약세 폭보다 더 크게 유도하고 있고, 상대적으로 양적완화를 시행하지 않은 국가들은 상대적으로 불안심리를 느끼고 있다.

본 연구에서는 달러화의 가치를 나타내는 Dollar Index와 아시아 외환

시장의 미래 기대치를 반영하고 있는 NDF 환율간 동조화(comovement)를 분석하여 두 지표가 함께 움직이는 정도 역시 시기별로 차이가 있을 것이라는 가능성을 검증하고자 한다. 즉, 달러화 가치의 상승은 상대적으로 아시아 국가의 통화가치를 하락시켜 환율상승을 견인하고, 반대의 경우 동일한 흐름으로 환율을 하락시킨다는 점에서 Dollar Index와 현물환율의 선행정보가 담긴 NDF 환율 간의 동조화를 분석한다는 것이 실무적으로 중요하며, 이때 동조화 정도는 재무계량 방법론인 시간가변적 상관관계(time-varying correlation)로 측정할 수 있기 때문이다. 예컨대 달러화 가치의 변동으로 아시아 국가의 환율이 얼마나 상승 또는 하락할 것이고, 동일한 아시아 지역에서도 국가마다 차이가 있는지를 파악할 수 있다는 측면에서 두 변수 간 상관관계 분석의 동기를 찾을 수 있다. 또한 이러한 시도는 아시아의 많은 국가들이 수출의존형 경제구조를 가지고 있다는 점에서 아시아 외환시장의 특성을 점검할 수 있는 기회가 될 것이다. 특히 본 연구에서는 미국의 양적완화 이전과 시행기간을 비교해 시간가변 상관계수를 추정하고자 한다. 한편 양적완화는 중앙은행이 발권력을 동원해 화폐를 발행하고, 국·공채나 MBS(주택저당증권) 등의 자산을 매입하는 방식으로 금융시장에 유동성을 공급하는 통화정책이다. 보통 기준금리 수준이 너무 낮아 금리 인하를 통한 경기부양 효과를 기대할 수 없을 때 활용되는데, 외환이론에 따르면 양적완화로 시장에서 유동성이 풍부해지면, 달러화의 가치는 하락하고, 유동성의 일부는 아시아 시장으로 유입되기 때문에 아시아 주요국가의 통화가치는 상승하게 된다. 2008년 글로벌 금융위기로 심각한 경제타격을 입은 미국은 중앙은행격인 연방준비제도(Fed)가 0% 수준의 기준금리를 고려해 시장의 채권매입을 통한 양적완화를 개시하였으며, 시행시기는 2009년 3월부터 2014년 10월까지 총 3차례에 걸쳐 6년간 시행하였다.³⁾ 본 연구에서는 미국의 양적완화 정책이 달러화 가치 변동에 영향을 미친 점을 고려해 표본기간을 정책시행 이전과 시행기간으로 구분⁴⁾하였다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 선

3) 2009년 3월은 1차 양적완화 단계로 1조 7500달러 규모의 미국 국채와 MBS(모기지담보증권)을 매입했고, 3차 양적완화 단계에는 매달 450억 달러의 국채와 400억 달러의 MBS를 매입하면서 2014년 10월 종료하였다.

4) 엄밀히 양적완화의 시행기간을 1차(2009년 3월-2010년 3월), 2차(2010년 11월

행연구를 살펴보고, 제3장에서는 검증방법론인 DCC-GARCH-GJR 모형을 제시하며, 제4장에서는 실증분석결과를, 그리고 요약 및 결론은 제5장에서 논의한다.

II. 선행연구

우선 Dollar Index를 활용한 연구로서 Nieh & Lee(2001, 477-490)는 G7 국가를 대상으로 환율과 주가지수 간의 관계를 VECM(Vector Error Correction Model)을 이용해 분석했는데, 미국의 경우 환율의 대용치(proxy)로 사용한 Dollar Index가 다우존스지수에 미치는 유의한 영향을 발견하지 못했다. Khashanah & Miao(2011, 321-339)는 경기흐름에 따라 Dollar Index와 재정증권인 T-bill과의 연관성이 어떻게 변하는지를 분석했는데, 분석결과 경기호황 국면에서는 Dollar Index가 영향을 미치지만 반대로 경기침체 국면에서는 서로 아무런 연관성이 없는 것으로 나타났다.

다음으로 NDF와 관련된 연구로서 Roberta(2008, 635-648)는 중국의 무역상대국인 아시아 태평양 7개국과 NDF 변동성 파급효과를 동적 상관구조를 고려한 다변량 GARCH 모형으로 분석하였다. 실증분석결과 중국의 NDF 시장이 아시아 통화와 동조화하면서도 시장의 선도적 역할을 하는 것으로 나타났다. 특히 공통적인 움직임의 정도를 결정하는 적절한 잠재적 요인(latent factor)이 무엇인지를 파악하였고, 변동성 흐름에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로 실질적인 재무적 통합강도를 제시하였다. 최근의 연구로 Robert(2014, 75-88)는 글로벌 금융위기를 전·후로 9개 국가의 통화를 대상으로 상호작용의 방향을 분석했다. 2005년부터 2013년까지의 기간 동안 Granger Causality 분석을 통해 대부분의 통화에서 2가지 방향의

-2011년 6월), 3차(2012년 9월-2014년 10월)로 구분했을 때 각 시행기간이 불연속(discontinuity)하지만, 종료 후에도 일정기간 정책효과가 지속된다는 선행연구와 일관되게 2009년 3월부터 2014년 10월까지의 기간으로 설정하여 분석하였다. 이러한 이유와 함께 표본수의 부족(1년 이내)으로 모형의 추정이 불완전하기 때문에 양적완화 종료 이후 기간에 대해서는 분석을 제외하였다.

인과성을 발견했다. 말레이시아를 제외하고는 NDF가 역내 선물환에 영향을 미치지만, 선물환이 NDF를 선도하는 경우는 발견하지 못했다. 또한 두 개의 하위기간을 대상으로 한 추가분석에서는 시장이 과열됐을 때 NDF의 영향이 더욱 증가하는 것으로 나타났는데, 대표적으로 글로벌 금융위기 기간 동안 NDF 시장이 역내 선물환시장을 선도하는 경향이 강했다. 그리고 Bekiros(2014, 1-13)는 미국의 서브프라임 모기지(subprime mortgage)의 부실로 촉발된 금융위기가 아시아와 유럽경제에 어떻게 전이됐는지를 통화와 주식시장을 대상으로 분석하였다. 지리적 조합과 체계적 특성에 근거한 Granger Causality 분석을 통해 선형과 비선형 의존성을 발견했는데, 특히 VAR(Vector Autoregression) 모형과 VECM의 활용 그리고 자료의 조건부 이분산성에 대한 통제 후에 단계적인 다변량 필터링 접근법을 실행하였다. 그 결과 다변량 모형인 GARCH-BEKK, CCC(Constant Conditional Correlation)-GARCH, DCC-GARCH 모형을 적용한 이후에도 유의적인 비선형 인과관계의 지속성을 발견했으며, 동시에 변동성 효과가 부분적으로 비선형 인과관계에서 유도된다는 사실을 밝혀냈다.

한편 Dollar Index와 NDF 환율 간의 상호관계를 분석한 국내의 연구는 전무한 상황이며, 최근 Dollar Index와 현물환율 간의 연관성을 분석한 김연준(2014, 5-22)의 연구에 따르면, 12개의 신흥국(동남아시아와 남미국가) 시장을 대상으로 1년이라는 기간 동안 Granger Causality 기법을 통해 브라질, 칠레와 같은 신흥국 환율이 Dollar Index 변동에 영향을 받는다고 주장하였다. 따라서 본 연구에서는 환율의 미래 전망치가 반영된 NDF를 한국을 포함한 아시아 7개 국가를 대상으로 Dollar Index와의 동조화를 검증하고자 하며, 이를 위해 시간가변적 상관계수를 추정할 수 있는 DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형을 활용하고자 한다. 특히 표본기간에 달러화 가치에 큰 영향을 미친 미국의 양적완화 정책을 고려해 분석기간을 시행 이전과 시행기간으로 비교해 추가 분석하고자 한다.

Ⅲ. 연구방법론

1. DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형

본 연구에서는 Dollar Index와 아시아 7개국 NDF 환율 간의 시간가변적 상관관계를 추정하기 위해 Dynamic Conditional Correlation(동태적 조건부 상관관계, 이하 DCC)-GARCH(1,1) 모형을 비대칭성의 판별까지 가능한 GJR(Glosten, Jagannathan and Runkle, 이하 GJR)로 확장하였다. 조건부 상관관계를 고려하려는 움직임은 Bollerslev(1990, 498-505)가 전통적인 다변량 GARCH 모형의 단점을 보완한 CCC(Constant Conditional Correlation) 모형에서 시작되었다.

다만 조건부 공분산이 조건부 분산에 비례한다는 가정으로 파라미터의 수를 줄이려고 했지만 일정한 상관관계만을 추정한다는 점에서 한계를 가지고 있었다. 즉, 많은 선행연구들을 통해 밝혀졌듯이 주식이나 환율과 같은 금융시계열의 특성을 모형화하기 위해서는 시간가변적 상관관계의 도입이 필수적이기 때문이다.

먼저, 전통적인 CCC-GARCH 모형의 조건부 공분산(H_t)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_t = D_t R D_t \quad (1)$$

$$D_t = \text{diag} \sqrt{h_{i,t}} \quad (2)$$

여기서 R 은 조건부 상관관계의 행렬을 의미하고, 식(3)의 형태로 변환할 수 있다.

$$E_{t-1}(\epsilon_t \epsilon_t') = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} = R \quad (3)$$

$$\epsilon_t = D_t^{-1} r_t \quad (4)$$

R 의 추정을 좀 더 쉽게 하기 위해서 표준화된 잔차의 비조건부 상관관

계 행렬로 설정할 수 있으며, 본 연구에서 제안하는 DCC-GARCH(1,1) 모형은 식(1)에서 R 이 시간가변성을 고려한다는 차이점만 존재한다. 또한 R 의 모수 추정에는 조건부 분산이 1이라는 점을 제외하고는 H 와 동일한 제약을 갖는다. Kroner & Ng(1998, 817-844)은 여기서 논의된 계산적 한계점을 보완한 일반화된 모형을 제안했는데, 이들은 Bollerslev의 CCC 모형과 diagonal BEKK 모형이 갖는 가중평균 공분산 행렬을 제안했다. 특히 공분산 행렬은 양정부호(positive definite)를 갖는 것으로 설정했다.

한편 본 연구에서 중점적으로 다루고 있는 상관관계 행렬의 가장 단순한 설정은 다음과 같이 지수(exponential) smoother를 통해 기하가중평균 형태로 표현할 수 있다.

$$\rho_{i,j,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \epsilon_{i,t-s} \epsilon_{j,t-s}}{\sqrt{\left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \epsilon_{i,t-s}^2\right) \left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \epsilon_{j,t-s}^2\right)}} \quad (5)$$

식(5)는 매 시점마다 상관관계 행렬을 명확하게 계산하는데, 이러한 상관관계를 계산하기 위한 가장 간단한 방법은 앞서도 언급했듯이 지수 smoother를 활용하는 것이다.

$$q_{i,j,t} = (1 - \lambda)(\epsilon_{i,t-1} \epsilon_{j,t-1}) + \lambda(q_{i,j,t-1}) \quad (6)$$

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,i,t} q_{j,j,t}}} \quad (7)$$

상관계수의 추정치는 공분산 행렬로 양정부호를 가지며, 식(7)의 분자는 전형적으로 양정부호와 반양정부호(semi-positive definite) 행렬의 가중평균이다. 또한 분자의 비조건부 기대치는 $\bar{\rho}_{i,j}$ 이고, 분모 각각의 항은 기댓값 1을 갖는다. 그리고 GARCH(1,1) 모형의 형태로 표현한 경우 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j} + \alpha(\epsilon_{i,t-1}\epsilon_{j,t-1} - \rho_{i,j}) + \beta(q_{i,j,t-1} - \bar{\rho}_{i,j}) \quad (8)$$

단, $\alpha > 0$, $\beta > 0$

식(8)은 공분산으로, $\bar{\rho}_{i,j}$ 는 $\epsilon_{i,t}$ 와 $\epsilon_{j,t}$ 의 비조건부 상관관계를 나타내며, α 와 β 는 $\alpha + \beta < 1$ 의 조건을 만족시키는 양(+)의 값이다.

마지막으로 우도함수는 다음과 같이 우도값을 극대화하여 모형의 모수(parameter)들을 추정할 수 있도록 설정한다.

$$\begin{aligned} L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |H_t| + r_t' H_t^{-1} r_t) \quad (9) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |D_t R_t D_t| + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + \log |R_t| + \epsilon_t' R_t^{-1} \epsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - \epsilon_t' \epsilon_t + \log |R_t| + \epsilon_t' R_t^{-1} \epsilon_t) \end{aligned}$$

다만, 이러한 형태를 취하는 이유는 공분산 행렬의 차원(dimension)이 클 경우 모형의 추정이 좀 더 원활해질 수 있기 때문이다. 한편 본 연구에서는 NDF 환율의 비대칭성을 파악하기 위해 개별 GARCH(1,1) 모형의 분산방정식에 레버리지효과를 포착할 수 있는 GJR의 제약을 반영하였다.

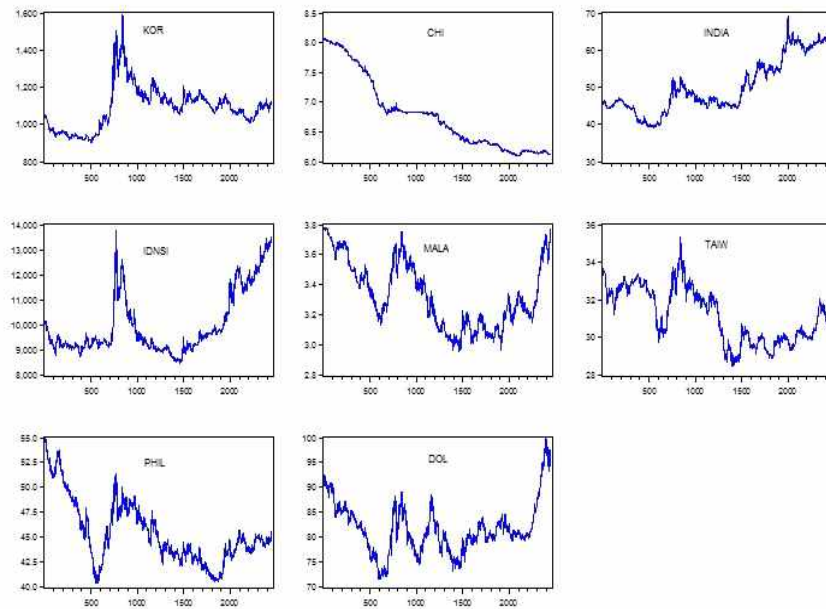
IV. 실증분석

1. 자료

본 연구의 분석대상은 Dollar Index와 아시아 7개국 NDF 환율의 일별 자료(daily data)로 해당 국가는 한국, 중국, 인도, 인도네시아, 말레이시아,

대만, 필리핀이다. 실증분석기간은 분석대상 국가의 NDF 환율자료를 안정적으로 확보할 수 있는 2005년 11월 3일부터 2015년 6월 18일까지이며, NDF의 경우 거래가 가장 활발한 1개월물 자료를 Bloomberg로부터 입수해 사용하였다. 전체 표본의 개수는 2,447개이다.

<그림 1> 국가별 NDF 환율과 Dollar Index 추이 (2005.11.3-2015.6.18)



- 본 그림은 2005년 11월 3일부터 2015년 6월 18일까지의 국가별 NDF(1개월물) 환율과 Dollar Index의 추이를 나타낸 것으로 KOR은 한국, CHI는 중국, INDIA는 인도, IDNSI는 인도네시아, MALA는 말레이시아, TAIW는 대만, PHIL은 필리핀, DOL은 Dollar Index를 의미한다.

<그림 1>은 본 연구의 분석대상인 1개월물 NDF 환율과 Dollar Index의 추이를 나타낸 것으로, 표본기간 동안 NDF 환율은 해당국가의 경제 여건에 따라 상승과 하락이라는 반복적인 형태를 보여주었다. 다만 미국의 양적완화가 시행된 2009년 3월 이후부터 일정기간 동안 아시아 국가의 NDF 환율이 하락하는 공통적인 모습을 발견할 수 있었는데, 이는 달러화

가치하락에 따른 자국통화가치의 상승 결과로 추정된다. 반면 양적완화 시행기간인 2009년 3월부터 2014년 10월까지 Dollar Index는 두 번의 큰 상승과 하락을 기록했다.

<표 1> 국가별 NDF 및 Dollar Index 변화율의 기초통계량 (2005.11.3-2015.6.18)

기초 통계량	한국	중국	인도	인도 네시아	말레 이시아	대만	필리핀	Dollar Index
평균	0.0025	-0.0112	0.0141	0.0118	-0.0003	-0.0035	-0.0079	0.0016
중앙값	0.0000	-0.0073	0.0000	0.0000	0.0000	0.0030	-0.0201	0.0000
최대값	9.6460	0.7945	2.9952	11.000	2.0672	1.9473	3.0062	2.5199
최소값	-7.2239	-1.0014	-4.0469	-9.5894	-2.7659	-2.5467	-2.9667	-2.7263
표준편차	0.8255	0.1124	0.5892	0.8135	0.4559	0.3377	0.4809	0.5172
왜 도	1.0759	-0.1724	-0.0812	0.6559	-0.2082	-0.3056	0.0753	-0.0352
첨 도	25.781	10.875	7.4725	33.238	5.6406	7.2864	6.5034	5.0415
Jarque Bera	53366.2	6332.07	2041.37	93360.5	728.302	1910.59	1253.22	425.27
(Probability)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ADF	-50.269	-48.909	-49.603	-51.179	-50.860	-49.543	-51.774	-48.969
(Probability)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

▪ 본 표는 2005년 11월 3일부터 2015년 6월 18일까지 국가별 NDF(1개월물) 환율과 Dollar Index를 대수차분한 수치의 기초통계량임

<표 1>은 국가별 NDF 환율과 Dollar Index 변화율의 기초 통계량이다. 우선 평균의 경우 국가별 NDF 환율에서 한국, 인도, 인도네시아가 Dollar Index와 함께 양(+)의 값을 가졌고, 나머지 국가는 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 최대값과 최소값의 범위는 인도네시아가 최대 11%에서 최소 -9.59%로 다른 국가에 비해 넓은 것으로 확인되었으며, 표준편차는 한국이 0.8255로 가장 높았고 중국이 0.1124로 가장 낮았다. 왜도의 경우

한국, 인도네시아, 필리핀이 양(+의 값)을 보였고, 첨도는 모든 NDF 환율과 Dollar Index가 3보다 큰 값을 갖는 것으로 나타났다. Jarque-Bera 통계량은 NDF 환율과 Dollar Index 모두 정규분포의 귀무가설을 1% 유의수준으로 기각하였으며, 변화율에 단위근이 존재하는지를 확인하기 위한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검증에서 모든 시계열이 유의수준 5%에서 안정적임이 확인되었다.

2. 실증분석결과

<표 3>은 표본기간 동안 아시아 7개 국가의 1개월물 NDF 환율과 Dollar Index 변화율에 대해 DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형을 적용한 추정결과이다.

본 연구에서 사용한 DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형은 Engel(2002, 339-350)의 Mean Reverting 모형으로, 아시아 1개국의 NDF 환율과 Dollar Index를 조합해서 7회 추정하였고, Dollar Index의 경우 공분산 방정식의 모수를 제외하고는 매 추정 시마다 동일한 값이 도출되기 때문에 한 줄로만 표시하였다. 먼저 μ 는 평균방정식의 상수항을 의미하는데, 중국의 경우만 -0.0074로 유의적인 값이 추정되었고, 나머지는 모두 비유의적인 것으로 추정되었다. 또한 분산방정식인 GARCH(1,1)-GJR에 해당하는 모수 c , γ , θ , δ 를 살펴보면, 먼저 비조건부 분산을 의미하는 c 는 Dollar Index를 제외하고는 모두 유의적으로 추정되었고, ARCH 모수인 γ 와 GARCH 모수인 θ 는 모든 NDF 환율과 Dollar Index에서 유의한 값이 보고되어 각 시계열들이 이분산의 형태를 갖는 것으로 확인되었다. 다음으로 변동성의 비대칭성을 포착하는 δ 의 경우 한국, 인도, 인도네시아의 NDF 환율이 유의한 음(-)의 값을 보고하였는데, 이는 변동성이 음(-)충격에 더 크게 반응한다는 것을 의미한다. 또한 공분산과정의 모수인 α 와 β 의 경우 대부분 유의한 값이 보고되어 NDF 환율과 Dollar Index의 변동성을 동시에 추정하고 시간가변 상관관계를 도출하는 데 있어서 DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형이 적합하다는 근거로 해석할 수 있다.

<표 2> DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형의 최우추정결과 (전체: 2005.11.3-2015.6.18)

파라미터	한국	중국	인도	인도 네시아	말레 이시아	대만	필리핀	Dollar Index
μ	-0.0069 (-0.786)	-0.0074* (-4.758)	0.0094 (1.047)	0.0139 (1.469)	-0.0136 (-1.912)	-0.0043 (-0.849)	-0.0067 (-0.891)	0.0032 (0.381)
c	0.0028* (3.182)	6.1E-05* (2.269)	0.0038* (2.934)	0.0087* (3.007)	0.0012* (1.995)	0.0018* (2.564)	0.0032* (3.477)	0.0006 (1.265)
γ	0.1223* (5.757)	0.0802* (4.425)	0.1048* (5.741)	0.2366* (3.002)	0.1045* (5.157)	0.1037* (3.313)	0.1126* (5.559)	0.0432* (5.189)
θ	0.9075* (75.19)	0.9173* (84.50)	0.9182* (71.80)	0.8424* (25.46)	0.9109* (60.28)	0.8834* (41.20)	0.8959* (58.83)	0.9638* (132.7)
δ	-0.0681* (-2.643)	0.0033 (0.142)	-0.0677* (-3.105)	-0.1569* (-2.183)	-0.0279 (-1.087)	0.0053 (0.159)	-0.0429 (-1.641)	-0.0173 (-1.578)
α	0.0179* (3.914)	0.0099* (2.955)	0.0139* (3.177)	0.0168 (1.327)	0.0175* (4.510)	0.0133* (2.568)	0.0149* (3.283)	-
β	0.9760* (136.4)	0.9848* (168.3)	0.9826* (160.6)	0.9772* (42.65)	0.9799* (209.6)	0.9802* (107.4)	0.9821* (154.9)	-
우도	-3286.1	900.32	-3241.4	-3595.8	-2644.3	-2010.9	-2782.9	-

• DCC-GARCH(1,1)-GJR:

$$y_{1,t} = \mu_{1,t} + \epsilon_{1,t}$$

$$y_{2,t} = \mu_{2,t} + \epsilon_{2,t}$$

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

$$h_{1,t} = c_1^2 + \gamma_1 \epsilon_{1,t-1}^2 + \theta_1 h_{1,t-1}^2 + \delta_1 I_{1,t-1}^2$$

$$h_{2,t} = c_2^2 + \gamma_2 \epsilon_{2,t-1}^2 + \theta_2 h_{2,t-1}^2 + \delta_2 I_{2,t-1}^2$$

$$h_{1,2,t} = \bar{\rho}_{1,2} + \alpha(\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} - \rho_{1,2}) + \beta(h_{1,2,t-1} - \bar{\rho}_{1,2})$$

• 괄호는 t값을 의미하며, *는 5% 유의수준을 나타냄

<표 3> DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형의 최우추정결과: 양적완화 시행이전

파라미터	한국	중국	인도	인도 네시아	말레 이시아	대만	필리핀	Dollar Index
μ	-0.0013 (-0.098)	-0.0173* (-5.134)	0.0002 (0.015)	0.0039 (0.223)	-0.0205* (-2.303)	0.0002 (0.025)	-0.0254 (-1.653)	-0.0239 (-1.617)
c	0.0058* (2.324)	0.0004* (2.548)	0.0071* (2.322)	0.0241* (2.070)	0.0010 (1.083)	0.0031* (2.154)	0.0034 (1.659)	0.0004 (0.587)
γ	0.1965* (3.121)	0.1552* (3.179)	0.2232* (3.584)	0.4425* (1.988)	0.1398* (2.457)	0.1459* (3.255)	0.1110* (3.347)	0.0376* (2.346)
θ	0.8276* (29.58)	0.8595* (32.95)	0.8271* (21.98)	0.7135* (8.416)	0.8791* (24.75)	0.8371* (24.32)	0.9109* (34.97)	0.9629* (64.92)
δ	-0.0603 (-0.774)	-0.0622 (-1.036)	-0.1346 (-1.911)	-0.2949 (-1.396)	-0.0149 (-0.219)	-0.0036 (-0.064)	-0.0607 (-1.657)	4.19E-05 (0.002)
α	0.0162* (36643.6)	0.0224 (0.300)	0.0361 (1.708)	0.0410* (1.989)	0.0072 (1.105)	0.0181 (1.628)	0.0238 (1.853)	-
β	0.9969* (368789)	0.9955* (58.69)	0.9298* (15.45)	0.8746* (13.02)	0.9779* (53.08)	0.9658* (37.92)	0.9551* (32.02)	-
우도	-297.21	121.66	-1023.41	-1329.5	-774.5	-732.8	-1166.9	-

▪ 추정모형은 <표 2>의 주석과 동일하며, *는 5% 유의수준을 나타냄

<표 4> DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형의 최우추정결과: 양적완화 시행기간

파라미터	한국	중국	인도	인도 네시아	말레 이시아	대만	필리핀	Dollar Index
μ	-0.0173 (-1.459)	-0.0049* (-2.726)	0.0104 (0.748)	0.0126 (1.107)	-0.0102 (-0.918)	-0.0086 (-1.394)	-0.0019 (-0.200)	0.0112 (1.043)
c	0.0032* (2.542)	6.13E-05 (1.815)	0.0038* (2.279)	0.0037* (2.313)	0.0047 (1.739)	0.0018 (1.902)	0.0052* (2.908)	0.0007 (1.033)
γ	0.1405* (5.248)	0.0669* (2.953)	0.0725* (4.013)	0.1777* (3.100)	0.0808* (3.934)	0.1046* (2.089)	0.1151* (3.888)	0.0427* (3.715)
θ	0.8994* (51.18)	0.9112* (54.58)	0.9419* (79.77)	0.8844* (39.64)	0.9144* (37.38)	0.8746* (26.22)	0.8748* (32.66)	0.9595* (95.82)
δ	-0.0846* (-2.438)	0.0411 (1.222)	-0.0510* (-2.586)	-0.1149 (-1.898)	-0.0308 (-1.180)	0.0208 (0.414)	-0.0351 (-0.889)	-0.0102 (-0.653)
α	0.0188* (3.037)	0.0111* (2.657)	0.0090 (1.832)	0.0357* (2.129)	0.0217* (3.983)	0.0147 (1.753)	0.0116 (1.937)	-
β	0.9686* (83.24)	0.9819* (128.6)	0.9879* (116.4)	0.9291* (22.49)	0.9731* (134.6)	0.9779* (62.33)	0.9818* (78.02)	-
우도	-1902.0	737.9	-1989.9	-1997.0	-1591.3	-1091.2	-1465.4	-

▪ 추정모형은 <표 2>의 주석과 동일하며, *는 5% 유의수준을 나타냄

한편 본 연구에서는 달러화 가치변동에 큰 영향을 미친 미국의 양적완화 정책의 시행시점을 기준으로 시행이전(2005년 11월부터 2009년 2월까지)과 시행기간(2009년 3월부터 2014년 10월까지)으로 구분하여 분석하였다. 먼저 양적완화 정책 시행이전의 경우 분산방정식에서 비조건부 분산인 c 는 말레이시아, 필리핀, Dollar Index가 비유의적으로 추정되었으나 γ 와 θ 는 모두 유의적인 값이 보고되었다. 다만, 변동성의 비대칭성을 의미하는 모수인 δ 는 모두 비유의적으로 추정되었다.

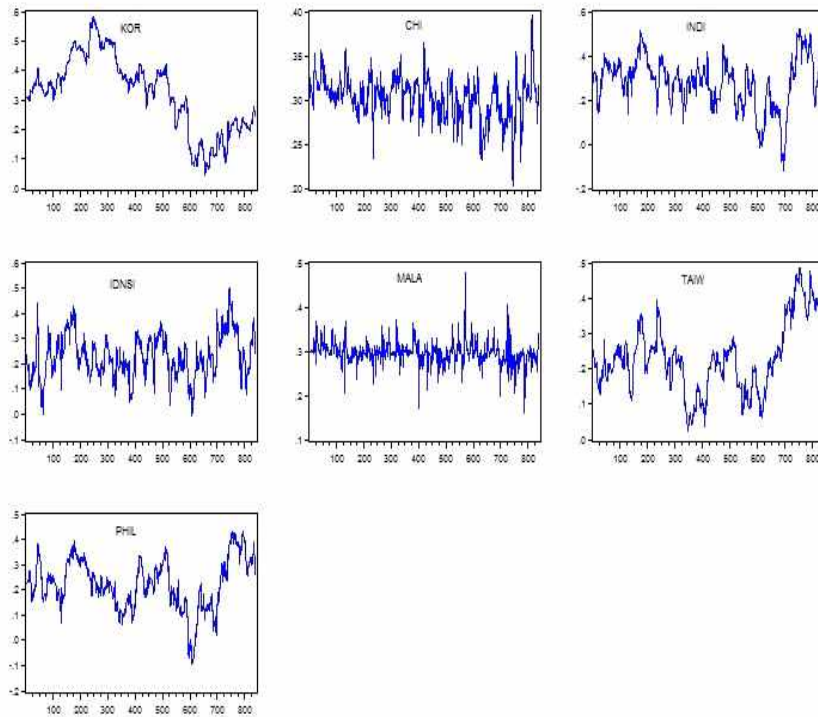
이러한 결과와 비교하기 위한 양적완화 시행시기의 경우 c 는 중국, 말레이시아, 대만, Dollar Index가 비유의적인 값을 보고하였고, γ 와 θ 는 시행이전과 동일하게 모두 유의하게 추정되었다. 특히 δ 의 경우 한국과 인도는 5%, 인도네시아는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되어, 전체 표본기간에서 GJR 효과가 발견되는 국가의 NDF 환율의 비대칭성은 양적완화 기간과 관련이 깊은 것을 짐작할 수 있다. 그리고 Mean Reverting 모형으로 추정한 DCC의 모수들을 살펴보면, α 의 경우 양적완화 정책 시행이전에는 한국과 인도네시아는 5%, 인도와 필리핀은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었으나, 양적완화 시행시기에는 한국, 중국, 인도네시아, 말레이시아가 5%, 나머지 인도, 대만, 필리핀은 10% 유의수준에서 통계적으로 의미있는 값이 도출되었다. 반면 β 의 경우 양적완화 정책시행과 관계없이 모든 표본기간에서 유의하게 추정되었다.

<그림 2>는 DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형에서 추정된 개별 국가의 NDF 환율 변화율과 Dollar Index 변화율 간의 표준편차, 그리고 공분산을 이용하여 계산한 시간가변적 상관관계를 그림으로 나타낸 것이다. 시간가변 상관관계를 양적완화 시행이전과 시행기간으로 구분한 결과, 우선 양적완화 시행이전을 살펴보면, Dollar Index와의 상관계수는 한국(KOR)이 최저 0.045에서 최고 0.579, 중국(CHI)은 최저 0.202에서 최고 0.396, 인도(INDI)는 최저 -0.119에서 최고 0.524, 인도네시아(IDNSD)는 최저 -0.006에서 최고 0.498, 말레이시아(MALA)는 최저 0.161에서 최고 0.479, 대만(TAIW)은 최저 0.026에서 최고 0.483, 필리핀(PHIL)은 최저 -0.097에서 최고 0.433으로 시간변화에 따라 일정하지 않고 해당국가의 경제 여건을 반영하여 활발하게 움직이는 것으로 나타났다. 그리고 평균적인 상관계수는 한국 0.

322, 중국 0.302, 인도 0.279, 인도네시아 0.229, 말레이시아 0.295, 대만 0.232, 필리핀 0.222로 추정되어 모두 양(+)의 값을 보여주었다.

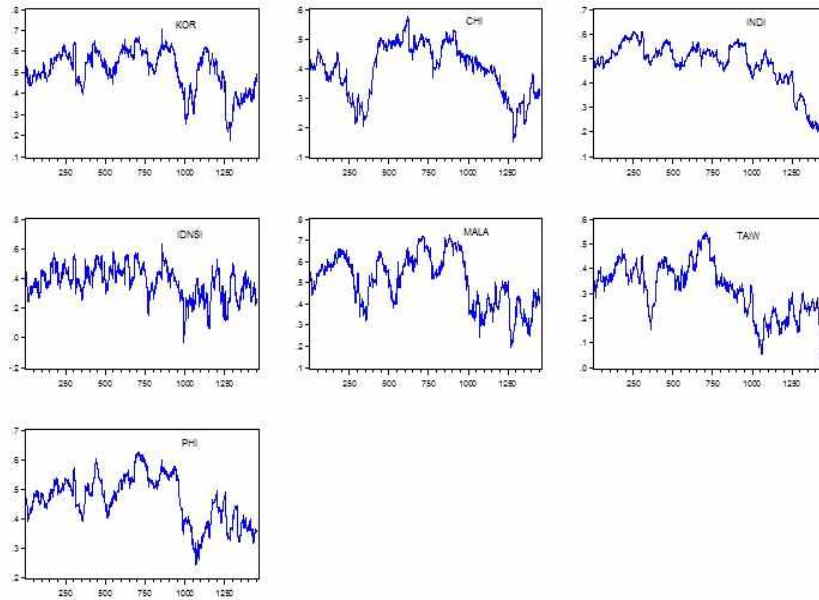
이러한 추정결과를 통해 달러화 가치와 아시아 주요 외환시장의 향후 움직임을 가늠할 수 있는 NDF 환율이 동반상승하는 모습을 확인할 수 있다. 또한 그림을 통해 국가별로 상관계수의 추이가 상이한 모습을 보이면서도 양적완화의 시행 직전인 후반시기에는 대부분의 국가에서 상관계수가 상승하는 것을 볼 수 있다.

<그림 2> 시간가변 상관관계(2005.11-2009.2): 양적완화 시행이전



- 본 그림은 2005년 11월부터 2009년 2월까지의 국가별 NDF(1개월물) 환율과 Dollar Index의 시간가변 상관계수를 나타낸 것으로 KOR은 한국, CHI는 중국, INDIA는 인도, IDNSI는 인도네시아, MALA는 말레이시아, TAIW는 대만, PHIL은 필리핀을 의미한다.

<그림 3> 시간가변 상관관계(2009.3-2014.10): 양적완화 시행기간



- 본 그림은 2009년 3월부터 2014년 10월까지의 국가별 NDF(1개월물) 환율과 Dollar Index의 시간가변 상관계수를 나타낸 것으로 KOR은 한국 CHI는 중국, INDIA는 인도, IDNSI는 인도네시아, MALA는 말레이시아, TAIW는 대만, PHIL은 필리핀을 의미한다.

한편 양적완화 시행기간의 상관계수는 한국이 최저 0.176에서 최고 0.705, 중국은 최저 0.149에서 최고 0.574, 인도는 최저 0.198에서 최고 0.610, 인도네시아는 최저 -0.031에서 최고 0.632, 말레이시아는 최저 0.196에서 최고 0.727, 대만은 최저 0.026에서 최고 0.544, 필리핀은 최저 0.243에서 최고 0.626으로 양적완화 시행이전과 동일하게 시간변화에 따른 등락을 보여주었다. 그리고 평균적인 상관계수를 산정한 결과, 한국 0.511, 중국 0.395, 인도 0.476, 인도네시아 0.375, 말레이시아 0.509, 대만 0.315, 필리핀 0.464로 양적완화 시행이전처럼 양(+)의 값이 추정되었다. 이러한 수치들을 통해 표면적으로 확인할 수 있는 내용은 상관계수의 평균이 양적완화 시행이전과 비교해서 모두 상승했다는 점이다. 즉, 양적완화로 달

러화의 가치가 하락하고, 아시아 국가의 통화가치가 상대적으로 상승하면서 전반적으로 환율의 하방압력이 커졌고, 이러한 금융시장의 메커니즘이 작동하면서 NDF 환율과 Dollar Index의 상관관계가 강화된 것으로 추정할 수 있다. 이러한 결과는 달러화의 가치가 하락하는 시기에 두 지표 간 동조화의 경향이 좀 더 강해진다는 것을 반증한다. 다만, 부분적으로 시간의 흐름에 따라 상관관계의 움직임을 면밀히 살펴볼 경우 특이한 모습들을 발견할 수 있는데, 예를 들어 양적완화 시행초기에는 중국을 제외한 대부분의 국가에서 상관계수가 증가하였고, 이후 등락을 거듭하다가 양적완화가 종료되는 후반기에는 모든 국가에서 상관관계가 약화되는 모습이 공통적으로 확인되었다. 이러한 움직임은 양적완화로 인한 달러화 가치의 하락이 향후 환율하락이라는 전형적인 결과로만 이어지는 것이 아니라 유로화의 변동과 국가 간 무역흐름 등 복합적인 영향관계로 발생할 수 있는 환율상승에 대한 기대감이 반영됨으로써 Dollar Index와 NDF 환율 간의 동조화가 약화될 수 있다는 것으로 해석할 수 있다. 또한 마지막 시기 즈음엔 한국, 중국, 말레이시아의 경우 양적완화 종료에 따른 충격의 기대감이 NDF 환율에 흡수됨으로써 상관계수가 동반 상승하기도 하였다. 이상의 결과를 종합해 볼 때 달러 대비로 산정되는 NDF 환율이 달러화의 가치를 측정하는 Dollar Index와 정(+)의 상관관계를 가질 것으로 예단할 수 있지만, 다양한 변수들이 두 시계열에 복합적으로 작용하면서 부(-)의 상관관계를 일으킬 가능성을 짐작할 수 있고, 실제 DCC-GARCH(1,1)-GJR 모형으로 시간가변적인 상관계수를 추정한 결과, 간과할 수 없는 모습들을 발견하였다. 동시에 이러한 결과를 비취볼 때 국가별 그리고 시간변화에 따른 상관계수를 시점마다 추정할 수 있는 계량모형이 금융시장의 표면적 움직임에 내재된 정보를 추출하는 데 매우 유용하다는 점도 강조할 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 Dollar Index와 NDF(Non Deliverable Forward, 역외선

물환) 환율 간의 동조화를 아시아 7개국을 대상으로 실증분석하였다. 연구의 동기는 수출의존형 경제구조를 갖는 아시아 권역의 국가들이 달러화의 움직임에 따라 국가간 교역량 및 국제자본 유·출입과 직결된 환율변동 위험에 지속적으로 노출되고 있으며, 이러한 표면적 현상의 내재된 외환 메커니즘을 달러화의 가치를 측정하는 Dollar Index와 환율의 선행정보를 담고 있는 NDF 환율 간의 동조화에서 찾을 수 있다는 견지에서 시작되었다. 특히 표본기간 동안 달러화의 가치에 큰 영향을 미친 미국의 양적완화 이벤트가 포함된 점을 고려해 분석기간을 양적완화 시행이전과 시행기간으로 구분하였고, 이를 위한 연구방법론으로 시간가변 상관계수를 추정할 수 있는 DCC(Dynamic Conditional Correlation)-GARCH(1,1)-GJR 모형을 도입하였다. 또한 모형의 장점을 활용해 비대칭성의 존재 여부도 확인하였다. 분석대상 아시아 국가는 NDF 거래가 활발하게 이루어지고 있는 한국, 중국, 인도, 인도네시아, 말레이시아, 대만, 필리핀 7개국이며, 실증분석기간은 2005년 11월 3일부터 2015년 6월 18일까지이다. 본 연구에서 양적완화 시기는 연구의 편의성을 감안해 2009년 3월부터 2014년 10월까지로 설정하였다.

본 연구에서 제시하는 표본기간 동안의 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째 상관관계의 움직임을 양적완화 이전기간과 시행기간으로 살펴봤을 때 시행기간의 상관계수 평균이 이전기간에 비해 모두 상승하였다. 이러한 결과는 양적완화로 달러화의 가치가 하락하고, 아시아 국가의 통화가치가 상승하면서 환율하락을 견인할 것이라는 기대감이 NDF 환율에 반영된 것으로 해석할 수 있다. 둘째 양적완화 시행기간의 상관계수 평균이 이전기간에 비해 모두 증가한 것으로 나타났지만, 시간가변적인 추이를 면밀히 살펴보면 해당국가의 경제 여건에 따라 국가별로 그리고 기간별로 상이한 모습들이 관찰되었다. 이를 통해, 표면적으로 관찰되는 현상에서 투자자에게 도움을 줄 수 있는 정보를 추출하기 위해서는 계량모형에 근거한 추가분석이 필요하다는 것을 확인할 수 있었다. 셋째 비대칭성의 존재를 확인한 결과 NDF 환율의 경우 한국, 인도, 인도네시아 3개국에서만 발견되었으며, Dollar Index에서는 확인할 수 없었다.

한층 더 복잡해지는 글로벌 금융환경에서 달러화 가치 변동의 파급효과

를 외환이론의 메커니즘만으로 분석한다는 것은 근시안적인 접근으로 양적완화와 같은 대형사건이 아시아 경제권역에 미친 영향을 파악하기 위해서는 다양한 계량모형의 활용이 불가피하다. 이러한 관점에서 본 연구는 아시아 NDF 시장과 Dollar Index 간의 동조화를 시간가변적인 상관계수를 통해 국가별 그리고 기간별로 파악했으며, 이러한 시도를 통해 NDF 시장에 참여하거나 NDF 환율을 정보지표로 활용하는 포트폴리오 투자자, 금융기관 및 다국적 글로벌 기업과 정보를 공유하는 계기가 될 것으로 기대한다.

| 참고문헌 |

- 김연준 (2014). “달러 인덱스 변동이 주요국 환율변동에 미치는 영향에 관한 연구.” 『국제금융연구』. 제4권. 제2호, pp. 5-22.
- 신상협 (2010). “The Global Financial Crisis in 2008 and the Economic Integrations in the East Asia.” 『아태연구』. 제17권. 제3호, pp. 111-126.
- 양근일 (2002). 『NDF 환율과 현물환율과의 실증분석: 외환시장 효율성을 중심으로』. 성균관대학교 석사학위논문, pp. 49-51.
- 윤병조 (2014). “마코프 국면전환 모형을 이용한 아시아 시장에서의 Business Confidence와 주가수익률에 관한 연구.” 『아태연구』. 제21권. 제3호, pp. 65-81.
- 정대진·류두진 (2013). “상해 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과: GARCH 계열 모형을 활용한 분석.” 『아태연구』. 제20권. 제2호, pp. 221-253.
- Atukeren, E., Kormaz, T. & Cevik, EI. (2013). “Spillovers between Business confidence and stock returns in Greece, Italy, Portugal and Spain.” *International Journal of Finance and Economics*. Vol. 18, pp. 205-215.
- Bekiros, S. (2014). “Nonlinear causality testing with stepwise multivariate filtering: Evidence from stock and currency markets.” *The North American Journal of Economics and Finance*. Vol. 29, pp. 1-13.
- Blanco, R., Brennan, S., & Marsh, I. (2005). “An empirical analysis of the dynamic relationship between investment-grade bonds and credit default swaps.” *Journal of Finance*. Vol. 60, pp. 2255-2281.
- Bollerslev, T. (1990). “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model.” *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 72, pp. 498-505.
- Cevik, EI., Kormaz, T. & Atukeren, E. (2012). “Business confidence and stock returns in the USA: a time-varying Markov regime-switching model.” *Applied Financial Economics*. Vol. 22, pp. 299-312.
- Collins, D. (2001). “The relationship between business confidence surveys and stock market performance.” *Investment Analysts Journal*. Vol. 54, pp. 9-17.
- Engle, R. (2002). “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models.” *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol. 20, pp. 339-350.
- Hamilton, J. D. (1989). “A New Approach to the Economic Analysis of

- Nonstationary Time Series and the Business Cycle.” *Econometrica*. Vol. 57, pp. 357-384.
- Khashanah, K. & Miao, L. (2011). “Dynamic structure of the US financial systems.” *Studies in Economics and Finance*. Vol. 28, pp. 321-339.
- Kroner, K. & Ng, V. (1998). “Modelling Asymmetric Comovements of Asset Returns.” *Review of Financial Studies*. Vol. 11, pp. 817-844.
- Nieh, C, C. & Lee, C. (2001). “Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries.” *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Vol. 41, pp. 477-490.
- Reberta, C. & Michael, F. (2008). “Volatility transmissions between renminbi and Asia-Pacific on-shore U.S. dollar futures.” *China Economic Review*. Vol. 19, pp. 635-648.
- Reberta, M., Chang, S. & Guonan Ma. (2014). “Non-deliverable forwards: 2013 and beyond.” *BIS Quarterly Review*, pp. 75-88.

| 논문투고일 : 2015년 11월 09일 |

| 논문심사일 : 2015년 11월 24일 |

| 게재확정일 : 2015년 12월 04일 |

ABSTRACT

Journal of Asia-Pacific Studies Vol. 22, No. 4 (2015)

Estimating Time-Varying Correlations Between Dollar Index and Non-Deliverable Forward in Asian Markets

Byungjo Yoon

(Dept. of Finance & Accounting, CUFS)

This paper tries to estimate the dynamic conditional correlation(DCC) model with GJR in order to find asymmetric, heteroscedasticity and time varying correlations in Asian NDF(Non-Deliverable Forward) markets. Liquid NDF markets could serve international portfolio investors by affording them an otherwise unavailable means to hedge foreign exchange risk. Asia's NDF turnover accounts for the overwhelming majority of global NDF turnover.

Using Dollar Index and seven major Asian NDF(1M) rates such as Korea, China, India, Indonesia, Malaysia, Philippines, Taiwan from 11/3/2005 to 6/18/2015, this study finds the evidence time-varying correlations in addition to the asymmetric. According to the main estimated results of this paper, NDF market integration among Asian countries seems to have been increasing gradually since Quantitative Easing.

- Key words: Dollar Index, Non-Deliverable Forward, DCC, Time-Varying Correlation, GJR