International Commerce and Information Review
Volume 12, Number 1, Mar, 2010: pp. 153~175
통상정보연구 제12권 1호 (2010년 3월 27일)

논문투고일자 : 2010. 2. 17.
심사(수정)일 : 2010. 3. 17.
게재확정일자 : 2010. 3. 18.

금융통상환경 변화와 한중일 환율 동조화 분석

An Analysis of Co-movement among Foreign Exchange of Korea, China and Japan with the Change on the Financial & Commerce Environment

최창열(Chang-Yeoul Choi)
서경대학교 금융정보공학과 대우교수
주저자(ccy666@skuniv.ac.kr)

함형범(Hyung-Bum Ham)
서경대학교 금융정보공학과 교수
교신저자(hbham@skuniv.ac.kr)

목 차

Ⅰ. 서 론
Ⅱ. 연구의 배경 및 선행연구
Ⅲ. 모형 설정 및 추정 방법
Ⅳ. 실증분석
Ⅴ. 결 론
참고문헌
Abstract

Abstract

This study conducts an analysis to verify an existence of co-movement among the exchange rates of Yuan-Dollar, Yen-Dollar and Won-Dollar by using time series data. An analysis period is divided into two periods. Therefore the first analysis period is from Dec. 17, 1997 to Jul. 21th. 20, 2005 and the second analysis period is from Jul. 25th, 2005 to Nov. 20th. 2009. This paper uses VAR model and daily data of exchange rates during the period. According to the result of an empirical analysis, yuan-dollar exchange rate has affected by th other variables ; yen-dollar exchange rate. It can be proved by result of an impulse response test and variance decomposition test in the second period. Therefore the won-dollar, yen-dollar, and Yen-dollar exchange rate has been influenced each other and the relationship will be maintained.

Key Words : Financial Crisis, Exchange rate, Co-movement, VaR Analysis, Unit-Root Test, Correlation

Ⅰ. 서 론

최근 달러 약세가 지속되면서 달러약세 위기론이 지속되고 있다. 미국이 금리를 올리지 못하는 상황에서 미국 경제의 기반이 되는 소비가 살아날 기미를 보이지 않는 가운데, 상업용 모기지 부실과 중소은행의 몰락 우려감이 높아지면서 미달러가 기피 통화로 전락될 것이라는 전망이 고개를 들고 있는 것이다. 원유 결제통화를 미달러가 아닌 유로화, 엔, 위안화, 금 등의 바스켓으로 대체하려는 논의마저 있었고, 외환보유고 다변화 움직임이 지속되는 판이니 겉으로 보기엔 달러약세 전망이 그럴듯하기도 하다.

2007년 전반기 한국 주식시장은 급속한 성장을 가져왔다. 7월 초에는 사상 최초로 KOSPI 지수가 2000을 넘어섰다. 그러나 시기적으로 서브프라임 사태와 맞물리면서 외국인의 대량 매도공세와 함께 KOSPI 지수는 2주 만에 16% 하락하였다. 이러한 현상은 주식시장뿐만 아니라 외환시장에서도 나타나고 있다. 2004년 이후 우리나라 외환시장에서는 원화가 미 달러화에 대해 지속적으로 절상되는 모습을 보였다. 뿐만 아니라 엔화는 미 달러화에 대해 약세를 보이거나 강세를 보이더라도 원화에 비해 절상폭이 크지 않아 원/엔 환율이 급락하였다.

중국의 막대한 무역흑자를 감안하면 위안화는 지금쯤 꽤 절상이 돼 있어야 한다. 그러나 중국당국의 시장개입으로 위안화는 꿈쩍도 하지 않고 있다. 중국은 지난 2005 고정환율제에서 변동환율제로 통화정책을 바꿨다. 이후 위안화는 3년간 21% 가까이 절상됐다. 그러나 지난해 7월 이후 위안화는 달러당 6.82에서 6.83 에서만 움직이고 있다. 시장에서는 중국이 다시 고정환율제로 돌아간 것 아니냐는 지적을 하고 있다. 미국은 중국정부가 외환시장에 적극 개입하고 있는 것을 뻔히 알고 있다. 그러나 미국은 막대한 자국채권을 보유하고 있는 중국을 환율조작국으로 몰아세울 처지가 아니다.

2010년 3월 5일 전국인민대표대회(이하 전인대(全人大))에서 중국은 8% 성장 목표와 물가안정을 동시에 천명하였다. '중국의 출구전략'이 전세계 이슈로 등장하게 된 것이다. 이날 저우샤오촨 중국 인민은행장이 경제위기 대처 차원에서 위안화 환율을 미세조정할 수도 있다고 밝힌 것으로 보도되면서 더욱더 출구전략에 대한 확실성이 커졌다. 그러나 이러한 발언은 일종의 헤프닝으로 결론이 났다. 전체 발언 내용을 이해하지 못했다는 것이다. 사태가 심각해지자 중국 언론들은 최근 상무부 등이 위안화 평가절상을 했을 때 노동집약 업종에 미치는 영향에 대해 실시한 조사 결과를 통해, 방직 의류와 제화, 완구 등 업종의 경우 평균 수출 순이윤율이 3~5%인데 위안화가 1% 평가절상 할 때마다 수출 순이윤율이 1%p씩 떨어진다는 조사내용을 발표하고 있다. 중국 언론들은 또 위안화가 절상되면 수출뿐 아니라 취

업, 부동산, 금융 부문 등으로 파급효과가 크게 나타날 것이라고 주장하고 있다. 이러한 내용으로 볼 때 중국은 당분간 위안화 평가절상에 대한 고려를 하지 않을 것으로 보인다.

사카키바라 에이스케 전 일본 재무성 재무관은 2009년 9월 25일(현지시간) 미 통신사와의 인터뷰에서 “엔·달러 환율이 달러당 90엔을 밑돌아도(엔 매도, 달러 매수의) 시장 개입은 하지 않을 것으로 생각된다”고 언급했다. 그는 이날 “후지이 재무상은 현재 엔-달러 환율 수준을 이례적인수준으로 생각하지 않을 것”이라며 “(환율이) 90엔 아래로 떨어진다고 해도 부적절하다고 생각하지 않을 것으로 보인다”고 말했다. 한편 이날 후지이 재무상은 티모시 가이트너 미 재무장관을 만난 자리에서 엔화 가치에 대한 인위적 조작은 반대한다는 의견을 전달한 것으로 전해졌다. 사카키바라 재무관이 후지이 히로히사 재무상이 최근 엔고를 용인하고 있음을 시사하는 발언을 함으로써 엔화는 급격히 치솟았다. 엔·달러 환율은 심리적 지지선이던 90엔선을 깨뜨리고 89엔대로 접어들었다.

각국 환율의 추이는 국내 및 해외자산에 대한 투자의 위험성을 높이는 원인이 될 수 있으며 국내외 금융시장의 안정성도 위협할 수 있다. 이렇게 환율 변동은 기회와 위험을 동시에 제공하고 있다. 따라서 금융정책의 핵심이 환율 추이를 완화하여 금융시장의 안정성을 유지하는데 목적을 둘 수 밖에 없는 것은 당연하다.

환율 추이에 대한 연구는 국제적으로 주식시장의 동조성 연구만큼 많이 진행되었으며, 우리나라의 경우 수출 구조가 비슷한 일본이나 동아시아 지역을 중심으로 외환위기 이후 원화 환율의 결정에 관한 연구가 많이 진행되었다. 이러한 연구의 결과를 살펴보면 각국의 환율은 단기간에 급격하게 변화하고 있으며 각국 금융시장의 동조화 현상이 시간의 흐름에 따라 더욱 심화되고 있는 것으로 나타나고 있다. 본 연구에서는 이러한 개념을 확장하여 각국의 금융시장 개방과 함께 2국 이상의 모델이 제시될 경우, 즉 2개국 모형이 아니라 3개국 모형이 되는 경우 시장의 동조화를 분석하고자 한다. 따라서 본 연구에서는 국가간 원활한 교역을 고려하여 현재 많이 사용되고 있는 위안화, 엔화, 원화를 달러 기준 환율로 환산하여 동조화에 대한 실증분석을 실시하고자 한다.

Ⅱ. 연구의 배경 및 선행연구

1. 연구의 배경

우리나라는 1992년 국내주식시장의 개방과 더불어 외환위기 이후에 자유변동환율제가 채택되었고, 주가 변동폭 확대와 환율의 일중 변동 허용 폭 폐지로 자본의 유출입이 증대되는 등 금융시장의 개방화와 자유화가 빠른 속도로 진행되었다. 이로 인해 외환, 주식, 채권시장의 변동성은 크게 높아지고 외부적 충격에 민감하게 반응하는 등 시장의 불확실성은 더욱 커지게 되었다. 2007년 이후 미국의 서브프라임 사태 이후 글로벌 금융위기 심화와 경기침체 우려로 세계 금융시장의 불확실성이 더욱 높아진 가운데, 국내 금융시장 간 상관관계에 대한 관심이 더욱 높아졌다. 각국의 시장 안정 대책에도 불구하고 실물 경제지표의 악화와 금융위기의 추가 확산 가능성 등으로 투자심리가 위축되면서, 외화 및 원화의 유동성 경색이 심화되고 환율 및 주가, 금리가 급등락을 반복하는 등 금융시장의 변동성은 크게 확대되었다.

2008년 글로벌 금융 불안이 본격화 되자 외국인 투자자들이 유동성 확보차원에서 주식을 순매도하고 한국시장에서 대거 이탈함에 따라 주식은 폭락하고, 환율은 급등하였다. 또한 경상수지 적자가 지속되는 가운데 글로벌 신용경색으로 달러 부족현상이 심화되는 가운데 환율 급등의 악순환은 지속되고 있다. 국내 원화 유동성도 부동산 경기 급냉과 국내외 주가 급락 등으로 위험자산에 대한 투자기피 현상이 확산됨에 따라 가산금리가 급등하여 은행 및 기업의 국내 자금조달 여건이 악화되었다. 이에 실물경기 침체와 시중자금의 쏠림 현상, 즉 금융시장의 변동성은 점차 증가하였다.

실제로 KOSPI 지수는 2007년 이후 고점대비 54.5%의 하락률을 기록하며[1] 1000선이 붕괴되었으며, 환율은 1400원대를 돌파하였다. 환율의 경우 주요국 통화와 비교해 볼 때도 달러화에 대한 원화가치가 크게 하락하고 변동성도 더 크게 나타남을 볼 수 있다. 원/달러 환율의 변동성은 2008년 상반기 중 0.65에서 하반기 1.83으로 2.8배 확대되어 유로화, 엔화 등 주요국 통화보다 약 2배 높은 수준의 변동성을 보이고 있다.

기존의 연구를 살펴보면 금리, 주가, 환율 사이의 관계를 경기변동국면과 변동성에 따라 연구하는 특징을 볼 수 있다. 경기하강국면과 변동성이 클 경우 인과성과 상관관계 정도가 높아지는 것으로 나타났으며, 향후 경기둔화가 진행되고 시장변동성이 커질 경우 주가하락과 금리 및 환율상승이 동시에 나타날 가능성이 있음을 제시하고 있다. 실제로 많은 분석자료

1) 최문박 (2008), “국내금융시장, 대외충격에 유독 취약한가?”, LG경제연구소, pp.3-4.

등에서 상관성을 제시하고 있다. 즉, 주식, 외환, 채권 등의 금융변수간에는 국내 뿐 아니라 국외 변수간에 밀접한 관련성을 가지며, 각 변수의 변동성이 커질 경우 상호 관련성이 증가할 수 있음을 예상할 수 있다.

본 연구는 이러한 가능성을 바탕으로 변수간의 상관관계가 아닌 시장의 동조성을 살펴보고자 한다. 서로 다른 변동성을 보이고 있는 시장의 동조화 현상을 통해 금융시장의 동질화를 예측할 수 있을 것이다.

2. 선행연구

Alan C. Stockman(1980)[2]은 환율과 상품가격의 결정에 대한 균형모형을 발전시켰는데, 수요와 공급의 이동에 기인한 상품의 상대적가격의 변화가 환율의 변화를 유발하는 것으로 나타났다.

박대근(1998)[3]은 외환시장 압력을 중심으로 한국은행의 외환시장 개입에 초점을 맞추어 원-달러 환율과 엔-달러 환율간의 관계를 통하여 원엔 환율이 한국 경상수지에 미친 영향을 Granger 인과관계 모형을 통해 분석하였다.

이근영(2000)[4]은 원-달러 환율과 엔-달러 환율 간의 상관관계를 상관계수가 상수인 이변경 GARCH, TGARCH, EGARCH 모형을 이용하여 자본시장 개방, 환율 변동 폭 확대, 외환위기 등을 거치면서 어떻게 변화되어 왔는지 분석하였다. 분석결과 두 환율간의 상관계수는 모형 또는 비대칭성에 관계없이 일정한 양의 관계를 갖고 있었다. 기간별로는 자본시장 개방이전보다 이후에 두 환율간의 상관관계가 커지며 개방이후에도 1일 환율변동 허용폭이 확대됨에 따라 상관계수가 증가한 것으로 나타났다.

윤평구(2000)는 우리나라 증시 개방시점을 전후로 주요 국가들의 주가변동이 우리나라 증시에 미치는 영향을 아시아 각국과 우리나라 주가변동의 상관관계, 우리나라와 이들 국가간 주가변동 상관관계의 시계열적 안정성에 대하여 상관분석 및 회귀분석을 실시하였다. 분석의 결과 개방전에는 영국, 일본, 미국 순으로 우리나라 시장에 영향을 미친 것으로 나타났으며 개방이후에는 일본과의 상관관계가 높게 나타났다. 아울러 후진국 시장에서는 태국, 인도네시아, 말레이시아가 높게 나타난 반면, 대만과 싱가폴이 상대적으로 관계가 낮은 것으로 분석되었다.

---

2) Alan C. Stockman (1980), “A Theory of Exchange Rate Determination”, *The Journal of Political Economy,* Vol.88, No.4, pp.673-698.

3) 박대근 (1997), “원-엔 환율과 외환시장 개입 : 외환시장압력을 중심으로”,. 금융학회지, 제3권 제1호, pp.66-97.

4) 이근영 (2000), “원-달러 환율과 엔-달러 환율간의 상관관계 분석”, 국제경제연구, 제6권 제3호, pp.45-70.

Ebrahim (2000)[5]은 다변량 GARCh 모형에 의해 1988년 1월 ~ 1998년 12월까지의 일별 자료를 이용하여 환율과 단기유로 예금금리의 변동성을 추정한 후 상호관련성을 분석하였다. 그 결과 환유류변동성에 충격이 발생하면 단기유로 예금금리의 변동성이 확대되는 것으로 나타났다. 그리고 한 금융 자산가격에 대한 비관적 정보는 낙관적 정보에 비해 다른 금융자산가격의 변동성응ㄹ 크게 확대시키는 비대칭적 효과가 있는 것으로 분석되었다.

지호준·채미경(2001)[6]은 외환위기 이전과 이후로 원/달러, 엔/달러 환율이 어떤 시차적 동조성을 가지는지 명목환율과 실질환율로 회귀분석하고 공적분 관계를 통해 분석하여 원/달러 환율과 엔/달러 환율이 원화 환율의 급등락기를 제외하고는 시차 동조성을 가진다는 것과 명목환율의 경우 엔/달러 환율 변동이 원/달러 환율변동에 일방적 인과관계가 있다는 것을 증명하였다.

김은경(2002)[7]은 2002년 4월부터 5개월간 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 정도가 그 어느 때보다도 심화되고 있음을 상관관계분석과 VAR분석방법으로 살펴보고 원인을 분석하였다. 분석결과 그 원인은 달러화 약세요인, 외환시장의 참고지표 변화요인, 변동환율제도와 자본자유화 추진과 같은 제도적 요인 등으로 설명하였다. 이들 요인 중 외환시장에서 원/달러 환율의 참고지표로서 엔/달러 환율을 사용하는 것은 우리 경제의 펀더멘탈을 정확하게 반영하지 못하는 우(愚)를 범할 수 있다. 그리고 최근 엔/달러 환율과 원/달러 환율의 절상률이 중국 위안화와 여타 아시아 국가들의 통화들의 절상률보다 높기 때문에 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 빠른 절상 속도는 중국 등 아시아 국가들에 대한 수출경쟁력에 부정적인 영향을 끼친 것으로 나타났다.

이근영(2002)[8]은 1990년 3월2일 ~ 2002년 9월 30일까지의 일별 자료를 이용하여 채권, 외환, 주식 등 국내 금융시장에서의 변화율 및 변동성 간 상관관계, 또 이들 간의 상관관계를 다변령 GARCH(1,1)과 GJR(1,1) 모형을 설정하여 분석하였다. 특히 본 연구는 자산수익률 간의 상관관계가 시간이 흐름에 따라 변함을 가정하였으며, 분석결과 금융시장 변동성이 큰 기간에 금리, 환율, 주식 변화율 간 상관관계의 절대치가 시장변동성이 작은 기간 동안에 비해 크게 증가함을 보였다.

Mckinnon, Ronald and Gunther Schnab(2003)[9]은 동아시아 국가들을 그룹으로 나누어서 무역

5) Ebrahim, S, K. (2000), “Volatility Transmission Between Foreing Exchange and Monetary Market,” Bank of Cnanada Working Paper, Aug, pp.18~20.
6) 지호준·채미경 (2001), “원/달러 환율과 엔/달러 환율의 시차동조성”, 한일경상논집, 제22권제2호, pp.347-365.
7) 김은경 (2002), “최근의 원/엔 환율 동조화 현상 분석”, 세계경제, 대외경제정책연구원, p.1.
8) 이근영 (2002), “주식·채권·화폐시장에서의 변동성 상관관계분석”, 「국제경제연구」, 제8권 제1호. pp.8-9.
9) McKinnon, Ronald I. and Gunther Schnabl (2003), “Synchronized Business Cycles in East Asia : Fluctuations in the Yen/Dollar Exchange Rate and China's Stabilizing Role”, The World Economy, Vol. 26, No.8, pp.1067-1088.

거래량을 조사하고 환율 변동성을 아시아 외환위기 이전, 외환위기 기간, 외환위기 이후로 나누어서 분석하였다. 분석결과 1997년 강력한 엔화가치의 하락이 일본과 그 주변 국가들의 성장을 둔화시켰으며, 아시아 금융위기의 원인이라고 언급하였다.

유시용(2004)[10]은 1992년 1월 ~ 2004년 1월까지의 일별자료를 이용하여, 채권·외환·주식 시장의 동태적 상관관계를 DCC(Dynamic conditional correlation)-다변량 GARCH 모형을 설정하여 분석하였다. 분석 결과 DCC의 평균회귀 속도와 DCC의 움직임의 진폭이 증가했음을 발견하고, 이는 금융위기 이후 자본자유화가 진전되면서 국내 금융시장이 국내외 금융시장의 정보에 더 민감하게 반응됨에 따라 외환시장이나 주식시장의 변동성이 증가했기 때문인 것으로 분석하였다.

송정석(2005)[11]은 원/달러 환율과 엔/달러 환율은 일반적으로 강한 연계성이 있으나 다양한 구간에서 여러 가지 요인의 차이에 의해 연계성의 정도가 다를 수 있음을 고려하여 분수 공적분 기법을 통하여 검증하였다. 그 결과 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 변동성은 장기와 단기에 원-엔 동조화 정도에 영향을 주는 것으로 나타났다.

박해식·송치영(2006)[12]은 2분 간격 자료를 이용한 미시구조적 접근을 통해 외환위기 이후의 원엔 동조화의 특징에 대해 살펴보았다. 실증분석 결과, 동조화와 탈동조화는 특정 기간에 국한되지 않고 자주 반복되었으며 동조화기에 외환시장 참여자들은 외환시장에 유입되는 여러 정보 중에서 주로 엔/달러 환율의 변동에 반응한 반면에 외국인 주식투자 등 다른 정보에도 유의하게 반응하였다.

Gunther Schnabl (2007)[13]은 헝가리, 체코, 폴란드 등의 신흥 유럽국가와 중국, 한국, 대만 등의 동아시아 국가의 성장에 대한 환율변동성을 연구하였다. 연구방법으로 교차국가패널분석을 사용하였으며, 고정환율이 국제무역가 이자율, 거시경제적인 안정성에 긍정적인 연향을 주기 때문에 고정환율제를 채택하고 있는 신흥국가의 금융시장이 더 빨리 성장하는 것으로 나타났다.

---

10) 유시용 (2004), “DCC-MGARCH 모형을 이용한 우리나라 금융시장의 동태적 조건부 상관관계분석”, 「경제연구」, 제22권 제4호. pp.12-14.

11) 송정석 (2005), “외환위기 이후 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 현상 분석”, 한국경제연구원, 연구보고서, 제5권 제26호., pp.1-130.

12) 박해식·송치영 (2006), “미시구조적 접근을 통한 원/엔 동조화의 이해”, 한국은행 금융경제연구원, 경제분석 제12권 제4호, pp.1-34.

13) Gunther Schnabl (2007), “Exchange Rate Volatility and Growth in Emerging Europe and East Asia,” CESifo Working Paper No. 2023 Category 6 : *Monetary Policy and International Finance*.

Ⅲ. 모형 설정 및 추정 방법

1. 모형설정

1980년대 후반 이후 국제자본시장 개방과 통합에 따른 자본 이동의 증가로 인해 포트폴리오 모형의 환율 설명력이 커지기 시작하였다. 대표적인 모형이 Hooper-Morton 모형과 Branson 모형이다. Branson 모형은 환율이 양국 자산의 기대수익률 차이와 상대적 증권공급에 의하여 결정된다는 이론이고, Hooper-Morton 모형은 2국 모형을 가정했을 때 통화량, 해외통화량, 자국국민소득, 해외국민소득, 자국이자율, 해외이자율, 예상물가 변화율, 해외물가 변화율, 누적무역수지 등을 영향요인으로 보는 것이다. 이 모형은 각 환율간 직접적인 연동에 대해 살펴볼 수 없다는 단점을 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 2변수 모형과 3변수 모형을 사용해 분석하도록 한다.

1) 원-달러, 엔-달러, 위안-달러 2변수 모형

엔-달러 환율, 위안-달러 환율에 대한 원-달러 환율의 동조성을 분석하기 위해 사용디는 단순모형은 원-달러 환율에 대해 위한한중일 3국 통화에 대한 위안-달러, 엔-달러 환율을 각각 2변수로 구성된 모형이다. 원-달러 환율은 한국은행에서 제공하는 2002년 6월 1일부터 2009년 11월 20일간의 대미 환율을 사용하고 엔-달러 환율도 같은 기간에 IMF에서 제공하는 환율을 사용한다. 위안-달러 환율 모형의 경우는 위안화의 절상기인 2005년 7월 이후 기간의 환율을 사용한다. 모든 변수는 자연로그를 취했으며, 다음과 같은 수식을 사용한다.

$$f(e_{kor}, e_{jap}) = \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (1)$$

$$f(e_{kor}, e_{\chi}) = \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (2)$$

2) 원-달러, 엔-달러, 위안-달러 환율 3변수 모형

각각의 환율 결정에 네 통화가 상호간 주는 영향을 분석하기 위해 3변수를 모두 사용한 모형을 다음과 같이 제시한다.

$$f(e_{kor}, e_{jap}, e_{\chi}) = \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (3)$$

2. 분석방법

전통적인 경제분석에서는 안정적인(stationary) 시계열 자료를 가정하고 있다. 즉 자료의 평균이 시간에 관계없이 일정하고 분산은 유한한 값을 가지고 있다. 또 외부적인 충격에도 평균을 중심으로 일정한 분산하에 변동폭을 유지하다가 결국 다시 평균으로 회귀하는 것을 말한다. 이 같은 안정적인 시계열은 자기상관함수의 값이 시차수가 증가함에 따라 급격히 감소하게 되는데 이를 0차 적분(intergrated of order 0)라고 하며 I(0)으로 표시한다. 그러나 현실적으로 대부분의 시계열 자료들은 불안정적인(non-stationary) 자료로 밝혀졌다. 불안정적인 시계열 자료는 시간에 따라 평균값이 변하고 회귀하려는 장기적인 평균이 없다. 또한 변수간 상관관계가 없음에도 불구하고 표본수가 높아지면 R^2값이 1에 가깝게 나타나고 Durbin-Watson(DW)통계량이 작게 나타난다. 이러한 불안정한 시계열 자료에 전통적인 계량분석기법을 적용하면 두 변수 사이에 아무런 상관관계가 없지만 t-값이 표본수가 커짐에 따라 외견상 의미있는 상관관계가 있는 것처럼 보이는 가성회귀(spurious regression)문제가 발생하게 된다.

불안정한 시계열인지 판별하기 위해서 단위근 검정을 시도한다. 시계열 자료가 단위근 있다고 판명되면 자료들이 불안정하므로 가성회귀문제를 극복하기 위해 전통적인 OLS방법 대신 장기적인 균형관계를 확인해 주는 Johansen 공적분 방법을 사용한다. 공적분이 있으면 벡터오차수정모형(VECM)을 적용하여 모형을 추정하고 공적분이 없다고 판명되면 차분된 VAR을 적용한다. 또한 원-달러 환율에 대한 변수의 설명력과 단기적인 충격반응을 확인하기 위해 충격반응분석과 분산분해를 시도한다.

1) 단위근 검정

일반적으로 시계열자료의 경우 안정성이 문제가 된다. 우리들이 사용하는 대부분의 경제변수들 같은 경우 불안정성을 내포하고 있다. 시계열자료가 불안정적이라면 회귀 분석시 추정 및 검정에서 오류가 발생할 수 있다. 이것을 가성회귀라고 하는데, 가성회귀의 경우 변수간에 상관이 없음에도 불구하고 불안정적 변수간의 회귀분석 결과에서는 R^2값과 유의성 검정을 위한 t(검정통계량)이 높게 나타날 수 있다.

회귀 분석시 이러한 안정성을 판별하는 방법중의 하나가 단위근 검정이다. 단위근 검정은 ARMA모형의 안정성 문제와 그 맥을 같이하는 것으로 일반적인 확률적 오차모형에서 자기회귀항을 중심으로 정의되는 방정식의 근이 1이라는 값을 포함하느냐를 판단하는 방법론이다. 이러한 변수들에 방정식의 근이 1이라면 이 자료는 안정적인 시계열이 아니다. 이러한

변수들은 안정적인 시계열로 바꿔 주어야 하는데 여기서 안정적이란, 시계열의 평균이 동일하며 분산시 유한한 값을 갖는 특성을 지칭한다.[14] 불안정한 변수들의 불안정성은 일반적으로 차분을 통해 해소 될 수 있는데 안정성이 회복되기까지에 필요한 차분 회수를 d라 할 때 원시계열은 n차분된 시계열이라 부르며 Yt ~ I(n)라 표기한다.

단위근 검정방법에는 DF검정법과 ADF검정법, PP검정법이 있다. DF검정법[15]은 Dickey-Fuller에 의해 고안된 검정법으로 오차항이 independent, identically distributed variable이라는 가정 하에서 구한 통계량이 점진적으로 극한분포를 가진다는 사실을 이용한 것이다.

검정의 절차는 단위근의 존재여부를 검정하고자하는 시계열에 대한 자기회귀모형을 설정한 후 시차변수에 대한 t 통계량 값을 통해 최소자승추정이 단위근(ρ=1)과 유의적으로 다른지를 보게 된다. 즉 ρ=1이라는 귀무가설(단위근 존재)을 설정한 후 통계량이 임계치 보다 큰지, 작은지를 살펴보게 된다.

ADF 검정법[16]은 Dickey와 Fuller의 검정법을 발전시킨 것으로 현재 가장 널리 사용되는 기법이다. 이 검정법은 오차항이 i.i.d. 이라는 가정을 완화하기 위해서 DF검정법을 확장한 것으로 yt의 차분 변수의 시차변수를 설명변수로 포함시키게 되며 오차항이 백색오차(white noise)가 된다는 원리를 이용한 기법이다. ADF검정은 DF검정과 마찬가지로 먼저 상수항과 추세선의 도입여부를 3개의 모형중 하나를 선택하여 검정하고자하는 시계열을 그 시차변수와 일정수의 시차 차분 변수에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 최소자승 추정치가 단위근과 다른지를 t값을 이용하여 판정하게 된다.

$$\text{모형} : \triangle Y_t = a + r Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{v} \delta_i \triangle Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (4)$$

$$\text{모형} : \triangle Y_t = a + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{v} \delta_i \triangle Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (5)$$

각 변수의 단위근 검정은 수준변수와 차분변수 모두 사용하였고, ADF 검정에의 시차는 Akaikedhk Schwarz의 기준을 최소로 하는 시차를 선택하여 단위근 검정을 실시하였다.

$$AIC = \ln \frac{\acute{e}e}{n} + \frac{2k}{n} \quad \cdots\cdots (6)$$

14) 이종원·이상돈 (2000), "RATS를 이용한 계량경제분석", 전영사, pp.1038-1039.
15) 김인수 (1993), "오차수정모형에 대한 이론적 고찰 및 실증분석", 경제브리프 501호, pp.6-8.
16) 이종원·이상돈 (2000), 전게서, pp.1047-1048.

$$SC = \ln\frac{\acute{e}e}{n} + \frac{k}{n}\ln n \quad \cdots\cdots (7)$$

(단, e는 잔차항의 벡터, n은 관측치 수, k는 변수의 수)

2) 공적분검정(cointegration test)[17]

공적분의 검정방법은 크게 2가지로 나누어진다. 첫째는 공적분의 정의에서 시현하는 것과 같이 회귀잔차에 대하여 이것이 안정적인가를 단위근검정에 의하여 판별하는 방법으로, ADF와 PP검정방법이 그대로 사용되는데, 산출되는 검정통례량의 분포는 역시 비표준적 위너과정을 표시되고, 공적분거정의 경우 검정통계량의 분포가 사용된 불안정적 독립변수의 개수 등에 의존하게 되므로 단위근검정통계량의 통계표가 그대로 사용되지는 못한다.

둘째, 일반적으로 3개 이상의 불안정적 시계열간의 공적분 관계를 규명함에 있어서 2개 이사의 공적분 관계가 존재할 수 있는데, 일반적으로 다변량 시계열분석(VAR 모형)을 통하여 검정하게 된다.

다변량 시계열분석에 의한 공적분 검정법으로는 Johansen 검정방법[18]이 가장 널리 사용되고 있고, 이 방법은 단순히 공적분을 검정하는 데 지나지 않고 공적분이 존재할 때 공적분모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련된 여러 가지 가설검정까지도 수행하고 있다는 장점이 있다. 공적분이 존재하면 시계열간 선형결합 후 남는 오차항이 안정적이 되어 그 균형치도 0의 값을 갖게 되므로 누적적 시계열간에 안정적인 관계가 존재하게 된다.

본 논문의 변수들의 단위근 검정결과 모든 변수에서 단위근이 존재하는 불안정 시계열로 나타남에 따라 가성회귀의 문제가 발생한다. 따라서 여기서는 Johansen 검정법을 이용하여 공적분 검정을 실시할 것이며, 공적분 관계가 성립하면, 단위근에 대한 문제는 없다고 판단한다. 먼저 단위근이 있는 P개의 변수로 구성된 오차수정모형을 다음과 같이 설정한다.

$$\Delta X_t = \Gamma\Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1}\Delta X_{t-k+1} + \alpha\beta\Delta X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (7)$$

단, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, X_t는 LWON, LYEN, CCA 3변수로 구성된 열 벡터, α는 균형으로 조정되는 속도, β는 공적분 벡터, μ는 상수항(시간추세 반영), ε_t는 자기 상관이 없는 백색잡음 오차항

17) 이종원·이상돈 (2000), 전게서, pp.1048-1050.

18) Johansen(1988)은 벡터자기회귀모형(VAR)을 토대로 축약계수회귀(reduced rank regression)와 정규상관법(canonical correlation method)을 이용하여 다변수를 대상으로 한 공적분 검정법을 개발

식 (7)로부터 공적분 벡터를 추정하고 이것으로 우도비(likelihood ratio) 통계량을 구하여 r개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설을 검정한다. Johansen 검정에는 $\lambda_{\max}$와 trace en 종류의 통계량이 사용되며 식 (8)과 식 (9)에 의해 계산할 수 있다.

$$trace = -T\sum_{i=r+1}^{k}\log(1-\lambda_i) \quad \cdots\cdots (8)$$

$$\lambda_{\max} = -T\log(1-\lambda_{r+1}) = trace_r - trace_{r+1} \quad \cdots\cdots (9)$$

여기서 λ_i는 i번째 고유치(eigen value)이다. 두 통계량의 차이는 λ_{max}는 적어도 r개 이하의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설에 공적분 벡터의 수가 r+1개 존재하다는 대립가설을 검정하며 trace 통계량은 r개 이하의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설에 대해 대립가설은 공적분 벡터의 수가 k개인 것을 검정하는 것이다. 단 k는 변수의 수이며, r < k 이다.

모형에서 상수항과 추세 포함유무에 따라 tr ace 검정통계량에 차이가 나타나기 때문에 먼저 변수와 모형에 상수항과 추세를 포함시켜야 할 것인지 검정해야 한다. 검정방법은 모두 5가지가 있다. 시계열 내에 추세가 없고 공적분 회귀식이 상수항을 갖지 않는 경우, 시계열 내에 추세가 없지만 공적분 회귀식이 상수항을 갖는 경우, 시계열이 선형추세를 가지며 회귀식에 상수항이 있는 경우, 시계열과 공적분 회귀식이 모두 선형추세를 갖는 경우, 마지막으로 시계열이 2차의 추세를 가지며 공적분 회귀식에 선형추세가 있는 경우이다. 시차는 AIC와 SBC를 최소로 하는 모형을 선택한다.

3) 벡터오차수정모형

단위근 검정 결과 시계열자료가 불안정한 것으로 판명된 경우 두 가지 접근법이 존재한다. 첫째는 연속적인 차분 과정을 거쳐 안정적인 시계열 자료를 추출하여 회귀분석을 수행하는 과정이다. 경제변수간 정태적 및 동태적인 상호관계를 분석하고 할 때, 벡터자기회귀(VAR)모형이 가장 적절한 모형이라고 할 수 있다. 그러나 차분된 시계열 자료를 이용할 경우 시계열의 고유한 잠재 정보를 상실하여 동태적이고 안정적인 장기 균형을 도출할 수 없다는 한계점이 있다.

둘째는 공적분 관계를 검토 후 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하는 것이다. 벡터오차수정모형은 모형 내에 변수들간의 공적분 제약을 포함하여 VAR 모형을 구성하게 된다. 이때 공적분 관계식의 오차항을 오차수정항으로 이용하는 단기동학을 고려하게

되면 장기균형관계로부터 일시적인 이탈을 부분적인 단기조정과정을 통해 추세의 수준으로 수렴하도록 내생변수들이 장기형태를 제약할 수 있다. VECM의 구조 속에서 공적분 벡터의 모수가 추정되므로 2변수의 경우 VAR로부터 도출된 VECM 모형을 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix}\Delta(e_{kor})\\ \Delta(e_{jap})\end{bmatrix}=\sum_{i=1}^{k-1}[\Gamma_i]\begin{bmatrix}\Delta(e_{kor})\\ \Delta(e_{jap})\end{bmatrix}+[\Pi]\begin{bmatrix}\Delta(e_{kor-1})\\ \Delta(e_{jap-1})\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\mu_1\\ \mu_2\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\epsilon_1\\ \epsilon_2\end{bmatrix} \quad \cdots\cdots (10)$$

여기서 Δ는 1차 차분을 나타내고 μ벡터는 (2×1) 상수항 벡터, k는 시차구조, 그리고 ε_t는 (2×1) 백색잔차 벡터이다. Γ_i는 (2×2) 행렬로서 i번째 시차에서 2개 수식들 간의 단기조정을 나타내는 변수들이다. 계수행렬 Π는 2개의 변수들간의 장기적 균형관계에 관한 정보를 보유하고 있다.

Ⅳ. 실증분석

1. 데이터의 설정

본 연구에 사용된 데이터는 1997년 12월부터 2009년 11월 20일까지의 환율데이터를 사용하였다. 원-달러 환율은 한국은행 고지 일별 환율 데이터를 엔-달러, 위안-달러는 IMF 고지 일별 환율 데이터를 사용한다. 이때 사용되는 환율은 매매기준율로서 각국의 변동 환율 제도에 따라 계산된 시장 평균 환율이다. 환율을 표시하는 방법은 위안-달러 환율의 경우 외화기준시세를 적용한 것으로 국제 환율 시장의 환율 표시 관행에 따라 10단위 미만의 경우 소수점 넷째 자리까지 표시하였으며, 엔-달러 환율과 원-달러 환율은 10단위 이상인 경우 소수점 이하 둘째자리까지 표시하였다.[19]

2. 상관관계분석

원-달러 환율, 엔-달러 환율, 위엔-달러 환율 변수간의 연관성을 추정하기 위해서 변수의 1

19) 한국과 중국의 외환시장은 토요일과 일요일에 휴장하여 영업을 하지 않기 때문에 데이터 상에는 일별로 5일이 연속되고 다음 2일이 누락된다.

차 차분을 구하여 상관관계를 추정하였다.

<표 IV-1> Level 수준 변수간의 상관관계

구분			KOR	JAP	CHI
1997:12~ 2009:11	KOR	Pearson 상관계수	1.000	0.218**	0.121*
		유의확률(양쪽)		0.000	0.000
		N	3030	3030	3030
	JAP	Pearson 상관계수	0.218**	1.000	0.570*
		유의확률(양쪽)	0.000		0.000
		N	3030	3030	3030
	CHI	Pearson 상관계수	0.121**	0.570**	1.000
		유의확률(양쪽)	0.000	0.000	
		N	3030	3030	3030

**. 상관계수는 0.01수준(양쪽)에서 유의함.

분석기간에 있어 원-달러 환율과 엔-달러 환율은 0.218의 정의 상관관계를 가졌으며, 엔-달러 환율과 위안화 달러 환율도 0.570의 정의 상관관계를 가지고 있다. 이러한 결과로 볼 때 원-달러, 엔-달러, 위안-달러 환율 모두 서로 긴밀한 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 단지 원-달러 환율은 위안-달러 환율보다 엔-달러 환율 변동에서 더 큰 영향을 받는 것으로 분석되었다. 따라서, 외환위기 이후 원-달러 환율과 엔-달러 환율, 위안-달러 환율 모두 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 1차 차분 변수간의 상관관계도 동일한 결과를 보였다.

<표 IV-2> 1차 차변 변수간의 상관관계

구분			DIFF(KOR,1)	DIFF(JAP,1)	DIFF(CHI,1)
1997:12~ 2009:11	KOR	Pearson 상관계수	1.000	0.026	0.025
		유의확률(양쪽)		0.150	0.173
		N	3029	3029	3029
	JAP	Pearson 상관계수	0.026	1.000	0.030
		유의확률(양쪽)	0.150		0.093
		N	3029	3029	3029
	CHI	Pearson 상관계수	0.025	0.030	1.000
		유의확률(양쪽)	0.173	0.093	
		N	3029	3029	3029

3. 단위근 검정

단위근 검정은 1997년 1월 1일부터 2009년 11월 20일까지의 3030개의 일별 데이터를 사용하였다. 원-달러 환율과 엔-달러 환율, 위안-달러 환율은 자연대수를 취하여 사용하였고, ADF 검정을 사용하여 시계열 자료의 불안정성을 추정하였다. 각 검정에서 시차 개수는 Akaike 기준을 적용하였다. 분석결과는 <표 Ⅳ-3>과 같다.

〈표 Ⅳ-3〉 단위근 검정

기간	환율	ADF 단위근 검정			
		수준변수	1%유의수준	차분변수	1%유의수준
전체	원	-2.3916	-3.4323	-31.1137	-3.4323
	엔	-1.4846	-3.4323	-28.9795	-3.4323
	위안	4.4378	-3.4323	-	-
기간	환율	PP 단위근 검정			
		수준변수	1%유의수준	차분변수	1%유의수준
전체	원	-2.1564	-3.4323	-44.4221	-3.4323
	엔	-1.5820	-3.4323	-56.5975	-3.4323
	위안	4.1053	-3.4323	-	-

주) (1) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 나타냄.
(2) 전체 (1997.12 ~ 2009.11.20), 1기(1997.12 ~ 2005.7.21), 2기(2005.7.25~2008.9.30)

검정결과를 살펴보면 상수항과 추세를 포함하는 검정모형을 통해 ADF 단위근 검정 결과 수준변수에서 원-달러, 엔-달러 환율의 경우 단위근이 존재하여 1차 차분을 통해 단위근을 존재하지 않았으며, PP 결과에서도 동일한 결과가 나왔다. 그러나 위안화-달러 환율의 경우 수준변수에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

원자료 검토한 결과 위안-달러 환율을 제외하고 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 위안-달러 환율의 경우 단위근이 존재하지 않아 공적분 검정이 필요하지 않지만 공적분 검정을 통해 이들 자료의 안정성을 재판단 하고자 한다.

4. 공적분 검정

1) 2변수 모형

단위근 검정 결과 모든 변수에 불안정한 자료임이 판명되었기 때문에 공적분 검정을 통해 2변수 모형과 3변수 모형의 균형관계를 추정해 본다. 공적분 검정에는 Johnsen(1988) 공적분 검정법으로 추정하였다. 시차개수는 Akaike 기준을 사용하였다.

<표 Ⅳ-4>엔/달러, 원/달러 2변수 공적분

	엔/원	
	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic
r=0	6.2216(0.6693)	3.9136(0.8683)
r=1	2.3079(0.1287)	2.3079(0.1287)

<표 Ⅳ-5> 위안-달러, 원-달러 2변수 공적분

	원/위안	
	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic
r=0	69.2753(0.0226)	69.2619(0.0226)
r=1	0.0134(0.9075)	0.0134(0.9075)

r=0의 값은 자연상승률에 의한 것이고, r=1값이 전기 엔-달러 변동에 의해 변화하는 원-달러 환율을 나타낸다. <표 Ⅳ-4>에서 엔/달러 환율이 1% 상승하면 원-달러 환율은 즉각적으로 2.3% 상승함을 알 수 있다. <표 Ⅳ-5>에서 위안-달러 환율이 1% 상승하면 원-달러 환율은 0.01% 상승함을 알 수 있다. H_o : r = 0 인 경우 $\lambda trace(0)$=69.2753(19.93711)로 기각 1% 유의수준에 기각되었다. 따라서, 1% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하지 않는다. 반면 H_0 : r < 1 인 경우 $\lambda trace(1)$=0.0134(6.6348)로 1% 유의수준에서 기각할 수 없다. 즉 변수들은 장기적으로 서로간에 비례적으로 그들을 유지할 균형조건이 없음을 의미한다.

2) 3변수 모형

원-달러 환율 결정과정에서 엔-달러 환율이 환율결정요인이라는 사실은 잘 알려져 있다. 최근 달러 약세에 대한 전망과 외환보유고 다변화 의견이 많은 만큼 원-달러 환율과 엔-달러

환율, 위안-달러 환율까지 포함한 동북아 3국의 환율동조성을 Johansen 검정을 통해서 살펴보았다. 본 모형은 1997년 12월부터 2009년 11월 20일까지 일별데이타 3030개를 대상으로 한국, 일본, 중국의 대미달러환율 자료를 모두 로그를 취하여 공적분 관계의 존재여부를 요한슨 검정방법을 이용하여 검정하고 공적분 관계가 존재하는지에 대해 추정한 것이다.

〈표 Ⅳ-6〉 원-달러, 위안-달러, 엔-달러 3변수 공적분(Trace)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.030302	107.8730	42.91525	49.36275	0.0000
At most 1	0.002964	14.73117	25.87211	31.15385	0.5969
At most 2	0.001897	5.746948	12.51798	16.55386	0.4931

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05(0.01) level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05(0.01) level
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

<표 Ⅳ-6>에서 우도비통계량은 λ trace(r)로 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r개보다 작거나 같다이다. 따라서 $H_0 : r = 0$인 경우 $\lambda trace(0) = 107.87$로 1%, 5% 유의수준에서 기각되었음을 알 수 있다. 반면, $H_0 : r \leq 1$ 인 경우 $\lambda trace(1) = 14.73$ 으로 1% 유의 수준 및 5% 유의수준에서 기각할 수 없다. 따라서 1% 유의수준에서 공적분 관계가 있는 것으로 결론지을 수 있다. 즉, 세 변수들은 장기적으로 서로간에 비례적으로 그들을 유지할 균형조건이 없음을 의미한다.

〈표 Ⅳ-7〉 원-달러, 위안-달러, 엔-달러 3변수 공적분(Eigenvalue)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.030302	93.14182	25.82321	30.83396	0.0000
At most 1	0.002964	8.984222	19.38704	23.97534	0.7261
At most 2	0.001897	5.746948	12.51798	16.55386	0.4931

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05(0,01) level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05(0.01) level
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

<표 Ⅳ-7>에서 우도비통계량은 λ Eigenvalue(r)로 귀무가설은 공적분벡터의 수가 r개보다 작거나 같다이다. 따라서 $H_0 : r = 0$인 경우 $\lambda Eigenvalue(0) = 93.14$로 1%, 5% 유의수준에서 기각되었음을 알 수 있다. 반면, $H_0 : r \leq 1$ 인 경우 $\lambda Eigenvalue(1) = 8.98$ 으로 1% 유의 수준 및 5% 유의수준에서 기각할 수 없다. 따라서 1% 유의수준에서 공적분 관계가 있는 것으로 결론지을 수 있다. 즉, 세 변수들은 장기적으로 서로간에 비례적으로 그들을 유지할 균형조건이 없음을 의미한다.

5. 벡터자기회귀

2변수 모형에서 전 기간에 걸쳐 공적분이 없는 것으로 나타났으므로 오차 수정항이 없는 상태에서 차분된 변수를 이용하여 벡터자기회귀모형(VAR)을 설정한다.

〈표 Ⅳ-8〉 위안-달러 충격에 대한 원-달러 VAR 추정결과

Responseof LCHI:			Responseof LKOR:		
Period	LCHI	LKOR	Period	LCHI	LKOR
1	0.000668 (8.6E-06)	0.000000 (0.00000)	1	0.000458 (0.00019)	0.010613 (0.00014)
2	0.000612 (1.4E-05)	5.08E-06 (1.2E-05)	2	0.000716 (0.00030)	0.012637 (0.00025)

충격반응관계는 특정변수의 단위당 충격의 크기에 해당하는 충격을 그것이 자기변수 및 나머지 변수에 미치는 영향을 의미하는 것이다. <표 Ⅳ-8>를 살펴보면, 독립적인 위안-달러 환율변화에 대한 원-달러 환율의 변화를 나타낸다. 1기에 위안-달러 환율이 1% 변화하면 원-달러 환율은 0.06% 변화한다. 원-달러 충격에 대해서는 0.04% 변화하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-9〉 엔-달러 충격에 대한 원-달러 VAR 추정결과

Responseof LJAP:			Responseof LKOR:		
Period	LJAP	LKOR	Period	LJAP	LKOR
1	0.007553 (9.7E-05)	0.000000 (0.00000)	1	0.000232 (0.00019)	0.010620 (0.00014)
2	0.007331 (0.00017)	0.000213 (0.00013)	2	0.000472 (0.00030)	0.012646 (0.00025)

<표 Ⅳ-9>는 독립적인 엔-달러 환율변화에 대한 원-달러 환율의 변화를 나타낸다. 1기에 엔-달러 환율이 1% 변화하면 원-달러 환율은 0.07% 변화한다. 원-달러 충격에 대해서는 0.02% 변화하는 것으로 나타났다.

<표 Ⅳ-10>는 독립적인 위안-달러 환율변화에 대한 엔-달러 환율의 변화를 나타낸다. 1기에 위안-달러 환율이 1% 변화하면 엔-달러 환율은 0.07% 변화한다. 엔-달러 충격에 대해서는 0.02% 변화하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-10〉 위안-달러 충격에 대한 엔-달러 VAR 추정결과

Responseof LCHI:			Responseof LJAP:		
Period	LCHI	LJAP	Period	LCHI	LJAP
1	0.000668 (8.6E-06)	0.000000 (0.00000)	1	0.000194 (0.00014)	0.007545 (9.7E-05)
2	0.000620 (1.5E-05)	7.47E-05 (1.2E-05)	2	0.000147 (0.00019)	0.007310 (0.00017)

〈표 Ⅳ-11〉 위안-달러 충격에 대한 엔-달러 VAR 추정결과

Responseof LCHI:				Responseof LJAP:			
Period	LCHI	LJAP	LKOR	Period	LCHI	LJAP	LKOR
1	0.000663 (8.5E-06)	0.000000	0.000000	1	0.000201 (0.00014)	0.007544 (9.7E-05)	0.000000 (0.00000)
2	0.000605(1.4 E-05)	0.000000	4.18E-06 (1.2E-05)	2	0.000159 (0.00019)	0.007307 (0.00017)	0.000223 (0.00013)

Responseof LKOR:			
Period	LCHI	LJAP	LKOR
1	0.000453 (0.00019)	0.000230 (0.00019)	0.010611 (0.00014)
2	0.000719 (0.00030)	0.000474 (0.00030)	0.012624 (0.00025)

<표 Ⅳ-11>은 3변수들이 t-1기와 t-2기에 다른 변수에 의해 받는 영향을 동태적으로 분석한 것이다. 위안-달러의 경우 t-1기에 모든 변수들이 동조성이 존재하는 것으로 나타났다. 다면 경중의 차이로 원-달러 환율은 위안-달러 환율에 대한 변화에 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면 전통적인 기준이던 엔-달러 환율은 장기적으로 다소 위안-달러 환율에 비해 낮게 나타났다.

V. 결 론

원-달러 환율이 엔-달러 환율과 보이는 연동성 혹은 동조성이 많은 연구로 증명되었다. 본 연구에서는 엔, 달러 약세와 위안화 강세 등 국제금융시장에서의 화폐간 위상의 변화등을 고려하여 아시아 통화간 동조성과 원-달러 환율, 엔-달러 환율, 위안-달러 환율의 동조성에 대해 살펴보았다. 동조성에 대한 분석을 위해 상관관계분석, 단위근검정, 공적분 검정, 벡터자기 회귀모형 등의 분석을 실시하였으며 결과는 다음과 같다.

첫째, 상관관계분석 결과 분석기간에 있어 원-달러 환율과 엔-달러 환율은 0.218의 정의 상관관계를 가졌으며, 엔-달러 환율과 위안화 달러 환율도 0.570의 정의 상관관계를 가지고 있다. 이러한 결과로 볼 때 원-달러, 엔-달러, 위안-달러 환율 모두 서로 긴밀한 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 단지 원-달러 환율은 위안-달러 환율보다 엔-달러 환율 변동에서 더 큰 영향을 받는 것으로 분석되었다. 따라서, 외환위기 이후 원-달러 환율과 엔-달러 환율, 위안-달러 환율 모두 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 1차 차분 변수간의 상관관계도 동일한 결과를 보였다.

둘째, 단위근 검정결과 상수항과 추세를 포함하는 검정모형을 통해 ADF 단위근 검정 결과 수준변수에서 원-달러, 엔-달러 환율의 경우 단위근이 존재하여 1차 차분을 통해 단위근을 존재하지 않았으며, PP 결과에서도 동일한 결과가 나왔다. 그러나 위안화-달러 환율의 경우 수준변수에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 원자료 검토한 결과 위안-달러 환율을 제외하고 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 위안-달러 환율의 경우 단위근이 존재하지 않아 공적분 검정이 필요하지 않지만 공적분 검정을 통해 이들 자료의 안정성을 재판단 하고자 한다.

셋째, 공적분 검정결과 엔/달러 환율이 1% 상승하면 원-달러 환율은 즉각적으로 2.3% 상승하였으며, 위안-달러 환율이 1% 상승하면 원-달러 환율은 0.01% 상승함을 알 수 있다. H_o : r = 0 인 경우 1% 유의수준에 기각되었다. 따라서, 1% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하지 않는다. 반면 H_0 : r < 1 인 경우 1% 유의수준에서 기각할 수 없다. 즉 변수들은 장기적으로 서로간에 비례적으로 그들을 유지할 균형조건이 없음을 의미한다.

넷째, VAR 검정결과 독립적인 위안-달러 환율변화에 대한 원-달러 환율의 변화를 나타낸다. 1기에 위안-달러 환율이 1% 변화하면 원-달러 환율은 0.06% 변화한다. 원-달러 충격에 대해서는 0.04% 변화하는 것으로 나타났다. 독립적인 엔-달러 환율변화에 대한 원-달러 환율의 변화를 살펴보면, 1기에 엔-달러 환율이 1% 변화하면 원-달러 환율은 0.07% 변화한다. 원-

달러 충격에 대해서는 0.02% 변화하는 것으로 나타났다. 독립적인 위안-달러 환율변화에 대한 엔-달러 환율의 변화를 살펴보면, 1기에 위안-달러 환율이 1% 변화하면 엔-달러 환율은 0.07% 변화한다. 엔-달러 충격에 대해서는 0.02% 변화하는 것으로 나타났다.

종합하면, 글로벌 금융위기 이후 환율시장의 변동성은 크게 확대되었으며, 특히 외환시장의 시장충격이 이전기간보다 더 오랜 기간에 걸쳐 시장의 불안요소로 작요되는 것을 확인하였다. 또 시장간 상관관계 측면에서는 금융위기 이후 주식-환율 시장간 부(-)의 상관관계가 더 강해진 반면, 채권-환율시장 간에는 정(+)의 상관관계는 유의하지 않았다. 따라서 신용경색에 대한 우려에 의해 주식시장과 채권시장에서 외국자본 유출이 본격화되면서 환율상승을 초래하였다고 볼 수 있다. 이를 바탕으로 “원-위안-엔”-달러 시장의 동조성은 더욱 심화되는 것으로 나타났다.

본 연구는 한중일 3국의 환율 동조성으로 연구한 것으로 분석결과 동조성이 더욱 심화되는 것으로 분석되었다. 따라서, 각국 정부와 수출기업은 각 금융시장의 변동성 및 상관관계가 분석에 앞서, 국내외 자본의 흐름을 파악하는 것이 중요하며, 외환시장의 영향력이 커짐에 따라 이에 대한 안정성 확보가 보다 중요시 되고 있음을 인지해야 할 것이다.

특히, 중국시장에 대한 의존도가 높은 국내 수출업체의 경우 중국의 출구전략, 위안화 절상 등은 직접적으로 국내기업에 영향을 미칠 것으로 판단된다. 따라서 시장의 움직임을 명확하게 고려할 필요가 있다. 향후 자신시장이 대체투자자산으로의 중요성이 커질것이라는 것을 감안할 때 이에 대한 추가적인 고려가 필요하며 원-달러, 위안-달러, 엔-달러 환율에 대한 동조성의 연구 뿐만아니라 유로화에 대한 동조성 분석은 꼭 필요한 연구라고 할 수 있다. 단 본 연구에서는 유로화를 대상으로가 포함되지 않았고, 실제 위안화의 경우 표본 개수에 대한 제한이 있으며, 일별 환율에 대한 잡음(noise)가 존재한다는 한계점을 가지고 있다. 향후 연구에서는 이러한 문제점을 극복하여 보다 면밀한 분석이 진행될 수 있도록 하겠다.

참 고 문 헌

김명직·장국현 (2003), 금융시계열분석 2판, 경문사, pp.21-26.

김인수 (1993), 오차수정모형에 대한 이론적 고찰 및 실증분석, 경제브리프, pp.6-8.

김인철 (2007), “국제금융경제학”, 박영사

김은경 (2002), “최근의 원/엔 환율 동조화 현상 분석”, 세계경제, 대외경제정책연구원, p.3.

박대근 (1997), “원-엔 환율과 외환시장 개입 : 외환시장압력을 중심으로”,. 금융학회지, 제3권 제1호, pp.66-97.

박범조 (2004), GAUSS와 경제분석, 시그마 프레스,

박해식·송치영 (2006), “미시구조적 접근을 통한 원/엔 동조화의 이해”, 한국은행 금융경제연구원, 경제분석 제12권 제4호, pp.1-34.

송정석 (2005), “외환위기 이후 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 현상 분석”, 한국경제연구원, 연구보고서, 제5권 제26호, pp.1-130.

영선동 (2009), “위안화 환율변동이 한국 및 중국경제에 미치는 영향에 관한 문헌연구”, 단국대학교 박사학위논문, pp.3-14.

왕원 (2009), “중국 위안화 절상과 핫머니 유입이 중국 자산시장에 미친 영향”, 부산대학교 석사학위논문, pp.6-9.

유시용 (2004), “DCC-MGARCH 모형을 이용한 우리나라 금융시장의 동태적 조건부 상관관계분석”, 「경제연구」, 제22권 제4호. pp.12-14.

이근영 (2000), “원-달러 환율과 엔-달러 환율간의 상관관계 분석”, 국제경제연구, 제6권 제3호, pp.45-70.

이종원, 이상돈 공저, “RATS를 이용한 계량경제분석”, 전영사, 2000, pp.1038-1039

지호준·채미경 (2001), “원/달러 환율과 엔/달러 환율의 사차동조성”, 한일경상논집, 제22권 제2호, pp.347-365.

최문박 (2008), “국내 금융시장, 대외 충격에 유독 취약한가”, LG Business Insight, weekly 포커스.

최봉호 (2008), “한국의 환율과 경제성장과의 인과관계”.

한국경제연구원 (2008), “중국위안화 절상 전망과 파급효과 및 대응”, 한국경제연구원, pp.23-26.

삼성경제연구원 (2010), “2010년 세계경제 및 한국경제 전망”, 삼성경제연구원, pp.2-3.

Alan C. Stockman (1980), “A Theory of Exchange Rate Determination”, The Journal of Political Economy, Vol.88, No.4, pp.673-698.

Bernd Schlusche (2009), “Price Formation in Spot and Futures Markets: Exchange Traded Funds vs. Index Futures”, University of California, Berkeley - Haas School of Business Working Paper Series, pp.2-6.

Chin, M. and E.S Prasad (2003), “Medium-Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countrise: An Empirical Exploration,” *Journal of International Economics*, vol.59, pp.47-76.

Ebrahim, S, K. (2000), "Volatility Transmission Between Foreing Exchange and Monetary Market," *Bank of Cnanada Working Paper*, Aug, pp.18~20.

Gunther Schnabl (2007), "Exchange Rate Volatility and Growth in Emerging Europe and East Asia," CESifo Working Paper No. 2023 Category 6 : *Monetary Policy and International Finance*.

Hau, Harald, (2002) "Real Exchange Rate Volatility and Economic Openness". *Journal of Money*, Credit and Banking, Vol. 43, No.3, Part 1, pp. 611-630.

Hentschel, L., and S. P. Kothari (2001), "Are Corporatations Reducing or Taking Risks with Derivatives?," *journal of Financial and Quantitative Analysis 36,* pp.93-118.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp.231-254.

McKinnon, Ronald I. and Gunther Schnabl, (2003), "Synchronized Business Cycles in East Asia : Fluctuations in the Yen/Dollar Exchange Rate and China's Stabilizing Role", *The World Economy*, Vol. 26, No.8, pp.1067-1088.

Michael Fidora and Marcel Fratzscher and Christian Thimann (2008), "Home Bias in Global Bond and Equity Markets: The Role of Real Exchange Rate Volatility", *European Central Bank(ECB) Working Paper* No. 685.

Michael Jensen and Aradhana Roy (2008), "Staging Exchange Partner Choices: When Do Status and Reputation Matter?", *Academy of Management Journal*, Forthcoming, Vol.51. No.3, pp.495-516.

Ming Ma (2009), "Identifying Foreign Exchange Arbitrage Opportunities through Matrix Approach", School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Working Paper, p.3.

Rich D. (2003), "Second Generation VaR and Risk-Adjusted Return on Capital", *The Journal of Derivatives*, (Summer), pp.51-61.

Shujie Yao, Stephen L. Morgan and Dan Luo (2008), "Shanghai Stock Exchange Composite Index and Bank Stock Prices in China: A Causality Analysis", University of Nottingham Research Paper No. 2008/25, pp.19.