

서브프라임사태가 외환시장에 미치는 영향과 적응적 시장가설

(The Impact that Sub-prime Crisis has on Foreign Exchange Market and
Adaptive Market Hypothesis)

김규형*,

2009.4.26

*중앙대학교 상경학부 교수 khyongkim@hanmail.net (019-267-8279)

<국 문 초 록>

본 연구에서는 우리나라의 환율제도가 변동환율제로 변환된 1998년초부터 2009년 4월 까지의 기간을 3년 단위로 4개의 기간으로 나누어서 달러, 엔, 유로화에 대해서 외환시장에 도달하는 정보의 유형이 환율의 장단기의 변동성에 미치는 영향을 분석한다. 만약 일별자료에 대해서는 비대칭적 변동성이 존재하는데 비해서 월별자료에 대해서는 비대칭적 변동성이 존재하지 않으면 단기에는 노이즈 거래가 많지만 시간이 지남에 따라 시장에 대한 적응 정도가 높아지면서 비대칭적 변동성이 사라진다는 점에서 적응적 시장가설이 성립한다고 볼 수 있을 것이다. 한편 서브프라임사태 이후에 관찰된 일별자료의 비대칭적 변동성의 행태에 변화가 관찰되는데 비해서 월별자료에는 비대칭적 변동성의 행태에 변화가 관찰되지 않는다면 제도의 변화에 적응하는 과정에 서브프라임사태가 영향을 미치지 않는다는 점에서 적응적 시장가설의 또 다른 측면이 성립된다고 볼 수 있을 것이다.

GJR-GARCH(1,1)-M 모형을 이용하여 원/달러와 원/엔에 대한 실증분석의 결과 월말자료의 경우 자유변동환율제로 바뀐 직후에는 변동성의 군집현상이 어느 정도 존재하다가 시간이 지남에 따라 사라지며 비대칭적 변동성은 아예 존재하지 않는 것을 볼 수 있다. 또한 서브프라임 사태 이후에도 월말자료에서는 비대칭적 변동성을 발견할 수 없어서 외부의 충격에도 불구하고 적응적 시장가설이 성립하는 것을 볼 수 있다. 한편 일별자료에 대한 평균방정식과 분산방정식은 서브프라임 사태 이전과 이후에 뚜렷한 패턴의 변화를 보임으로써 서브프라임 사태의 이전과 이후의 기대치 못한 충격이 환율의 단기적 행태에 미치는 영향은 확연하게 다르다는 점을 확인할 수 있다.

한편 엔/달러와 유로/달러에 대해서 동일한 분석을 해본 결과 선진국들의 외환시장은 이미 적응적 과정을 거쳐 월말자료에서의 변동성의 비대칭성은 거의 나타나지 않는 것을 볼 수 있지만 일별자료의 경우에는 우리나라의 경우와 마찬가지로 서브프라임 사태가 통화의 단기적 행태의 변화에 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

한글색인어 : 적응적 시장가설, 정보적 비효율성, 기대치 못한 충격, 비대칭적 변동성, GJR-GARCH(1,1)-M

I. 서론

현대 금융경제학에서 가장 영향력을 발휘하는 아이디어중의 하나는 시장가격이 모든 정보를 합리적으로 그리고 즉각적으로 반영한다는 Fama(1965)의 효율적 시장가설(EMH: Efficient Market Hypothesis)이다. 그러나 최근 들어 효율적인 시장가설이 성립하지 않는다는 증거들이 속속 발견됨에 따라 합리적인 기대에 의거한 최적화를 기반으로 하는 표준적인 재무관리 모델을 대신할 수 있는 대안들이 모색되고 있다. 이들 대안적인 접근법들은 소위 말하는 행동재무관리란 이름으로 연구되고 있는데 이는 인간이 심리학에서 많이 연구된 여러 가지 종류의 인식편의(cognitive bias)의 지배를 받는다는 것을 가정하고 있다. 즉 이러한 여러 종류의 인식편의들이 표준적인 재무모델들이 설명하지 못하는 부분을 설명할 수 있다는 것을 보이는 것이다. 그러나 행동재무관리에 대해서 비판적인 견해를 갖는 사람들은 행동재무관리란 자산가격에 대한 여러 가지 “변칙적인” 현상 중에서 일부의 현상을 설명하는 데는 유용하나 표준적인 모델만큼 완벽한 이론적인 틀이 없다는 점을 지적한다.

최근에 들어와서 Lo(2004)가 적응적 시장가설(AMH: Adaptive Market Hypothesis)을 제안함으로써 행동재무관리에 대한 이론적인 틀을 제시하고자 하였다. 적응적 시장가설이란 효율적 시장가설을 수정하여 가격은 궁극적으로 효율적인 수준으로까지 움직이기는 하나 시장을 움직이는 힘이 매우 약해서 상당히 오랜 기간이 지나 후에야 효율적인 수준에 도달한다는 주장이다. Lo(2004)가 의미하는 시장을 움직이는 힘이란 시장참여자들의 끊임없이 학습, 경쟁, 그리고 진화적인 선택이 이루어지는 일련의 과정을 의미한다. 따라서 적응적 시장가설에서의 개인들이란 표준적인 모형에서 가정하는 “초합리적인” 개인들이 아니고 적당한 선에서 “만족하는” 개인들인 것이다. 또한 적응적 시장가설에서는 시장을 부족한 자원을 서로 차지하기 위해서 경쟁을 하는 서로 다른 “종” 들로 구성된 하나의 생태계로 간주한다. 즉, 경쟁에 의해서 현재의 자원이나 거래기회가 없어지고, 이들이 없어지고 나면 또 다시 새로운 자원과 거래기회가 나타나는 사이클이 지속적으로 반복된다고 보는 것이다.

우리나라의 외환시장은 1997년 12월 16일부터 변동환율제로 이행이 되었으며 그 이후로 10년 이상이 지났다. 본고의 목적은 변동환율제가 도입된 이후의 외환시장의 행태에 대해서 적응적 시장가설이 적용될 수 있는지를 실증적으로 검토하는 것이다. 특히 본고에서는 시장참여자들의 적응적인 행태를 환율의 변동성의 비대칭성 및 그의 변화에서 찾는다. 즉, 변동환율제가 도입된 초기에 변동성의 비대칭성이 존재하였는지에 대해서 살펴보고 이러한 변동성의 비대칭성이 시간이 지남에 따라 어떻게 변했는지를 살펴보는 것이다. 특히 변동성의 비대칭성의 시간흐름에 따른 변화의 여부는 궁극적으로 실증적인 문제이며 만약 비대칭성이 줄어드는 것이 확실하다면 환율의 변동성이 전기 수익률이 플러스인지 마이너스인지 여부로부터 독립적인 경향이 강해짐을 의미하며, 나아가 외환시장의 참여주체들이 전기의 환율하락이라는 이벤트에 더 민감하게 반응하기 보다는 전기의 환율하락 혹은 환율상승과 상관없이 외환시장 본연의 기능대로 대칭적으로 작동한다는 결과를 유추할 수 있을 것

이다. 따라서 이러한 주장을 실증적으로 증명할 수 있다면 시장을 움직이는 힘이 느린 속도로 작용한다는 적응적 시장가설이 금융시장의 역할과 기능을 설명하는데 대한 강력한 시사점을 갖는다고 볼 수 있을 것이다.

이를 보기 위해서 II장에서는 외환시장의 적응적 시장가설의 관점에서 볼 때 비대칭적인 변동성의 존재가능성에 대해서 살펴보고, III장에서는 연구방법론에 대해서 살펴보고, IV장에서는 실증분석의 결과를 제시한다. 끝으로 V장에서는 연구결과의 요약 및 결론을 제시한다.

II. 외환시장의 비대칭적 변동성과 적응적 시장가설

주식시장에서의 변동성은 비대칭적이라는 사실을 매우 널리 알려져 있다. 즉 음의 수익률이 양의 수익률보다 더 높은 변동성을 야기한다는 것이다.¹ 그러나 외환시장에서는 비대칭적 변동성은 존재하지 않는다는 사실에 대체적으로 의견의 일치를 보고 있다. Bollerslev, Chou, and Kroner(1992)에 의하면 외환시장은 주식시장과 달리 양면성이 존재하며 이러한 양면성 때문에 비대칭적 변동성을 발견할 수 없다고 하였다. 즉 환율이란 통화 가치의 비율이므로 한 통화에서의 양의 수익률은 반드시 다른 통화에서의 음의 수익률이 되기 때문에 환율에 대한 변동성 분석에서는 대칭적 변동성 모델이 타당하다는 것이다.

또한 주식시장에서의 비대칭적 변동성이 발생하는 원인으로 레버리지효과와 변동성 피드백효과를 들고 있으나 외환시장에서는 이들 효과로 비대칭적 변동성을 설명할 수 없다. 예를 들어 기업의 경우에는 부채비율이 0%에서 수백%까지 이를 수 있지만 환율에서는 부채비율에 대한 정의가 마땅치 않다.

그런데 주식시장에서의 비대칭적 변동성의 발생 원인에 대한 전통적인 설명과는 다르게 Antoniou, Holmes and Priestley(1998)은 정보에 대한 비효율성이 변동성의 비대칭성을 유발하는 원인이 될 수 있다고 주장한다. 레버리지효과와 변동성 피드백효과는 합리적인 투자자들(rational investors)의 투자 행태에 의해서 비대칭적인 변동성이 발생한다는 설명이지만, 모든 투자자들이 정보에 근거하는 것이 아니라 노이즈에 근거하여 투자할 수도 있다. 즉, 정보를 가지지 않는 비합리적인 투자자들에 의한 노이즈 거래는 투자자들의 정서나 유행행태에 의해서 발생하며, 노이즈 거래이론은 투자자들의 심리변화가 금융자산의 가격, 즉 주가에 영향을 미친다는 것이다. 따라서 정보 비효율성(information inefficiency)에 의해서 비대칭적인 변동성이 발생한다는 주장은 정보에 상대적으로 어두운 비합리적인 투자자들에 의해서 주가상승시 보다 주가하락시에 변동성이 더 크게 나타난다는 것이다.² 다시 말하면

¹ 전통적으로 비대칭적 변동성이 발생하는 원인으로 레버리지 효과(leverage effect)와 변동성 피드백효과(volatility feedback effect)로 설명되고 있다. 레버리지 효과에 대해서는 Schwert(1989), Cheung and Ng(1992)을 참조하고, 피드백효과에 대해서는 French, Schwert and Stambaugh(1987), Campbell and Hetschel(1992) Bekaert and Wu(2001)등을 참조할 것.

² 주식시장에서의 비대칭적인 변동성에 관한 연구는 구본일(2000), 김규형·김현석(2006),

투자자들의 심리적 요인으로 인하여 음의 수익률충격에 대해서 더 크게 반응한다는 의미이다. 만약 시간이 지남에 따라 정보비효율성의 정도가 줄어든다면 노이즈 거래가 줄어들 것이고 주가 상승시나 하락시에 변동성이 차이가 없어질 것이다. 즉 정보비효율성이 시간이 지남에 따라 줄어드는 현상에 의해서 변동성의 비대칭성이 줄어든다는 것은 곧바로 투자자들의 끊임없는 학습, 경쟁, 그리고 진화적인 선택에 의해서 정보적 효율성이 높아진다는 의미에서 적응적 시장가설이 성립하는 것으로 볼 수 있다.

한편 환율은 그 자체로서 주식과는 달리 대칭적 특징을 가지나 통화자체의 성격은 대칭적이지 아니다. 예를 들어 많은 세계적인 기업들이 달러를 이익과 손실을 계산하는 기본통화(base currency)로 사용하지만 원화는 우리나라 기업들 이외에는 거의 사용하지 않는다.³ 달러를 기본통화로 사용하는 기업의 입장에서는 달러/원 표시 환율의 변동성이 높아질 것으로 예상되는 경우 원화표시자산의 위험성이 높아지지만 기본통화인 달러표시자산의 위험성은 전혀 문제가 되지 않는다. 이런 경우에는 위험성이 높아진 원화표시자산을 매각할 것이며 그에 따라 원화의 가치가 하락할 것이다. 즉, 한국사람들 입장에서는 - 결국 미국사람도 마찬가지로 - 원화는 기본통화가 아닌데 반해 달러화는 기본통화이므로, 달러/원화 환율 변동성이 커지면, 기본통화인 달러 표시자산의 보유를 늘리고 원화표시 자산을 줄인다. 왜냐하면, 환율 불안이 커질 때 달러와 원화 중 양자택일을 하려면, 기본통화인 달러를 택하기 때문이다. 이러한 기본통화효과는 변동성의 증가가 수익률의 하락을 초래한다는 점에서 주식시장에서의 변동성 피드백효과와 비슷하다. 기본통화효과를 적응적 시장가설의 관점에서 보면 단기적으로는 외부의 충격에 의한 환율의 변동성의 비대칭성이 발견되겠지만 장기적으로 보면 투자자들의 끊임없는 학습, 경쟁, 그리고 진화적인 선택에 의해서 환율의 변동성의 비대칭성을 사라질 것이다. 즉 우리가 일반적으로 알고 있는 기본통화효과는 단기적인 자료에 대해서만 발견이 되지 장기적인 자료에 대해서는 적응적 시장가설에 의해서 발견할 수 없을 것이다.

물론 이러한 기본통화효과는 통화마다 다르다. 예를 들어 유로화의 경우 달러/유로표시 환율의 변동성이 증가된다고 기대될 때 유럽사람들은 달러표시자산을 매각할 것이며 미국사람들은 유로화표시 자산을 매각할 것이다. 유럽사람의 입장에서는 자신들의 유로통화가 기본통화이고, 미국사람 입장에서는 자신들의 통화인 달러화가 기본통화이기 때문이다. 즉 미국과 유럽이 규모도 비슷하고 경제발전의 수준도 비슷하므로 원/달러에서와 같은 달러가 기본통화의 역할을 하는 기본통화효과는 없을 것으로 생각할 수 있다. 따라서 적응적 시장가설의 관점에서 보면 양 통화가 모두 기본통화인 경우에는 단기적인 자료나 장기적인 자료 모두에서 환율의 변동성의 비대칭성을 발견할 수 없을 것이다.

또 한가지 외환시장의 특이한 점은 중앙은행의 개입을 들 수 있다. 중앙은행이 개입함으로써 변동성이 높아질 수 있다는 사실은 매우 잘 알려져 있다. 즉 중앙은행이 개입을 하

오현탁·이현상·이치송(2000), 유한수(2003), 장경천·김현석(2005), 정병대·정진호(2002)등을 참조할 것.

³ 최근 들어와서 달러의 가치가 하락함에 따라 달러대신 유로화(또는 유안화)가 기축통화(vehicle)또는 기본통화로서의 달러의 위치를 대체하려는 경향을 보인다는 견해도 있다.

게 되면 어느 한쪽으로만 개입을 하게 되기 때문에 환율 수익률과 변동성에서의 비대칭성이 나타날 수 있는 것이다. 예를 들어 원화가 절상이 되고 있는 상황에서 한국은행이 원화를 팔고 달러를 사들이면 원화의 절상속도가 느려지고, 높아진 원/달러환율은 높아진 변동성과 음의 관계를 갖게 된다. 중앙은행이 개입을 적응적 시장가설의 관점에서 보면 중앙은행의 개입에 의해서 단기적으로는 환율의 변동성의 비대칭성이 나타날 수 있지만 투자자들의 끊임없는 학습, 경쟁, 그리고 진화적인 선택에 의해서 환율의 변동성의 비대칭성을 사라질 것이다.

적응적 시장가설로 해석이 가능한 실증적인 연구결과로는 DeLong, Shleifer, Summers and Waldmann(1990)을 들 수 있는데 이들은 초과 수익의 기회를 합리적인 투자자들이 노이즈 트레이더 위험에 노출되어있는 것으로 해석하고 합리적인 투자자들일지라도 단기적으로는 비정상적인 가격을 수정하지 못하는 현상이 있을 수 있다는 점을 지적하였다. Shleifer and Vishny(1997)은 포트폴리오 관리자와 투자자사이의 정보비대칭 때문에 차익거래가 필요한 바로 그 시점에 차익거래의 힘이 약해질 수 있다는 점을 지적하였다. Lowenstein(2000)은 1998년에 발생한 헤지펀드, LTCM(Long Term Capital Management)의 파산은 시장이 비정상적인 가격을 수정하는 속도를 잘못 계산한 결과에 따른 것이라고 하였다.

이러한 초과 수익의 가능성에 대한 실증분석은 주로 기술적인 거래규칙에 의한 이익의 안정성을 살펴보는 것이다. 예를 들어 Levich and Thomas(1993)는 그들이 사용한 거래규칙에 의한 이익이 1986-1990년에 들어서면서 줄어드는 패턴을 보이는 것을 발견하였다. 이는 적응적 시장가설에 의한 설명이 가능하다고도 볼 수 있는 부분이다. LeBaron(2002)은 1973년부터 2002년까지의 자료를 사용하여 MA(Moving Average)수익률의 안정성을 분석하였다. 150일 MA 거래 규칙에 의한 이익은 1990년대에 들어와서 사라지는 것을 발견하였다. 그는 기술적 거래에 의한 이익의 동태적인 불안정성 때문에 기술적 거래를 사용하지 말 것을 권고하였다.

Olson(2004)은 1971-2000사이의 환율자료를 이용하여 5년 동안에 대해서 MA거래 규칙을 최적화하고 이를 다음의 5년 동안에 대해서 적용하는 것을 반복하는 실증분석을 하였다. 그는 시간이 지남에 따라 이익이 줄어드는 패턴을 보이고 1990년대에 들어와서는 이익이 0에 가깝게 되는 것을 보였다. 적응적 시장가설을 명시적으로 언급하지는 않았지만 이러한 현상은 1970년대와 1980년대의 시장의 비효율성이 1990년대에 들어와서는 사라졌기 때문으로 설명하였다. 이러한 결과에 근거를 두고 그는 미래에 시장에서 이익을 얻기 위해서는 좀더 복잡한 거래규칙을 사용해야 할 것이라고 하였다. 물론 이러한 기회는 일단 발견된 이후에는 사라져 버리는 일시적인 비효율성을 의미한다고 볼 수 있다는 점에서 적응적 시장가설을 지지하는 하나의 증거로 볼 수 있다.

본고는 변동환율제를 채택한 이후 우리나라의 외환시장에 대해서 적응적 시장가설로 설명이 가능한지를 기술적 거래 규칙을 사용하지 않고 지금까지 살펴본 비대칭적 변동성의 분석을 통해서 검증하고자 한다. 즉 비대칭적 변동성이 변동환율제도를 채택한 초기에는 나타

나지만 시간이 지남에 따라 그 변동성이 줄어든다면 초기에 비효율적이었던 시장이 시간이 지남에 따라 효율적인 시장으로 바뀐다는 증거로 볼 수 있을 것이며 이러한 현상이 일어나는 이유는 시장참여자들이 끊임없이 학습, 경쟁, 그리고 진화적인 선택을 하고 있다는 증거라고 볼 수 있을 것이다.

III. 연구방법론

본 연구에서는 원/달러, 원/엔, 원/유로, 엔/달러, 그리고 유로/달러의 일별자료와 월별자료에서의 변동성의 비대칭성의 존재 및 시간의 흐름에 따른 변화에 대해서 살펴본다. 변동성에 비대칭성이 존재하는 것이 사실이라면 첫째 외환시장이 주식시장보다 몇 배나 더 큰 현재시점에서 투자자들이 상당한 위험에 노출되어 있다는 사실을 인식하는 계기가 된다.⁴ Engle(2004)에 의하면 비대칭적 변동성을 고려하지 않은 경우에는 Value at Risk를 과소 추정하게 된다고 한다. 만약에 이러한 비대칭성이 시간의 흐름에 따라 줄어 든다면 정보비효율성(information inefficiency)이 줄어 든다고 볼 수 있으며 이는 곧 적응적 시장가설로 외환시장의 행태를 설명할 수 있는 근거가 된다. 둘째 비대칭적 변동성을 발견하게 되면 외환시장의 행태에 대한 이해를 좀더 확실하게 할 수 있게 되고 환율의 예측이나 파생상품의 가격을 좀더 정확하게 추정할 수 있다. 셋째 외환시장에 비대칭적 변동성이 있다는 사실이 증명되면 주식시장의 비대칭적 변동성을 설명하는 레버리지효과나 변동성피드백효과이론들의 타당성은 없어지게 되며, 만약 시간의 흐름에 따른 변동성이 감소하는 것이 관찰된다면 정보비효율성이 줄어드는 현상으로 해석이 가능하게 되어 적응적 시장가설의 설명력이 높아지게 된다.

변동성의 군집화 현상과 시간 가변적인 특성을 모형화한 대표적인 모형으로 Engle(1982)의 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)모형과 이를 확장한 Bollerslev(1986)의 GARCH(Generalized ARCH) 모형이 있다. 이들은 대표적인 대칭모형(symmetric model)으로써 t 기의 수익률의 변동성이 $t-1$ 기의 예기치 못한 수익률의 실현치 ε_{t-1} 에 대해서 양(+)과 음(-)으로 구분하지 않고 대칭적으로 반응하는 것을 전제로 한다.

수익률의 변동성을 설명하는데 있어서 GARCH모형이 유용하다는 실증적인 연구들이 있으나, 비대칭적인 변동성이 존재하는 경우에 호재에 의한 변동은 과대추정하고 악재에 의한 변동성은 과소추정하는 문제가 발생할 수 있다.⁵

⁴ 환율의 위험은 주식이나 실물자산에서의 위험보다 훨씬 적어서 환율의 변동성에 의한 이익을 예상치 못한 행운 정도로 이해하는 것이 일반적이나 서브프라임 사태이후의 급격한 환율의 변동은 경제전반에 영향을 미친다는 점을 인식하는 계기가 되었다고 볼 수 있다.

⁵ 환율의 경우에는 환율의 상승이나 하락중 어느 것이 호재이고 어느 것이 악재라고 볼 수 없으나 서로 상반되는 변동성 방향중에서 어느 하나를 호재로 본다면 나머지 하나는 악재로 간주할 수 있을 것이다.

이와 같은 비대칭적인 변동성을 반영할 수 있는 모형들로는 Nelson(1991)의 EGARCH(Exponential GARCH)모형과 Glosten, Jaganathan & Runkle(1993)의 GJR-GARCH(또는 Threshold GARCH)모형 그리고 Engle & Ng(1993)의 NGARCH(Nonlinear asymmetric GARCH)모형 등이 있다. 이러한 모형들은 예기치 않은 수익률의 실현치 ε_{t-1} 이 양을 값을 가질 때와 음의 값을 가질 때 변동성이 미치는 영향이 다르도록 설정되어 있는 비대칭적모형(asymmetric model)들이다.

환율수익율에 있어서 악재로 표현되는 예기치 못한 음의 수익률과 호재로 표현되는 예기치 못한 양의 수익률이 조건부 변동성에 미치는 반응을 분석하기 위해서는 예측 가능한 부분은 제외시켜야 한다. 이를 위해서 본 연구에서는 평균방정식에 AR(1)을 포함시키고 변동성항을 포함시켜 다음과 같이 구성하였다.⁶

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \theta r_{t-1} + \phi h_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, h_t) \end{aligned} \quad (1)$$

변동성을 추정하기 위한 모형으로는 일반적으로 많이 사용되는 대칭모형인 GARCH(1,1)모형과 비대칭적 변동성을 추정하기 위한 GJR-GARCH(1,1)모형을 사용하였다. 따라서 실증 분석에 이용되는 모형은 AR(1)-GARCH(1,1)-M, AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-M 모형⁷ 이며 이들 각각의 분산방정식은 다음과 같다.

$$h_t = w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad : \text{GARCH}(1,1)\text{-M} \quad (2)$$

$$h_t = w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I \quad : \text{GJR-GARCH}(1,1)\text{-M} \quad (3)$$

$$I = 1 \text{ if } \varepsilon_{t-1} < 0, \text{ and } I = 0 \text{ otherwise}$$

GARCH(1,1)모형은 t-1 기간의 예상치 않은 수익률의 실현치 ε_{t-1} 이 음수이거나 양수이거나 관계없이 절대적인 크기에 따라 t 기간의 변동성 h_t 에 영향을 미치는 대칭모형이다. 반면 GJR-GARCH(1,1) 모형은 γ 값이 양수인 경우 음의 수익률충격이 양의 수익률충격보다 변동성에 미치는 영향이 크다고 해석할 수 있다.

본 연구에서 모형에 대한 추정은 최우추정법(MLE: Maximum Likelihood Estimation)을

⁶ AR(1)이외의 다른 여러 가지 모형이 가능하나 다른 모형을 이용하는 경우에도 결과에 크게 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 여기에서는 AR(1)모델의 결과만 제시하였다.

⁷ 기본통화에 대한 설명에서 높은 변동성이 기대되면 기대수익률이 낮아진다고 하였는데 GJR-GARCH-M 모형의 분산방정식은 전기의 수익률의 기대치 못한 음의 충격이 이번 기의 변동성에 미치는 영향으로 변동성의 비대칭성을 분석한다. 변동성이 기대수익률에 미치는 영향에 대한 분석은 GJR-GARCH-M 모형의 평균방정식을 이용해서 분석하도록 한다.

사용하였으며, 대수 우도함수값(Log likelihood function value)을 최대화하는 수렴기준에 도달하기 위한 반복 추정에는 Berndt, Hall, Hall & Hausman(1974)의 BHHH알고리즘을 이용하였다. 그리고 대칭모형인 GARCH와 비대칭적 변동성을 반영하는 GJR-GARCH 모형의 적합성 검정은 일반적으로 사용되는 우도비율검정(Likelihood Ratio)을 실시하였다.

$$LR = 2[L(\phi_a) - L(\phi_0)] \sim \chi^2(k) \quad (5)$$

$L(\phi_a)$: 비제약된 모형하에서 최우추정된 대수우도함수값

$L(\phi_0)$: 제약된 모형하에서 최우추정된 대수우도함수값

k : 제약된 모수의 수

대표본의 경우 우도비율 검정 통계량은 귀무가설하의 제약된 모수의 수와 같은 자유도를 갖는 $\chi^2(k)$ 분포를 따른다. GJR-GARCH모형에 의해 추정되는 모수에 비해 GARCH모형에서 제약된 모수의 수는 1개 이므로 추정된 우도비율 검정통계량이 $\chi^2(1)$ 보다 클 때 귀무가설($\gamma=0$)은 기각된다.

IV. 실증분석결과

본 연구의 목적은 원/달러시장을 대상으로 시장에 도달하는 정보의 유형이 변동성에 비대칭적인 영향을 미치는 지를 분석하고, 외환시장에서 비대칭적 변동성을 유발하는 원인들 중의 하나인 정보비효율성의 측면에서 시간이 지남에 따른 변동성의 비대칭성이 차이가 있는지를 살펴보고자 한다. 만약 비대칭성이 줄어든다는 것이 확인되면 적응적 시장가설이 우리나라의 외환시장에도 적용된다는 사실을 확인할 수 있게 된다. 즉 정보비효율적인 시장에서 정보효율적인 시장으로 바뀌는 과정에 있다고 해석할 수 있는 것이다.

본 연구의 대상이 되는 환율은 원/달러, 원/엔, 원/유로이며 환율의 행태의 변화를 살펴보기 위해서 엔/달러와 유로/달러에 대해서도 동일한 분석을 실시한다. 분석기간은 변동환율제가 도입된 1998년 1월 1일부터 2009년 4월 21일까지이며 시간의 흐름에 따른 변동성의 비대칭성의 변화를 보기 위해서 3년 단위로 4개의 기간으로 나누어서 분석하였다. 따라서 제1기는 1998년 1월 1일부터 2000년 12월 31일, 제2기는 2001년 1월 1일부터 2003년 12월 31일, 제3기는 2004년 1월 1일부터 2006년 12월 31일, 제4기는 2007년 1월 1일부터 2009년 4월 21일까지이다. 특히 제4기인 2007년 1월 1일부터 2009년 4월 21일까지의 기간은 서브프라임 사태 이후의 기간으로서 서브프라임 사태가 환율의 행태의 변화에 미치는 영향을 분석할 수 있는 기간이다.⁸ 환율은 일반적으로 임의 보행과정을 따르는 것으로 알려져 있어서 1998년 1월 31일부터 2009년 3월 31일까지의 11년4개월간의 일별자

⁸ 일반적으로 서브프라임 사태가 발생한 시점은 2007년 8월로 알려져 있으나 그 이전에 HSBC가 2007년 2월에 MBS의 투자에 따른 손실을 발표함으로써 실제로는 2007년초부터 시작되었다고 볼 수 있다는 점에서 2007년 1월 이후의 기간을 서브프라임 사태이후의 기간으로 분류하였다.

료와 월말자료에 대한 로그 수익률자료를 사용하였다.

1. 기술통계분석

<표1>은 원/달러의 수익률에 대한 기술통계량을 나타내고 있다. 수익률의 평균값을 보면 일별자료나 월말자료 모두 서브프라임 사태 이전에는 음의 수익률을 보이다가 서브프라임 사태 이후에는 양의 수익률을 보이고 있어서 서브프라임 사태이전에는 원화가 완만하게 평가절상되는 패턴을 보이다가 서브프라임 사태 이후에는 급격하게 평가절하되는 패턴을 보여 서브프라임 사태가 원화의 평가절하에 절대적인 영향을 끼쳤다는 점을 알 수 있다. 특히 월말자료를 보면 서브프라임 사태 이후 매달 평균 1.45%씩 평가절하했다는 점에서 그 이전의 완만한 평가절상과는 전혀 다른 패턴을 보여준다. 표준편차의 경우에는 일별자료에서 변동성이 도입초기에는 상당히 큰 변동성을 보이고, 시간이 지남에 따라 점점 줄어들다가, 서브프라임 사태 이후 급격하게 증가한 것을 알 수 있다. 월말자료의 경우에도 동일한 패턴을 보여 변동환율제가 도입된 초기에는 상당히 큰 변동성을 보이고, 시간이 지남에 따라 점점 줄어들다가, 서브프라임 사태 이후 급격하게 증가한 것을 볼 수 있다.⁹

왜도는 모든 기간에 걸쳐서 월말자료 모두 음의 값을 보이고 있어서 왼쪽으로 치우쳐져 있으나 예외적으로 제2기의 월말자료의 경우에는 양의 값을 보이고 있어 오른쪽으로 치우쳐져 있다. 서브프라임 사태 이후 왜도가 음의 값을 가진데도 불구하고 양의 평균수익률을 보이는 것은 그만큼 원화의 평가절하의 폭이 큰 경우가 많았던 점을 반영한다고 볼 수 있다. 모든 자료에서 초과 첨도가 나타나서 정규분포에 비하여 첨도가 높고(high peak) 꼬리부분이 두터운(fat tail) 첨예분포(leptokurtic)를 보이고 있으며, Jacque-Bera 통계량 또한 유의 수준 1%에서 모두 정규성을 기각하고 있다.¹⁰ 이는 환율 수익률의 경우 정규분포와 매우 상이한 분포를 가지고 있으며, 따라서 ARCH 유형의 분산을 고려한 조건부 분포를 적용해야 한다(Engle 1982)는 점을 시사하고 있다고 볼 수 있다.

<표1> 원/달러수익률의 기술통계량

| | 일별자료 | | | | 월말자료 | | | |
|------|---------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 |
| 평균 | -0.0334 | -0.00566 | -0.0293 | 0.06411 | -0.6344 | -0.1399 | -0.7041 | 1.4554 |
| 표준편차 | 0.8261 | 0.3913 | 0.3384 | 1.1839 | 4.7449 | 2.3237 | 1.7869 | 6.06608 |
| 왜도 | -1.3664 | -0.0464 | -0.226 | -0.8774 | -1.29 | 0.8423 | -1.3848 | -0.5928 |

⁹ 서브프라임 사태 이전까지만 해도 일별자료나 월말자료 모두 변동성이 줄어드는 패턴을 보여 적응적 시장가설의 또 다른 측면이 성립하는 증거로 해석할 수도 있을 것이다.

¹⁰ 원/엔, 원/유로, 엔/달러, 유로/달러의 환율수익률에 대해서도 동일한 분석을 하였지만 거의 동일한 해석이 가능하므로 제시하지 않았다.

| | | | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 첨도 | 21.4887 | 8.1345 | 5.0389 | 20.421 | 6.1178 | 3.9295 | 6.1708 | 4.6762 |
| Jarque- | 12953.28 | 977.958 | 155.0169 | 7294.343 | 23.884 | 5.553 | 26.5886 | 4.7425 |
| Bera | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0622) | (0.0000) | (0.0933) |

- 1) 초과 첨도는 실제첨도에서 정규분포의 첨도 3을 뺀 값이다.
- 2) Jarque-Bera 통계량은 $\chi^2_{(2)}$ 분포를 따르며, ()는 p 값을 나타낸다.

<표2>는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정에서 월별자료와 일별자료의 모든 환율수익률이 유의수준 1%에서 단위근(unit root)를 갖는다는 귀무가설을 기각함으로써 안정적인 시계열임을 보여주고 있다.¹¹ 따라서 모든 수익률들의 분포가 정규분포와 다른 첨예분포를 보이고 안정적인 시계열이므로 ARCH유형의 모형설정이 가능할 것으로 판단된다.¹²

<표2>원/달러 수익률의 ADF 단위근 검정결과

| | 일별자료 | | | | 월별자료 | | | |
|-----|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 1기간 | 2기간 | 3기간 | 4기간 | 1기간 | 2기간 | 3기간 | 4기간 |
| 모형1 | -17.073 (-2.5681) | -12.046 (-3.4404) | -12.773 (-2.5681) | -11.2786 (-2.5693) | -6.5571 (-2.6344) | -5.5729 (-2.628) | -3.4578 (-2.628) | -4.2207 (-2.6522) |
| 모형2 | -17.1648 (-3.4404) | -12.046 (-3.4404) | -13.012 (-3.4407) | -11.3556 (-3.4442) | -6.5276 (-3.6422) | -5.486 (-3.622) | -4.1384 (-3.622) | -4.7923 (-3.6959) |
| 모형3 | -17.5629 (-3.9733) | -12.0434 (-3.9732) | -13.010 (-3.9737) | -11.3742 (-3.9786) | -7.5208 (-4.2605) | -5.3876 (-4.2324) | -4.1075 (-4.2324) | -5.5544 (-4.3382) |

- 1) ()안의 숫자는 각 모형의 유의수준 1%에서의 Mackinnon임계치이다.

2. 외환시장의 비대칭적 변동성

우리나라 외환시장에서 적응적 시장가설이 성립하는지를 검증하기 위해서 11년4개월 간의 원/달러, 원/엔, 원/유로, 엔/달러, 유로/달러의 일별자료와 월별자료에 대해서 4 개의

¹¹ 모형 I,II,III은 각각 무상수항, 상수항포함, 상수항 및 시간추세항을 포함하고 있는 모형을 나타낸다. P-P(Philip-Perron)검정에서도 동일한 결과를 보이고 있다.

¹² 환율수익률의 분산이 등분산이 아니라 시간가변적이라는 것은 기존의 여러 연구들에 의해서 밝혀져 있으며, ARCH과정은 이러한 조건부 이분산성을 적절히 모형화하기 위해서 사용된다. 또한 GARCH모형은 변동성의 군집화현상을 포착하는데 이점이 있으며, 조건부 분산이 과거 실현된 분산에 의존하도록 설정되어 있어서 무조건부 분산을 사용하는 경우보다 예측치의 분산이 더 작은 것으로 알려져 있다. 원/엔, 원/유로, 엔/달러, 유로/달러에 대해서도 동일한 분석을 하였지만 거의 동일한 해석이 가능하므로 제시하지 않았다.

기간으로 나누어 월말자료에는 AR(1)-GARCH(1,1)모형을 추정하고 일별자료에는 AR(1)-GJRGARCH(1,1)-M모형을 추정하였다.

<표3> 원/달러수익률의 평균방정식과 분산방정식의 추정결과

| | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-M(일별자료) | | | | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)(월말자료) | | | |
|----------|------------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 |
| μ | -0.0162 (-0.2804) | -0.0383 (-1.5273) | -0.01239 (-0.2260) | -0.002 (-0.1116) | 0.4181 (1.1122) | -0.5673 (-1.161) | -0.6923 (-1.4431) | 0.415 (1.0062) |
| θ | 0.2271*** (5.9687) | 0.0502 (-1.5273) | 0.1179*** (3.2549) | 0.1303** (2.506) | -0.0715 (-0.0445) | 0.0590 (0.3778) | -0.00763 (-0.0856) | -0.1759 (-0.6389) |
| ϕ | -0.0123 (-0.2804) | 0.2478 (1.3701) | -0.1504 (-0.3051) | 0.0264 (0.7984) | | | | |
| w | 0.0024*** (3.5275) | 0.0115*** (4.9982) | 0.01305** (2.3528) | 0.0049*** (3.3345) | 0.4532 (0.5362) | 2.1229 (1.09167) | 1.8222 (0.2664) | 1.0392 (0.4718) |
| α | 0.3468*** (10.9364) | 0.1704*** (7.7723) | 0.06337** (2.5551) | 0.3954*** (6.4309) | 0.2131 (0.667) | -.203*** (-3.8104) | -0.0069 (-0.0086) | 1.04427 (0.8005) |
| β | 0.7737*** (55.7986) | 0.8107*** (29.2218) | 0.8202*** (13.096) | 0.7329*** (26.882) | 1.0639* (1.715) | 0.868*** (2.7741) | 0.5620 (-0.1196) | 0.16166 (0.2804) |
| γ | -.121*** (-3.3159) | -.118*** (-4.7339) | 0.00401 (0.18126) | -.155*** (-2.799) | -0.5520 (-1.0139) | -.2133 (-0.7935) | -0.0876 (-0.1196) | 0.8912 (0.2914) |
| LR | 5.7738 | 11.7922 | 0.017 | 5.0984 | 0.706 | 1.91 | 2.32 | 9.429 |

1) ***,**, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 ()는 t-값을 의미한다.

2) 우도비(LR)검정통계량의 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치는 1%유의수준에서 6.6349, 5%유의수준에서 3.841, 10%유의 수준에서 2.706 이다.

<표3>은 일별자료와 월말자료를 이용한 원/달러수익률의 각각의 모형 추정결과를 나타낸다. 일별자료의 경우 분산방정식을 보면 모든 기간에 걸쳐 변동성의 군집현상이 존재하고 3기를 제외하고는 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수가 유의 수준 1%에서 유의적인 음의 부호를 보여 달러에 대한 선호현상이 존재함을 알 수 있다. 또한 제3기와 제4기를 비교하여 보면 제3기에는 γ 가 유의적이지 않은데 비해서 제4기에는 유의적인 음의 부호를 보여 제 1기 및 제 2 기에서와 동일한 패턴을 보이는 것을 알 수 있다.

다시 말해서 우리나라 외환시장에서는 변동환율제가 도입된 초기에는 시장참여자들이 환율의 변화에 적응하지 못하여 달러화의 선호현상에 의한 비대칭적 변동성이 나타나다가 시장참여자들의 적응과정을 거쳐서 제3기에는 달러화에 대한 선호현상이 없어졌다고 볼 수

있다. 그 이후로 서브프라임 사태가 발생하자 달러화에 대한 선호현상이 다시 나타남으로써 일별환율의 변동성에 비대칭성이 나타는 것을 볼 수 있다. 만약 이러한 해석이 옳아서 적응적 시장가설이 성립한다면 원/달러환율의 경우 서브프라임 사태가 나타나지 않았더라면 제4기에도 제3기에서와 같이 비대칭적 변동성이 나타나지 않았을 것으로 짐작할 수 있다.¹³

평균방정식을 보면 서브프라임사태 이전인 제3기에는 변동성의 증가에 따라 수익률이 감소하는 행태를 보이다가 서브프라임 사태 이후에는 변동성의 증대에 따라 수익률이 증가하는 패턴을 보인다. 그만큼 달러에 대한 선호현상이 서브프라임 사태 이후에 뚜렷해 졌다는 점을 보여 준다고 하겠다. 즉 일별자료에 의하면 서브프라임사태 이후 평균방정식에서 변동성이 증가하면 수익률이 증가하는 패턴으로의 변환이 일어났고 분산방정식에서 외부의 음의 충격에 대해서 변동성이 줄어드는 패턴을 보임으로서 달러화에 대한 선호현상이 심해진 것을 발견할 수 있다.¹⁴

한편 월말자료에 대한 분석결과에 의하면 초기의 6년 동안에는 변동성의 군집현상을 발견할 수 있으나 그 이후에는 발견할 수 없으며 변동성의 비대칭성도 발견할 수 없다. 즉, 월말자료에 대한 시간의 흐름에 따른 각 계수들의 변화의 패턴에 비추어 볼 때 각 계수들의 통계적인 유의성이 줄어드는 것으로 보아 적응적시장가설이 성립하는 것을 볼 수 있다. 즉 일반적으로 서브프라임사태가 매우 충격적이어서 월말자료에도 변동성의 비대칭성을 발견할 수 있을 것으로 기대하였으나 서브프라임 사태 이후에도 비대칭적 변동성을 발견할 수 없다는 사실에 비추어 볼 때 현재의 시점에서는 외환시장에 대한 외부의 충격의 효과가 오래가지 않는다는 것을 알 수 있고 바로 이러한 점에서 원/달러 시장에서는 적응적 시장가설이 확실하게 성립하는 것을 알 수 있다.

일별자료의 경우 제3기를 제외한 모든 기간에 대해서 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검정하는 우도비가 유의 수준 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 원/달러 시장에 대한 변동성을 추정하는데 있어서 대칭모형인 GARCH모형 보다는 비대칭 모형인 GJR-GARCH모형을 사용하는 것이 적합하다는 것을 의미한다. 그러나 월말자료의 경우에는 우도비가 전기에 걸쳐서 유의하지 않아서 대칭모형이 더 적합할 뿐만 아니라 변동성에 대한 군집현상이나 비대칭적 반응 현상 또한 발견할 수 없는 것을 알 수 있다. 이로서 우리나라의 원/달러시장에는 적응적 시장가설이 매우 정확하게 성립하는 것을 확인 할 수 있다.

한편 서브프라임 사태이후 외국인 투자자들이 우리나라의 주식시장에서 주식을 팔고 이

¹³ 현실적으로 서브프라임 사태가 발생하여 환율의 변화에 막대한 영향을 미치고 있다는 사실을 생각한다면 자료로부터 서브프라임 사태의 영향을 제거하고 순수하게 적응적 시장가설이 적용되는 부분만을 따로 떼어내서 적응적 시장가설의 성립여부를 검증하는 것은 불가능하다고 할 것이다.

¹⁴ 다시 말해서 원화의 입장에서 볼 때 달러의 가치가 줄어들면 그 충격은 다시 달러의 가치를 향상시키는 방향으로 움직인다는 것을 의미한다. 그만큼 달러를 기본 통화로 보고 이에 대한 수요가 달러의 가치를 안정시키는 방향으로 작용한다 의미이다. 이는 곧 우리나라의 입장에서 외부의 충격이 있을 때 달러를 기본통화로 간주하고 달러에 대한 수요를 늘리는 경향이 있다는 증거라고 볼 수 있다.

를 달러로 환전하는 과정에서 원화가 급격한 평가절하를 겪고 있다는 일반적인 시각을 고려한다면 서브프라임 사태이후에 나타나는 평균방정식의 패턴과 분산방정식의 패턴에 이러한 현상이 고스란히 반영되어 있는 것을 볼 수 있다. 즉 평균방정식에서 설명변수인 변동성의 계수가 양의 값을 가지므로써 변동성이 증가함과 동시에 원화가 평가절하된 것을 볼 수 있으며 분산방정식에서 음의 부호를 가진 비대칭적 변동성이 달러의 선호현상을 나타낸다고 볼 수 있다.

중앙은행의 개입의 측면에서 환율의 변화를 보면 서브프라임 사태이후 환율의 급격한 상승이 발생하자 이를 억제하기 위해서 중앙은행이 미국 FRB, 중국의 중앙은행, 일본의 중앙은행등과 통화스왑계약을 체결하였고 그 이후로 원/달러 환율이 안정되었다고는 하나 일별자료에서 변동성의 비대칭성이 존재하는 것으로 볼 때 그 효과는 매우 약하다고 볼 수 있다. 그러나 서브프라임 사태이후에도 월말자료에서 비대칭적 변동성을 발견하지 못하는 이유는 장기적으로 시장참여자들이 끊임없이 학습, 경쟁, 그리고 진화적인 선택을 하는 것과 외환시장의 교란을 염려한 중앙은행의 적극적인 개입의 장기적인 효과가 혼재되어 있기 때문으로도 볼 수 있을 것이다.

다음으로 원/달러에서 발견한 내용이 원/엔 환율의 일별자료와 월말자료에 대해서도 성립하는지에 대해서 살펴보자. <표4>는 1998년 1월 1일부터 2009년 4월 21일까지의 일별자료 및 월말자료를 분석을 한 결과이다.

<표4> 원/엔수익률의 평균방정식과 분산방정식의 추정결과

| | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-M(일별자료) | | | | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)(월말자료) | | | |
|----------|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|
| | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 |
| μ | 0.0597 (1.4135) | 0.06833 (0.7019) | -0.0782 (-0.7106) | 0.05725 (1.2628) | -.9119** (2.0914) | -0.1092 (-.2797) | -1.01*** (-4.861) | 0.749 (0.7254) |
| θ | 0.0141 (0.4077) | -.208*** (-5.055) | -.234*** (-6.5095) | 0.144*** (2.8532) | -0.10405 (-0.7837) | 0.0643 (0.3373) | -.3561** (-2.031) | -0.0875 (-0.3623) |
| ϕ | -0.06525 (-1.491) | -0.1746 (0.2702) | 0.1035 (0.3195) | 0.00803 (0.2965) | | | | |
| w | 0.0042** (2.3125) | 0.0508*** (3.6657) | 0.01203 (1.4747) | 0.0206*** (3.6745) | 0.7527 (1.0751) | 1.0429 (0.2574) | 2.7353 (1.0977) | 0.91155 (0.2241) |
| α | 0.0496*** (6.044) | 0.2116*** (5.1676) | 0.02714 (1.573) | 0.2457*** (5.0997) | 0.01381 (0.2848) | 0.2071 (0.3881) | -0.1073 (-.3164) | -0.1738 (-0.4963) |
| β | 0.9594*** (167.13) | 0.3766*** (2.6059) | 0.9331*** (27.696) | 0.8413*** (34.999) | 1.0571*** (6.2819) | 0.593 (0.4931) | -0.05548 (-.0501) | 1.3648*** (5.4326) |
| γ | -.0295** (-2.5545) | -.198*** (-4.2993) | 0.0091 (0.4515) | -.183*** (-3.5882) | -.2738** (-2.0947) | | -0.09983 (-.2996) | -0.7258 (-0.326) |
| LR | 3.32 | 10.733 | 0.1286 | 11.6598 | 0.579 | n.a. | n.a. | 0.2949 |

- 1) ***,**,* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 ()는 t-값을 의미한다.
- 2) 우도비(LR)검정통계량의 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치는 1%유의수준에서 6.6349, 5%유의수준에서 3.841, 10%유의 수준에서 2.706 이다.
- 3) 월말자료의 제2기의 경우에는 GJR-GARCH(1,1) 모형이 수렴하지 않아서 GARCH(1,1) 모형을 추정하였다.

<표4>는 일별자료와 월말자료를 이용한 원/엔수익률의 각각의 모형 추정결과를 나타낸다. 일별자료의 경우 분산방정식을 보면 원/달러의 경우와 마찬가지로 모든 기간에 걸쳐 변동성의 군집현상이 존재하고 3기를 제외하고는 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수가 유의 수준 1%에서 유의적인 음의 부호를 보여 엔화에 대한 선호가 존재함을 알 수 있다. 또한 제3기와 제4기를 비교하여 보면 제3기에는 γ 가 유의적이지 않은데 비해서 제4기에는 유의적인 음의 부호를 보여 제1기 및 제2기에서와 동일한 패턴을 보이는 것을 알 수 있다. 다시 말해서 우리나라 외환시장에서는 변동환율제가 도입된 초기에는 시장참여자들이 환율의 변화에 적응하지 못하여 엔화의 선호현상에 의한 비대칭적 변동성이 나타나다가 시장참여자들의 적응과정을 거쳐서 제3기에는 엔화에 대한 선호현상이 나타나지 않는 패턴을 보였다고 볼 수 있다. 그 이후로 서브프라임 사태가 발생하자 엔화 선호현상이 다시 나타남으로써 일별환율의 변동성에 비대칭성이 나타는 것을 볼 수 있다. 만약 이러한 해석이 옳아서 적응적 시장가설이 성립한다면 원/엔의 경우에도 서브프라임 사태가 나타나지 않았더라면 제4기에도 제3기에서와 동일한 패턴을 보였을 것으로 짐작할 수 있다.

일별자료에 대한 평균방정식을 보면 서브프라임 사태 이전인 제3기와 서브프라임 사태 이후인 제 4기 모두 변동성의 증대에 따라 수익률이 증가하는 패턴을 보인다. 그만큼 엔에 대한 선호현상이 서브프라임 사태 이전과 이후에 모두 존재한다는 점을 보여 준다고 하겠다. 한편 분산방정식에서는 외부의 음의 충격에 대해서 변동성이 줄어드는 패턴을 보임으로써 서브프라임 사태 이후 엔화에 대한 선호현상이 심해진 것을 발견할 수 있다.¹⁵

한편 월말자료에 대한 분석결과에 의하면 초기의 3년 동안에는 변동성의 군집현상을 발견할 수 있으나 그 이후의 6년 동안에는 발견할 수 없으며 변동성의 비대칭성도 발견할 수 없다. 즉, 월말자료에 대한 시간의 흐름에 따른 각 계수들의 변화의 패턴에 비추어 볼 때 각 계수들의 통계적인 유의성이 줄어드는 것으로 보아 적응적 시장가설이 성립하는 것을 볼 수 있다. 또한 서브프라임 사태 이후에도 원/엔에 대한 비대칭적 변동성은 발견되지 않았고 단지 변동성의 군집현상만이 발견되었다. 일반적으로 서브프라임 사태가 매우 중

¹⁵ 다시 말해서 엔화의 입장에서 볼 때 엔화의 가치가 줄어들면 그 충격은 다시 엔화의 가치를 향상시키는 방향으로 움직인다는 것을 의미한다. 그만큼 엔화를 기본 통화로 보고 이에 대한 수요가 엔화의 가치를 안정시키는 방향으로 작용한다 의미이다. 이는 곧 우리나라의 입장에서 외부의 충격이 있을 때 엔화를 기본통화로 간주하고 엔화에 대한 수요를 늘리는 경향이 있다는 증거라고 볼 수 있다.

격적이어서 월말자료에도 변동성의 비대칭성을 발견할 수 있을 것으로 기대하였으나 서브프라임 사태 이후에도 비대칭적 변동성을 발견할 수 없다는 사실에 비추어 볼 때 현재의 시점에서는 외환시장에 대한 외부의 충격의 효과가 오래가지 않는다는 것을 알 수 있고 바로 이러한 점에서 원/엔 시장에서도 원/달러 시장에서도 마찬가지로 적응적 시장가설이 성립하는 것을 알 수 있다.

일별자료의 경우 제3기를 제외한 모든 기간에 대해서 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검정하는 우도비가 유의 수준 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 원/엔 시장에 대한 변동성을 추정하는데 있어서 대칭모형인 GARCH모형 보다는 비대칭 모형인 GJR-GARCH모형을 사용하는 것이 적합하다는 것을 의미한다. 그러나 월말자료의 경우에는 우도비가 전기에 걸쳐서 유의하지 않아서 대칭모형이 더 적합한 것을 알 수 있다. 이로서 우리나라의 원/엔에서도 원/달러에서도 마찬가지로 적응적 시장가설이 성립하는 것을 확인할 수 있다.

<표5> 원/유로수익률의 평균방정식과 분산방정식의 추정결과

| | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-M(일별자료) | | | | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)(월말자료) | | | |
|----------|------------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 |
| μ | -0.0748 (-1.512) | 0.256 (1.3678) | -0.1378 (-1.2424) | 0.05438** (1.9643) | -0.4439 (-0.3714) | 1.050*** (3.0564) | -0.6256 (-1.9066) | 1.0322* (1.7856) |
| θ | 0.0908** (2.4761) | -0.0893** (-2.5446) | -0.1891*** (-5.1434) | -0.1046** (-2.2523) | 0.01223 (0.04879) | -0.108 (-0.7963) | -1.1492 (-0.731) | -0.2719 (-0.9287) |
| ϕ | 0.01741 (0.2957) | -0.3367 (-1.1922) | 0.28111 (1.0113) | -0.0029 (-0.09966) | | | | |
| w | 0.019*** (3.4683) | 0.004875 (1.4726) | 0.005218 (1.4965) | 0.00698 (1.6295) | 19.914*** (3.5746) | 0.5081* (1.7433) | 2.1465 (0.6128) | -0.1022 (-0.19413) |
| α | 0.055*** (4.229) | 0.02917*** (3.0334) | -0.00738 (-0.7869) | 0.2038*** (5.3591) | 0.069 (0.1454) | 0.1591 (0.7111) | 0.0299 (0.0813) | -0.17597 (-1.0301) |
| β | 0.918*** (71.258) | 0.9699*** (75.9602) | 0.9797*** (83.577) | 0.83453*** (34.6933) | 0.4356 (0.9894) | 1.104*** (11.276) | 0.5136 (0.4979) | 1.4193*** (6.456) |
| γ | 0.00455 (0.2854) | -0.02099 (-1.4925) | 0.02743* (1.8815) | -0.0498 (-1.1192) | -0.2364 (-0.5338) | -0.3955 (-1.543) | -1.1839 (-0.5296) | -0.32107 (-0.4015) |
| LR | 0.05 | 1.33 | 2.132 | 0.9066 | 7.37 | 12.918 | 0.567 | 0.072 |

1) ***,**, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 ()는 t-값을 의미한다.

2) 우도비(LR)검정통계량의 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치는 1%유의수준에서 6.6349, 5%유의수준에

서3.841, 10%유의 수준에서 2.706 이다.

<표5>는 원/유로수익률의 일별자료와 월말자료에 대해서 각각의 모형 추정결과를 나타낸다. 일별자료의 경우 분산방정식을 보면 모든 기간에 걸쳐 변동성의 군집현상이 존재하나 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수는 유의하지 않아서 유로화에 대한 뚜렷한 선호현상이 존재하지 않음을 알 수 있다. 제3기의 경우에는 γ 가 약하게나마 유의적이어서 원/달러, 원/엔에서와는 전혀 다른 패턴을 보인다. 제3기 동안에는 달러나 엔에 대한 선호현상이 보이지 않은 데 비해서 상대적으로 유로화에 대한 선호가 이를 대신 한 것으로 해석할 수도 있을 것이다. 그러나 변동성의 군집현상은 유의하게 나타나 달러와 엔에서 볼 수 있었던 군집현상을 유로화의 경우에도 볼 수 있다. 특히 서브프라임 사태 이전과 이후인 제3기나 제4기 모두 유로화에 특별한 선호현상을 볼 수 없어서 적응적 시장가설이 유로화에는 적용되지 않는다고 볼 수 있다. 요약하면 우리나라의 시장참여자들은 유로화를 기본통화로 여기지 않아서 적응적인 과정이 없다는 점이 이러한 통계적인 추정결과에 반영된다고 볼 수 있다.

일별자료에 대한 평균방정식을 보면 서브프라임 사태 이전인 제3기에는 변동성의 증대에 따라 수익률이 증가하는 패턴을 보이다가 서브프라임 사태 이후인 제4기에는 변동성의 증가에 따라 수익률이 감소하는 패턴을 보인다. 그만큼 유로화에 대한 선호현상이 서브프라임 사태 이전과 이후에 모두 존재하지 않는다는 점을 반영한다고 하겠다. 한편 분산방정식에서는 서브프라임 사태 이전에는 유의적인 양의 값을 보이다가 서브프라임 사태 이후에 유의적이지는 않지만 음의 값을 보임으로서 유로화에 대한 선호현상이 반영되어 있다고 볼 수 있겠다.

한편 월말자료에 대한 분석결과에 의하면 제2기와 서브프라임 사태 이후에 변동성의 군집현상을 발견할 수 있으나 변동성의 비대칭성은 전기간에 걸쳐 발견할 수 없다. 즉, 월말자료에 대한 시간의 흐름에 따른 각 계수들의 변화에 어떤 일정한 패턴을 발견할 수 없다는 점에 비추어 볼 때 원/유로화의 경우에는 적응적 시장가설이 전혀 성립하지 않는 것을 볼 수 있다. 그러나 월말자료의 분석결과로부터 서브프라임 사태 이후에도 변동성의 비대칭성을 발견할 수 없다는 사실에 비추어 본다면 적응적 시장가설은 부분적으로 성립한다고 볼 수도 있을 것이다.

일별자료의 경우 모든 기간에 대해서 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검정하는 우도비가 전혀 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 원/유로수익률에 대한 변동성을 추정하는데 있어서 비대칭 모형인 GJR-GARCH모형을 사용하는 보다는 대칭모형인 GARCH모형이 보다 적합하다는 것을 의미한다. 월말자료의 경우에도 우도비가 전기에 걸쳐서 유의하지 않아서 대칭모형이 더 적합한 것을 알 수 있다. 이로서 우리나라의 원/유로에서는 적응적 시장가설이 성립하지 않는 것을 확인 할 수 있다.

동일한 기간동안에 선진국통화사이에는 어떤 관계가 성립하는지를 보기 위해서 엔/달러 수익률과 유로/달러 수익률의 월말자료와 일별자료에 대해서 살펴보자. <표6>과 <표7>은

각각 엔/달러 수익률과 유로/달러수익률의 변동성에 대한 일별자료 및 월별자료에 대한 분석결과이다.

<표6>엔/달러수익률의 평균방정식과 분산방정식의 추정결과

| | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-M(일별자료) | | | | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)(월말자료) | | | |
|----------|------------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|----------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 |
| μ | 0.0411 (0.6947) | -0.0129 (-0.739) | 0.0659 (0.4821) | 0.0009 (0.0223) | 0.2309 (0.3824) | -0.8817** (-2.269) | 0.5261* (1.9189) | -0.8195 (-1.0829) |
| θ | 0.0302 (0.7887) | -0.0267 (-0.781) | -0.0139 (-0.3726) | -0.0141 (-0.275) | 0.05595 (0.2337) | 0.23456** (2.112) | 0.0509 (0.3536) | 0.01138 (0.04973) |
| ϕ | -0.0803 (-0.779) | | -0.19 (-0.3776) | -0.0371 (-0.532) | | | | |
| w | 0.045*** (4.915) | .0018*** (5.199) | 0.4160*** (5.5436) | 0.013*** (2.7839) | 6.4151* (1.7488) | 0.5728*** (15.7223) | 0.3369 (1.508) | 5.09749 (0.3408) |
| α | 0.051*** (3.4204) | -0.013*** (-3.402) | -0.0588*** (-4.454) | 0.0315 (1.2996) | -0.093 (-0.222) | -0.20927*** (-4.214) | -0.0179 (-0.0426) | -0.1203 (-1.21589) |
| β | 0.829*** (34.801) | 1.001*** (423.88) | -0.4749* (-1.7847) | 0.862*** (34.554) | 0.1203 (0.4666) | 1.14419*** (17.5164) | 1.1101*** (3.9379) | 0.52059 (0.37415) |
| γ | 0.096*** (4.037) | 0.0087* (1.757) | 0.05302** (2.5427) | 0.19*** (4.2639) | 1.0889* (1.7429) | 0.04493 (0.44736) | -2.893 (-0.963) | 0.23133 (0.3653) |
| LR | 4.342 | 2.1416 | 6.724 | 18.069 | 1.756 | 1.402 | 1.8153 | 0.9587 |

1) ***,**, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 ()는 t-값을 의미한다.

2) 우도비(LR)검정통계량의 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치는 1%유의수준에서 6.6349, 5%유의수준에서 3.841, 10%유의 수준에서 2.706 이다.

3) 제2기의 일별자료의 경우 GJR-GARCH(1,1)-M모형이 수렴하지 않아서 GJR-GARCH(1,1)모형의 결과를 제시하였다.

<표6>는 일별자료와 월말자료를 이용한 엔/달러수익률의 각각의 모형 추정결과를 나타낸다. 일별자료의 경우 분산방정식을 보면 모든 기간에 걸쳐 변동성의 군집현상이 존재하고 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수가 유의 수준 1%에서 유의적인 양의 부호를 보여 엔화에 대한 선호가 존재함을 알 수 있다. 또한 제3기와 제4기를 비교하여 보면 γ 가 유의수준이 5%에서 1%로 변화하여 엔화의 선호 현상이 서브프라임 사태 이후에 더 강해졌다는 것을 알 수 있다. 이는 곧 바로 서브프라임 사태 이후 엔화가 달러화에 비해서 더 강해졌음을 반영한다고 볼 수 있다. 앞서의 원/달러, 원/엔의 분석에서와 마찬가지로 서브프라임 사태는 일정한 부분만큼 엔/달러에도 영향을 미치고 있음을 보여 준다. 특히 전기간에

걸쳐서 γ 계수가 양의 값을 갖는 것에 비추어 볼 때 지난 11년 4개월 동안 달러대비 엔화의 선호현상은 끊임없이 지속되어 온 것을 확인할 수 있다.

일별자료에 대한 평균방정식을 보면 서브프라임 사태 이전인 제3기와 서브프라임 사태 이후인 제 4기 모두 변동성의 증대에 따라 수익률이 감소하는 패턴을 보인다. 그만큼 달러 대비 엔에 대한 선호현상이 서브프라임 사태 이전과 이후에 모두 존재한다는 점을 보여 준다고 하겠다. 한편 분산방정식에서는 외부의 음의 충격에 대해서 변동성이 늘어나는 패턴을 보임으로써 서브프라임 사태 이전과 이후 변함없이 엔화에 대한 선호현상이 존재하는 것을 다시 확인할 수 있다.

한편 월말자료에 대한 분석결과에 의하면 제2기와 제 3기동안에 만 변동성의 군집현상을 발견할 수 있으며 제1기와 제 4기에는 변동성의 군집현상마저 발견할 수 없다. 즉, 월말자료에 대한 시간의 흐름에 따른 각 계수들의 변화에 일정한 패턴이 존재하지 않음에 비추어 볼 때 엔/달러 환율에 대해서는 적응적 과정이 완료되었음을 알 수 있다.¹⁶

일별자료의 경우 제3기를 제외한 모든 기간에 대해서 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검정하는 우도비가 유의 수준 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 원/엔 시장에 대한 변동성을 추정하는데 있어서 대칭모형인 GARCH모형 보다는 비대칭 모형인 GJR-GARCH모형을 사용하는 것이 적합하다는 것을 의미한다. 그러나 월말자료의 경우에는 우도비가 전기에 걸쳐서 유의하지 않아서 대칭모형이 더 적합한 것을 알 수 있다. 이로써 엔/달러의 경우에는 적응적 과정이 이미 완료되었음을 짐작할 수 있다.

<표7>유로/달러수익률의 평균방정식과 분산방정식의 추정결과

| | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-M(일별자료) | | | | AR(1)-GJR-GARCH(1,1)(월말자료) | | | |
|----------|------------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 | 제1기 | 제2기 | 제3기 | 제4기 |
| μ | -0.762 (-1.1581) | -0.3145* (-1.8625) | -0.0025 (-0.1429) | -0.0469 (-1.4468) | 0.6645 (1.2672) | -0.7088 (-1.0657) | -0.02111 (-.06754) | -0.5086 (-.8956) |
| θ | 0.0234 (0.563) | -0.0911*** (-2.5916) | -0.0435 (-1.17795) | -0.0009 (-0.0194) | 0.036744 (0.189) | 0.0614 (0.2842) | -0.08054 (-.3503) | -.15357 (-.47364) |
| | 2.27 (1.1789) | 0.4767* (1.6455) | | 0.0786 (1.0736) | | | | |
| w | 0.5369*** (5.692) | 0.00429* (1.7727) | 0.006169 (2.1174) | 0.00121 (0.9693) | 0.44985 (0.3654) | 10.61952 (1.1934) | 3.42079 (0.945) | 1.803 (0.6002) |
| α | -0.028 (-1.086) | 0.02** (2.3675) | 0.0341*** (3.4089) | 0.0761*** (4.2318) | -0.19868 (-0.5108) | -.02338 (-1.0193) | 0.01064 (0.0399) | 0.66508 (0.8795) |
| β | -0.5423** (-1.959) | 0.965*** (86.609) | 0.9577*** (71.291) | 0.9455*** (76.427) | 1.2219*** (3.7985) | -.34703 (-0.4559) | -.10667 (-1.0452) | 0.6469 (0.9282) |

¹⁶ 엔/달러의 경우에는 변동환율제가 적용된 지가 오래되어 적응의 과정이 모두 끝났다고 볼 수 있으며 단기적인 시장의 충격만의 유의적인 결과를 보여 줄 수 있을 것으로 보인다.

| | | | | | | | | |
|----------|--------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| γ | 0.0103 (0.4247) | 0.00229 (0.2049) | -0.0240 (-1.4757) | -0.0383* (-1.7705) | -0.1151 (-0.34567) | 0.5195 (0.59152) | 0.61374 (0.6547) | -0.8862 (-1.0611) |
| LR | 0.2112 | 0.0224 | 18.02 | 18.0609 | 0.222 | 1.99004 | 1.55 | 6.4578 |

4) ***,**,* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 ()는 t-값을 의미한다.

5) 우도비(LR)검정통계량의 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치는 1%유의수준에서 6.6349, 5%유의수준에서 3.841, 10%유의 수준에서 2.706 이다.

<표7>은 유로/달러수익률의 각각의 모형 추정결과를 나타낸다. 일별자료의 경우 분산 방정식을 보면 모든 기간에 걸쳐 변동성의 군집현상이 존재하고 제3기를 제외하면 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수가 유의하지 않음을 알 수 있다. 제3기와 제4기를 비교하여 보면 서브프라임 사태 이후 γ 가 10%의 유의수준에서 유의하여 유로화 대비 달러화의 선호 현상이 서브프라임 사태 이후에 약간 유의적이 되었음을 알 수 있다. 앞서의 원/달러, 원/엔의 분석에서와 마찬가지로 서브프라임 사태는 일정한 부분만큼 유로/달러에도 영향을 미치고 있음을 보여 준다. 특히 γ 계수가 제1기와 제 2기에는 양의 값을 갖다가 그 이후에는 음의 값을 갖는 것에 비추어 볼 때 최근의 6년 동안 달러화의 선호현상이 미약하나마 발생한 것임을 확인할 수 있다.

한편 월말자료에 대한 분석결과에 의하면 제1기에만 변동성의 군집현상을 발견할 수 있으며 나머지 기간 동안에는 변동성의 군집현상마저 발견할 수 없다. 즉, 월말자료에 대한 시간의 흐름에 따른 각 계수들의 변화에 일정한 패턴이 존재하지 않음에 비추어 볼 때 유로/달러 환율에 대해서도 엔/달러의 경우와 마찬가지로 적응적 과정이 완료되었음을 알 수 있다.

일별자료의 경우 제3기를 제외한 모든 기간에 대해서 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검정하는 우도비가 유의 수준 1%에서 유의한 것으로 나타났으나 비대칭성 계수는 유의하지 않아서 서로 상반되는 결과를 보여준다. 비대칭성계수가 유의하지 않은 점에 비추어 볼 때 대칭모형인 GARCH모형을 사용하는 것이 적합한 것을 알 수 있다. 월말자료의 경우에도 비대칭성계수가 유의하지 않아서 대칭모형이 더 적합한 것을 알 수 있다. 이로부터도 유로/달러의 경우에는 적응적 과정이 이미 완료되었음을 짐작할 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 달러화, 엔화, 유로화를 대상으로 시장에 도달하는 정보의 유형이 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 우리나라의 경우 초기의 원/달러, 엔/달러 시장에서는 비대칭적 변동성이 나타나서 정보비효율적이지만 시간의 흐름에 따라 비대칭적 변동성이 줄어들어 정보효율적으로 변하는 것을 보았다. 정보효율성이 시간이 지남에 따라 증가한다는 것은 Lo(2004)가 제시한 적응적 시장가설과 일치한다. 우리나라의 국제적인 거의 모든 거

래가 달러로 이루어 진다는 점, 그리고 엔화가 달러화에 대해서 강해지고 있다는 점에서 적응적 시장가설이 우리나라의 외환시장에 그대로 적용되는 것을 보여준다고 볼 수 있다.

한편 엔/달러 및 유로/달러의 경우에는 변동환율제를 채택한지가 오래되므로 적응적 시장가설에 의한 해석은 적절하지 않은 것으로 보인다. 다만 서브프라임 사태가 일별환율과 월별환율에 미치는 영향은 이들 통화들의 특성을 반영하여 환율의 패턴에 그대로 반영되는 것을 볼 수 있다. 특히 엔/달러의 경우 일별자료의 분석결과에 의거해서 최근들어 달러의 위상이 추락하고 있으며 기본통화로서의 역할이 약화되고 있다는 일반적인 견해는 일본의 입장에서 볼 때 더욱 확실하게 드러나는 것을 알 수 있다.

<참고문헌>

- 구본일, “주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구,” 재무연구 제 13권 제1 호 (2000), 129-159.
- 김규형, “서브프라임사태 이전과 이후의 통화의 안전성의 변화에 관한 연구,” 증권학회지 제38권 제 1호 (2009), 107-136.
- 김규형 · 김현석, “거래소시장과 코스닥시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구,” 리스크관리 연구 제 17권 제 1 호 봄 (2006),3-28.
- 오현탁 · 이현상 · 이치송, “한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증연구,” 재무관리연구 제 17권 제 1 호 (2000), 45-65.
- 유한수, “코스닥시장의 비대칭적 변동성의 원인에 관한 연구,” 대한 경영학회지 제 35호 (2003), 549-562.
- 장경천 · 김현석, “주가지수선물도입과 비대칭적 변동성에 관한 실증연구,”대한 경영학회지 제 18권 제 3호 (2005), 1307-1327.
- 정병대 · 정진호, “주가수익률의 비대칭적 변동성에 관한 연구,” 리스크관리연구 제 13권 제 2 호 (2002), 97-126.
- Antoniou, A., P.Holmes and R. Priestley, “The Effect of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility,” Journal of Futures Market 18 (1998), 151-166
- Bekaert, G and G. Wu, “ Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets,” The Review of Financial Studies Vol.13, No.1 (2001), 1-42.
- Berndt, E.K. B.H. Hall, R.E.Hall & J.A.Hausman, “ Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” Annals of Economic and Social Measurements 3 (1974), 653-665.
- Bollerslev,T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” Journal of Econometrics 31 (1986), 307-327.
- Bollerslev, T., Y. Chou, and K.F.Kroner, “ARCH Modelling in Finance,” Journal of Econometrics 52 (1992), 5-59.
- Campbell, J.Y. and L. Hetschel, “ No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” Journal of Financial Economics 31 (1992), 281-318.
- Cheung,Y.W. and V.K. Ng, “Sock Price Dynamics and Firm Size : An Empirical Investigation,” Journal of Finance 47 (1992), 1985-1997.
- DeLong, J.B., Shleifer, L. Summers and R. Waldmann, “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation.” Journal of Finance, 45 (1990), 379-395.
- Engle, R. F., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” Econometrica, 50 (1982), 987-1007.
- Engle, R.F. & V. K. Ng(1993), “Measuring and Testing the Impact of News on

- Volatility,” *Journal of Finance* 48 (1993), 1749-1778.
- French, K.R., G.W. Schwert and R. F. Stambaugh, “Expected Stock Returns and Volatility,” *Journal of Finance* 45 (1990), 479-496.
- Glosten, L.R., R. Jaganathan & D. Runkle, “ On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Return on Stocks,” *Journal of Finance* 48, (1993), 1779-1801.
- LeBaron, B., “Technical Trading Profitability in Foreign Exchange Markets in the 1990’s” Unpublished Manuscript, Brandeis University, (2002)
- Levich, R.M., and L. R. Thomas III, “The Significance of Technical Trading-Rule Profits in the Foreign Exchange Market: A Bootstrap Approach,” *Journal of International Money and Finance*, 12 (1993), 451-474.
- Lo, A. W. “ The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective.” *Journal of Portfolio Management*, 30th Anniversary Issue (2004), 15-29.
- Lowenstein, R. *When Genius Failed: The Rise and Fall of Long-Term Capital Management*. New York, NY: Random House (2000).
- Nelson, D. B., “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica* 59 (1991), 347-370.
- Olson, D., “Have Trading Rule Profits in the Currency Market Declined over Time”, *Journal of Banking and Finance*, 28 (2004), 85-105.
- Schwert, G.W., “Why Does Stock Market Volatility Change over Time?”, *Journal of Finance* 44 (1989), 1115-1153.
- Shleifer, A., and R. Vishny, “The Limits of Arbitrage” *Journal of Finance*, 52 (1997), 35-55.

<abstract>

The Impact that Sub-prime Crisis has on Foreign Exchange Market and

Adaptive Market Hypothesis

Kyuhyong Kim

This study examines the asymmetric volatility from the viewpoint of the information inefficiency in the won/dollar, won/yen, won/euro, yen/dollar, euro/dollar from January 1998 to April 2009. If the asymmetric volatility declines over time, it may be interpreted as the information inefficiency declines. This may confirm the appropriateness of Adaptive Market Hypothesis in the Korean foreign exchange market. From the point of view of the central bank policy, the declination of the asymmetric volatility over time may imply the declination of the impact of the central bank's action over time. Both of the interpretations may signal the applicability of Adaptive Market Hypothesis in the Korean Foreign Exchange Market.

Empirical study on won/dollar, won/yen monthly data shows that volatility clustering exists but volatility asymmetry does not ever after the sub-prime crisis, which clearly shows that Adaptive Market Hypothesis is applicable in the Korean Foreign Exchange Market. But, for daily data it is found that the mean equation parameters and volatility asymmetry pattern changes after the sub-prime crisis, which clearly shows that daily foreign exchange rate change reflects the incoming information. Especially the asymmetry parameters have negative signs, which implies that dollar and yen are considered as a base currency from won's point of view. However this phenomenon may also be interpreted as the information efficiency reflecting the sub prime crisis.

Keywords: Adaptive Market Hypothesis, Information Inefficiency, asymmetric volatility, GARCH, GJR-GARCH, base currency, central bank's intervention.