

아시아 주요국 한, 중, 일 통화간 가격 발견 및 변동성 전이에 관한 연구*

박영규† · 빈기범‡

요약

본 고에서는 달러화로 평가한 원화, 엔화, 위안화, 금 가격에 대하여, 가격 발견 및 변동성 전이를 분석한다. 달러화는 국제결제통화이므로 이러한 가격은 실제로 통화시장에서 거래를 통해 형성되는 실거래 환율이다. 변동성은 거래 주체나 금융당국이 기피하는 현상이다. 초단기적이고 잦은 역내외 자본이동에 의한 통화 가치의 변동성은 자칫 국가 경제적 펀더멘털을 훼손할 수도 있다. 하지만, 변동성은 거래를 통해 정보가 가격에 반영되는 가격 발견의 과정과 함께 유발되는 현상이기도 하다.

본 고에서는 최근 한국의 무역 대상국 1위 국가인 중국을 주목하여, 주로 중국 위안화와 한국 원화간 가격 발견과 변동성 전이를 실증 분석하고자 하였다. 중국은 글로벌 금융위기를 전후하여 고정환율제를 유지하였고, 최근 들어 기존의 통화 바스켓 제도로 회귀하였다. 아울러, 중국은 점진적인 위안화 국제화를 추진 중이다.

가격 발견 분석에서는 Hasbrouck(1995)의 정보기여도(information share) 기법을 이용하였고, 변동성 전이 분석에서는 Full BEKK 모형을 이용하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 글로벌 금융위기 이전에는 위안화와 원화는 서로 가격 발견 기여도가 낮은 것으로 나타났고, 금융위기 이후에는 원화의 위안화에 대한 가격발견은 여전히 낮은 반면 위안화의 원화에 대한 가격 발견 기여도는 상대적으로 높게 나타났다. 둘째, 변동성 전이에 있어서는 위안화, 엔화, 원화의 상호간 변동성(분산 및 공분산 모두) 전이 효과가 전반적으로 통계적으로 유의하게 나타났으며, 위안화의 전반적 영향력이 금융위기 이전에 비해 높아진 것으로 나타났다.

JEL: C3, F21, F31, F33, F37, F4, G15, G18

주요어: 통화국제화, 고정환율제, 가격발견, 변동성 전이, Full BEKK 모형

First Draft: 2013. 1.

* 본 연구는 「2012학년도 삼성학술연구기금」의 지원을 받아 수행하였다. 성균관대학교 자산운용연구센터(CAPM)의 임아름 연구원의 탁월한 연구 지원에 감사드린다.

† 연락담당저자, 성균관대학교 경영대학 경영학과 교수, 전자우편: ykpark@skku.ac.kr, 전화: 02-760-0418, 주소: (110-745) 서울 종로구 성균관로 25-2 성균관대학교 경영대학

‡ 명지대학교 사회과학대학 경제학과 조교수

I. 서론

전 세계 금융시장의 국제화·통합화는 시대적 추세로 빠르게 진행 중이다. 선진국은 물론 한국을 포함한 개발도상국도 금융시장 개방에 동참해온지 오래다. 각 국의 증권에 대한 자본거래에 있어 지리적 제약은 사실상 없다. 실물 분야의 자본거래인 FDI(foreign direct investment)의 경우 개발도상국은 자국 내 부족한 자본을 보완하기 위해 경쟁적으로 외국 자본을 유치하고자 노력하고 있다.

글로벌 경제 시대에 있어 금융시장의 개방과 국제화는 피할 수 없는 큰 흐름이다. 하지만, 어느 정도의 속도조절은 필요하다. 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기로 곤경에 처한 아일랜드, 아이슬란드 및 남유럽 국가들은 실물 경제 및 펀더멘털의 성숙도에 비해 과도하게 금융시장을 개방한 국가이다. 이들 국가는 2000년대 중반까지 글로벌 유동성의 유입으로 호황을 누렸으나 미국 서브프라임 모기지 사태(sub-prime mortgage crisis)가 발생한 이후 급격한 자본유출은 물론 심각한 경제위기를 겪고 있다. 금융시장 개방은 FDI 등 실물시장 개방과 더불어 시기와 폭에 대한 정책적 결정은 매우 중요하며, 신중하게 이뤄져야 한다.

금융과 실물 분야 모두 개방도가 높은 한국 경제에 있어 주요 위험 요인 중 하나가 “국경 간 자본이동(cross-border capital mobility)”에 있다. 국경 간 자본이동은 종종 초단기적 변화를 보이거나 쏠림현상과 함께 높은 수준의 자산 및 통화 가격 변동성을 초래한다. 특히, 한국과 같은 개발도상국 통화인 원화나 원화표시 자산은 국제적 안전자산이 아니므로, 글로벌 신용경색(credit crunch)의 조짐이 보이는 경우, 금, 달러, 유로 등 ‘안전자산 선호(flight to quality)’ 경향이 강해지면서, 짧은 시간 내에 대량의 자본유출이 발생하기도 한다.

이러한 자본의 급격한 이동은 때로는 경제 펀더멘털과는 무관하게 해당국의 경제위기나 외화 유동성 위기를 초래할 수 있으며 심지어는 훼손된 경제 펀더멘털을 더욱 침소봉대하기도 한다. 이는 중국과 같이 자본통제가 강한 국가에서는 그렇지 않지만, 한국과 같이 개방도가 높은 국가는 국가의 명운이 달린 문제이다. 그렇다고, 국내 자본 여력이 부족한 한국 경제로서는 국경 간 자본이동을 원천적으로 제한하거나 정부가 자주 시장에 개입하는 것은 결코 바람직한 정책적 선택은 아니다. 따라서, 최근 들어 활발하게 논의 중인 토빈세(Tobin tax)의 도입에 있어서 신중을 기해야 한다.

이러한 국경간 자본이동에 관한 정보는 궁극적으로 “환율(exchange rate)”에 집약되어 나타난다. 환율은 통화간 교환 비율이다. 경상거래와 자본거래 모두 통화의 교환을 필요로 한다. 따라서, 환율은 한국 경제의 과거와 현재는 물론 미래에 대한 예상 및 기대와 같은 중대한 정보를 함축한다. 내외국인 모두에게 환율은 경제적 의사결정의 중요한 근거가 된다.

한국 경제에 있어 중요한 환율은 단연코 ‘원/달러 환율’이다. 미국 달러화는 국제 기축통화이면서, 국제 결제 통화이기도 하다. 국제 경상거래와 자본거래에서 거래를 종결짓는 국제적 지급결제수단이 미국 달러화이다. 현재 전 세계 어느 통화도 금태환 통화가 아니기에 엄밀한 의미의 기축통화는 존재하지 않는다. 현재의 국제적 기축통화 경쟁이라는 것은 달러화 대신 유로화나 위안화가 국제 거래에 있어 대체결제통화가 되기 위한 노력인 셈이다. 그러나, 유럽의 재정위기, 중국의 경기침체 역시 유로화나 위안화에 대한 국제적 신뢰를 크게 훼손하였으며 여전히 미국 달러화가 국제결제통화로서의 위치를 점하고 있으며 가장 안전한 통화로 인식되고 있다. 다만, 최근 3-4년간 달러화의 국제적 위상이 크게

추락한 것은 부인하기 어렵다.

2000년대 들어 중국은 초고속 성장세를 보이며, 경제 대국으로 급부상하면서 각국 GDP에서 미국 다음으로 2위를 차지하고 있다. 또한, G2라 불리우며 미국과 함께 세계 최강대국으로 인식되고 있다. 이처럼 중국 자체적인 글로벌 경제에 미치는 영향력도 크게 증가했지만, 지리적으로 인접한 한국 경제에는 지대한 영향을 미치고 있다. 특히 중국은 한국의 최대 교역대상국이다. 이처럼 세계경제나 한국경제에 대한 중국의 영향력이 커짐에 따라 중국 정부의 재정, 통화 등에 관한 경제 정책이나 중국내 경제상황에 따라 한국 주식시장이 요동치고, 외환시장에서 환율이 변동하기도 한다. 중국은 2003년부터는 우리나라 수출대상국 1위 국가로, 2006년부터는 미국과 일본을 제치고 수출과 수입을 합쳐 계산한 교역대상국 1위 국가로 부상하였다. 이처럼 2000년대 들어 한국 경제에 미치는 중국의 비중이나 영향력이 미국과 일본 이상으로 증대됨에 따라 외환시장에서 환율을 통해 형성되는 원화 가치에도 대외적 요인이나 충격으로서 중국 요인이 크게 작용하고 있으리라 추측된다.

본 연구는 우리 경제에 미치는 중국의 영향력이 증대됨에 따라 전통적으로 기축통화인 미 달러에 이어 원화 가치의 결정에 가장 큰 영향을 미치는 통화인 엔화에 비해 중국 위안화가 미치는 영향이 증대되었는지를 “가격 발견(price discovery)”과 “변동성 전이(volatility transmission)”이라는 두 가지 측면에서 살펴보고자 한다.

가격 발견에 관한 실증 분석에 있어, 일중 자료를 사용하는 것이 바람직하다. 하지만, 본 고의 분석 대상 환율이나 금 가격에 대한 일중 자료를 얻기는 매우 어렵다. 한편, 가격발견에 관하여 Hasbrouck(1995)나 Diebold and Yilmaz(2009)의 방법론처럼 VAR(vector autoregression) 모형이나 VECM(vector error correction model)에 기반하여 서로 다른 시계열간 상대적 가격발견 기여를 측정하는 방법이 있고(엄경식·이현진·빈기범, 2007; 이우백·최혁, 2006; Bubák, Kočenda, and Žikeš, 2011; Sumner, Johnson, and Soenen, 2010), 단일의 시계열에 대해서 시장미시구조(market microstructure) 분야의 다양한 지표를 통해 그 시계열 자체적 정보를 이용하여 계산하기도 한다.¹⁾(선정훈·엄경식, 2010; Park, 2009)

한편, 변동성 전이는 그 정의가 아주 명확하지는 않다. 이를 전이(contagion)라고 표현하기도 하고, 파급효과(spillover effect)라고 표현하기도 한다. 본 고에서의 변동성 전이는 자산 j 의 조건부 변동성 $\sigma_{j,t}^2$ 나 $\sigma_{j,t}$ 가 자산 i 의 조건부 변동성 $\sigma_{i,t}^2$ 나 $\sigma_{i,t}$ 에 대한 영향력을 의미한다. 기존 문헌에서도 이러한 의미를 갖는 경우가 대부분이다. (Kearney and Patton, 2000, Rigobon and Sack, 2003, 이근영, 2004, 2010) 하지만, 문헌에 따라서 변동성 전이나 파급효과는 다른 관점에서 파악되기도 한다. 예를 들어, 자산 j 의 충격이나 뉴스 $\epsilon_{j,t}$ 나 $\epsilon_{j,t-1}$ 이 자산 i 의 조건부 변동성 $\sigma_{i,t}^2$ 나 $\sigma_{i,t}$ 에 대한 영향력을 의미하기도 한다. (Lee and Hong, 2009; 김규형, 2009, 홍정효·문규현, 2005) 때에 따라서는 자산 j 의 조건부 변동성 $\sigma_{j,t}^2$ 또는 $\sigma_{j,t}$ 를 유발하는 오차항 $\epsilon_{\sigma_{j,t}}$ 의 변동성 $var(\epsilon_{\sigma_{j,t}})$ 과 자산 i 의 조건부 변동성 $\sigma_{i,t}^2$ 또는 $\sigma_{i,t}$ 를 유발하는 오차항 $\epsilon_{\sigma_{i,t}}$ 의 변동성과 $var(\epsilon_{\sigma_{i,t}})$ 간 관련성을 의미하기도 한다. (Bubák et al., 2011).

환율은 한국처럼 수출 위주의 대외의존도가 높은 경제에 있어서는 경제 전반의 호황과 불황을 결정짓는 중요한 요인이기도 하며, 한국 경제의 경쟁력이나 건전성을 반영하는 지표이기도 하다. 따라서,

1) 후자의 경우 주식시장 분석에 있어 Amihud and Mendelson(1991)에 따라 분산비(variance ratio)가 자주 사용된다.

정책 당국이나 기업 차원에서 환율 수준과 변동성에 영향을 미치는 요인들을 파악하고 대비하는 것은 매우 중요하다. 특정 통화의 변동성과 지리적으로 인접하거나 경제적으로 관련성이 높은 타국 통화의 변동성간에 전이 된다는 사실은 기존의 많은 실증 연구를 통해 밝혀진 바 있다.²⁾ (Beale, 2005; Bubák et al., 2011; Kearney and Patton, 2000) 한국의 경우, 달러화로 평가한 원화 가치나 변동성에 여전히 주요 교역국인 일본의 엔화 가치 또는 변동성이나 2006년 이후에는 중국 위안화 가치 또는 변동성이 영향을 미치게 되었을 가능성이 크다. 아울러, 서브프라임 모기지 사태 이후로 위기와 침체를 반영하여 한국, 중국, 일본 통화 간 상관관계가 높아지면서 변동성간 전이 현상이 발생했을 가능성이 크다. 만일 원/달러 환율의 결정 및 변동성에 엔화 및 위안화의 가치 및 변동성이 영향을 미친다면, 이는 환율 변화에 따른 각종 위험을 대비하는데 반드시 중요한 변화로 고려할 필요가 있으며, 이를 실증적으로 확인하는 것은 학문적으로나 실무적으로 매우 중요한 연구주제라고 여겨진다.

본 고의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 국제 통화 거래에 관하여 제도적 배경을 설명한다. 본 고에서 자료로 사용하는 환율의 의미를 정확히 이해하기 위하여, 통화 국제화에 관한 논의가 필요하다. 제3장에서는 자료의 출처를 제시하고, 각 자료를 다각도로 요약하여 보여준다. 제4장 실증분석 모형을 소개하면서, 정보 공헌도 측정 방법을 설명하고, 변동성 전이를 포착할 변동성 모형을 설정한다. 제5장은 실증 분석 결과를 제시하고 해석한다. 제6장은 결론이다.

II. 국제 통화 거래에 관한 고찰

1. 외환자유화와 자국 통화 국제화

본 연구의 목적은 한국 경제에 크게 증대된 영향력을 미치고 있는 중국을 감안하여 한국 원화, 전통적 기축통화로서의 금 및 일본 엔화, 중국 위안화 가치 간 영향 관계를 환율간 가격발견과 변동성 전이라는 측면에서 살펴보는 것이다. 하지만, 분석에 앞서 각 환율의 제도적 특성이나 분석 대상 환율을 정확히 정의할 필요가 있다.

우선, 국가별로 완전한 외환자유화 정책을 취하는 국가도 있고, 그렇지 않은 국가도 있다. 한국의 경우 외환자유화가 완벽하다고 표방하고 있지만, 그 이면에는 이른바 '원화 국제화' 정책을 취하고 있지 않다. 다만, 중국정부와 체결된 유동성위기를 대비한 통화스왑과 연계하거나 비거주자의 국내 자유원 계정, 중국으로 진출한 은행을 통하여 부분적으로 경상거래 상 원화 결제가 시행되고 있는 정도이다. 그러므로 원화 국제화는 한국 외환정책에 있어 마지막 남은 외환자유화 과제이다. 엔화는 독일 마르크화와 유사하게 각 국가의 경제력을 바탕으로 이미 1970년부터 국제화 정책을 취하고 있다. 하지만, 엔화나 마르크가 국제결제통화로서 성공적으로 정착되지는 못했다. 중국은 현재에도 미국의 위안화를 절상하라는 압력을 받을 정도로 외환자유화가 잘 이루어지지 않는 국가이다. 역내외 자본이동이 가장 자유롭지 못한 국가 중 하나가 대표적으로 중국이다. 그럼에도 불구하고, 글로벌 금융위기를 지나면서 중국 위안화가 국제 기축통화가 되겠다는 야심을 보이고 있다. 실제로 홍콩과 싱가포르 등에 위안화 계좌의 설치 및 이를 통한 송금을 허용하고 있다. 초기적 단계의 제한적

2) 각국 주식시장간 변동성 전이에 관한 실증 연구도 국내외적으로 매우 많은 편이다. (Karolyi, 1995; Koutmos, 1996; Koutmos and Booth, 1995, King and Wadhvani, 1990, 강상훈·김홍배·윤성민, 2011)

역의 유출을 허용하는 것이다. 아마도 중국 정부는 점진적으로 그러한 범위를 넓혀갈 것으로 예상된다.

하지만, 아직까지는 중국의 자국 통화 가치에 대한 정부의 통제가 심하다. 중국은 2005년 7월 이전까지도 약 8년간 고정환율제를 시행해왔으며 이 기간 동안 위안-달러 환율이 전혀 변화가 없었다.³⁾ 2005년 7월부터 2008년 6월까지의 위안화 가치를 절상하라는 대외적 압력과 중국내 경기 과열 우려로 인하여 통화바스켓을 구성하여 정부가 관리하는 변동환율제를 시행하였다. 하지만, 서브프라임 모기지 및 리먼브러더스 파산 이후 시기인 2008년 7월부터 2009년 5월까지의 다시 고정환율제를 시행하였다. 그 이후로는 다시 통화바스켓 제도로 회귀하여 현재에 이르고 있다. 이러한 사실을 <그림 A.1>에서도 확인할 수 있으며, 고정환율제도 시기를 제외하면 전반적으로 위안화는 달러화 대비하여 절상되어 왔음을 알 수 있다.

이상의 자국 통화 국제화 이슈를 논의한 것은 자국 통화 국제화 여부에 따라 관찰되는 환율의 의미가 다르기 때문이다. 실제로 시장에서 맞교환 거래가 이루어진 통화간 실거래 교환 비율로서의 시장 환율이 가장 신뢰할만하다. 반면, 대부분의 통화간 교환 거래는 달러화와의 맞교환 거래가 대부분이다.

본 고에서는 크게 원/달러 환율, 엔/달러 환율, 위안/달러 환율의 자료를 분석한다. 이들 모두 국제 통화시장에서 맞교환 거래가 이루어지면서 관찰된 실거래 체결 가격이다. 물론, 원화와 위안화는 국제화가 안되어, 국제 통화시장이라고 해봐야 자국 역내 외환시장이다. 뉴욕, 동경, 홍콩, 싱가포르, 런던 등 24시간 내내 거래가 이어지는 국제 통화시장에 비해서 해당국 역내 외환시장에서는 환율에 대한 가격 발견 효율성(price discovery efficiency)이 떨어진다. 시간적, 지리적 제약이나 해당국 정부의 개입 가능성 등으로 인해 유동성도 상대적으로 취약하다.⁴⁾ 반면, 엔/달러 환율은 일본 역내 통화시장만이 아닌 국제 통화시장에서 실거래를 통해 체결된 환율이다. 물론, 일본 역내 통화시장이 엔화의 가격발견에 대한 기여가 클 것이다.

2. 각국 통화 가치 평가의 기준 (numeraire)

본 고에서 고려하는 통화는 원화, 위안화 및 엔화이다. 문제는 이들 통화를 무엇으로 평가할 것인가이다. 즉, 1원당 가치를, 1엔당 가치를, 1위안당 가치를 무엇으로 평가할 것인가? 본 고에서는 이들의 통화가치 평가의 기준으로 달러화로 사용할 것이다.⁵⁾ 하지만, 달러화가 절대적인 평가 기준 (numeraire)은 아니다. 세상에 존재하는 어떠한 실물자산, 통화, 금융자산도 절대적 가치를 갖는 것은 없다.⁶⁾ 때에 따라서는 금을 기준으로 또는 미국 경제내 실질 구매력으로 평가하는 것이 중요할 수도 있고, 필요에 따라서는 이들을 유로화로 평가해야 하거나, IMF가 발행하는 SDR로 평가해야 할 수도 있다. 그러나 가장 일반적으로 국제경제에서 각국의 통화가치를 평가하는 데 쓰이는

3) 부록 1의 중국의 외환시장제도의 변천 및 부록 그림1의 그래프를 참고하기 바람.

4) 이러한 제약으로 국제화되지 않은 통화 중 외국인의 수요가 있는 통화는 '차액거래선물환(NDF, non-deliverable forward)' 형태로 거래가 이루어진다.

5) 이들 모두를 원화만으로 평가할 수도 있다. 이 경우에는 원/위안 환율, 원/엔 환율 등은 재정환율로 산출되고, 원/원 환율은 항상 1원으로 고정된다. 따라서, 이러한 평가 기준은 본 고의 목적상 적합하지 않다. 만일, 엔화가 평가 기준이 된다면 엔/엔 환율이 1로 고정된다. 이를 "n-th currency problem"이라고 한다. 즉, n개의 통화가 있다면, 이 중 (n-1)개의 환율만이 독립적으로 결정된다.

6) 브레튼 우즈 체제하에서는 금이 사실상 그러한 절대적 가치를 갖는 자산처럼 작동하였다. 현재 어느 국가 통화도 금태환이 되지 않는 신용화폐일 뿐이다.

평가기준은 아직 달러화이며 금 역시 국제 상품시장에서 달러화를 기반으로 가치가 평가되고 있다. 따라서 본 고에서는 원화, 위안화, 엔화 및 추가적으로 금에 대한 평가 기준으로 달러화를 사용한다. 따라서, 본 고에서 논의하는 변동성도 원화, 위안화, 엔화 및 금을 달러화로 평가했을 때의 변동성을 의미한다. 아울러, 달러화는 전세계 역내외 통화시장에서 수 많은 통화들과 맞교환 거래가 이루어진다. 따라서, 본 고에서 사용하는 원/달러 환율, 엔/달러 환율, 위안/달러 환율 및 금 가격 모두 재정환율이나 이론가가 아닌 실거래를 바탕으로 관찰된 환율 또는 가격이다.

III. 자료 및 기초분석

1. 자료의 출처

본 연구를 위하여 사용된 자료는 시계열 자료로서 원/달러 환율, 엔/달러 환율, 위안/달러 환율 및 금의 달러가격이다. 앞서 3가지 환율 자료는 Datastream에서 일별 빈도로 추출하였다. 런던금시장협회(The London Bullion Market Association: LBMA) 홈페이지에서는 거래일별로 오전, 오후 구분하여 금의 달러화 가격, 금의 파운드화 가격, 금의 유로화 가격을 공개하고 있다. 동 사이트에서 달러화 가격의 오후 증가를 내려 받은 후, 이 중 앞서 통화 관찰 날짜에 맞추어 금 달러가격 자료를 추출하여 다변량 시계열(multivariate time series) 형태로 분석을 위한 자료를 구성하였다.

기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,898 거래일이다. 그 이전 기간은 앞서 언급했듯이 중국이 고정환율제를 시행하던 시기라서 제외하였다. 한편, 상기 기간을 글로벌 금융위기 이전 기간과 서브프라임 모기지 사태의 발발로 인한 금융위기 기간으로 구분하였다. 그 기점을 2007년 6월 1일로 보았다. 서브 프라임 모기지 사태의 조짐은 이미 2007년 초반부터 나타나기 시작했다.⁷⁾ 하지만, 본격적으로 가시화된 시기는 2007년 6월이라고 판단된다. 이 때부터 모기지와 연계된 MBS, CDO의 신용등급하락 및 가격 폭락이 발생하기 시작하였다.

본 연구에서는 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지(총 479 거래일)를 비교적 정상적 기간으로, 2007년 6월 1일부터 최근인 2012년 11월 7일까지(총 1,419 거래일)의 기간을 글로벌 금융위기의 기간으로 간주하였다. 후반기에서 2008년 말 리먼브러더스사가 파산했던 시점 직후까지 만을 금융위기로 볼 수도 있으나, 그 이후에도 미국 신용등급 강등, 미국 채무위기, 유럽 재정위기, 유럽 주요국 신용등급 강등, 미국의 1, 2, 3차에 걸친 양적 완화, 재정절벽 등의 대형 사건으로 볼 때 여전히 위기감이 해소되지 않았고, 실물 경제의 침체가 진행되는 중이다. 변동성에 관한 연구에 있어서는 이러한 신용경색에 따른 위기의 기간이 더욱 연구의 의의를 갖는 기간이다.⁸⁾ 아울러, 각 자산 가치들의 극단적 변화가 높은 상관관계를 갖고 나타나는 기간이므로 변동성의 동학이 더욱 잘 포착되는 시기이기도 하다.⁹⁾

7) 2007년 3월에는 미국내 2위 모기지 회사 New Century Financial사가 영업을 중단하였고, 이 소식이 알려지면서 3월 13일에는 미국 다우존스 지수가 242 포인트 하락하기도 하였다.

8) 신용 경색은 신용위기, 금융위기, 금융경색, 유동성 위기, 유동성 경색, 유동성 수축, 유동성 고갈, 디레버리징(de-leveraging) 등의 다양한 용어로 표현되기도 하지만, 이들 모두 대체적으로 동일한 의미를 지닌다.

9) 높은 상관관계하에서 발생하는 가치의 극단적 변화에 관한 분석 기법들이 최근 부각되고 있다. EVT(extreme

2. 기초통계량

앞서 상세히 설명한 이유로, 달러화를 평가 기준 자산으로 통일하여 원화, 엔화, 위안화 및 금을 평가한다. 그 다음으로 원화 가치의 형성 및 변동성에 영향을 미치는 요인으로서 엔화, 위안화, 금 가치 변동을 고려한다. 아래 <그림 1>은 한국 원화 1원, 일본 엔화 1엔, 중국 위안화 1엔, 금 1온스의 달러로 평가한 가격 추이를 보여주고 있다. 각 국가 1단위 통화에 대한 달러 가격이므로 수준에서 큰 차이를 보이고 있다. 하지만, 통화거래자에게는 물론 본 연구에서 있어서도 각 달러화로 평가한 환율 수준 자체는 중요하지 않다. 중국 위안화의 경우 한 동안 가치 변화가 없다. 앞서 논의했듯이, 2008년 7월부터 2010년 5월까지의 기간 동안 중국은 기존 고정환율제로 회귀한 바 있다.

한편, <그림 2>는 달러화로 평가한 통화 가치와 금 가치의 전체적인 증감 추이를 비교하기 위한 그림으로, 2005년 8월 1일 각 통화와 금의 가치를 100 달러로 정규화하였다. 따라서, 그림은 2005년 8월 1일의 원화 102,650원의 달러 가치 추이, 엔화 11,235.5엔의 달러 가치 추이, 위안화 810.46위안의 달러 가치 추이, 금 0.2317온스의 달러 가치 추이를 나타내고 있다.¹⁰⁾ 이 기간 동안 가장 높은 가치 증가를 보인 것은 단연코 금이다. 이 기간 동안 금은 달러화로 평가했을 때 그 가치가 무려 297% 상승, 즉 약 3.97배가 되었다. 하지만, 금은 높은 변동성을 보이고 있다. 한편, 원화, 엔화, 위안화는 달러화로 평가했을 때, 약 12년 기간의 상당히 오랜 기간 동안임에도 불구하고 큰 가치 변동은 없었다. 이 기간 동안 한국 원화 가치는 약 5% 하락, 일본 엔화 가치는 약 40% 상승, 중국 위안화 가치는 약 30% 정도 하락하였다.

다음으로 <그림 3>은 달러로 평가한 각 통화 및 금 가격의 일별 증감율의 추이를 보여주고 있다. 일별 가격을 로그 차분(log difference) 후 100을 곱하여 일별 증감율을 계산하였고, 이에 단위는 %이다. 전체적으로 변동폭이 큰 자산은 역시 금이며, 가장 작은 자산은 중국 위안화이다. 한편, 한국 원화는 리먼브러더스 파산 시기하루에도 10%를 넘는 변화를 나타내기도 하였다. 그 외의 기간에서는 원화 가치 변화의 정도가 심하지 않다.

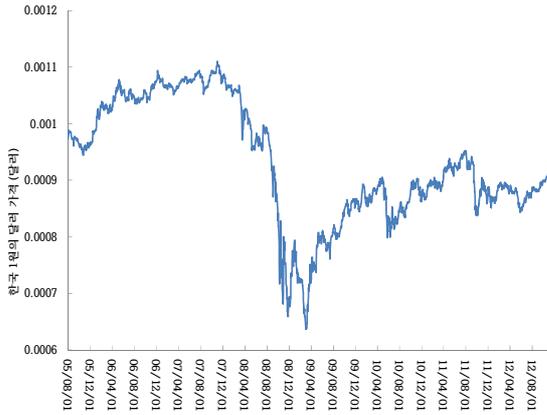
value theory), CoVaR(conditional value-at-risk), Copula가 그 예이다. 자세한 사항은 Hull(2010) 및 Tsay(2010)를 참조바람.

10) 2005년 8월 1일에는 원/달러 환율이 1,026.5원, 엔/달러 환율이 112.135엔, 위안/달러 환율이 8.1046위안, 금 가격이 온스당 431.65달러였다.

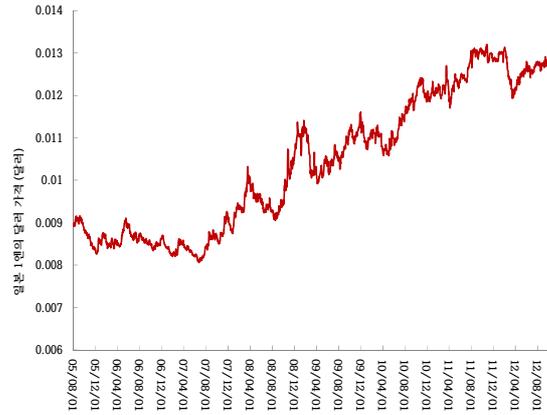
<그림 1> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금 가치 추이

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,898거래일의 기간이다. 달러화 평가 가치로 환산하기 위하여, 통상적으로 호가되고 발표되는 원-달러 환율, 엔-달러 환율, 위안-달러 환율의 역수를 취하였다.

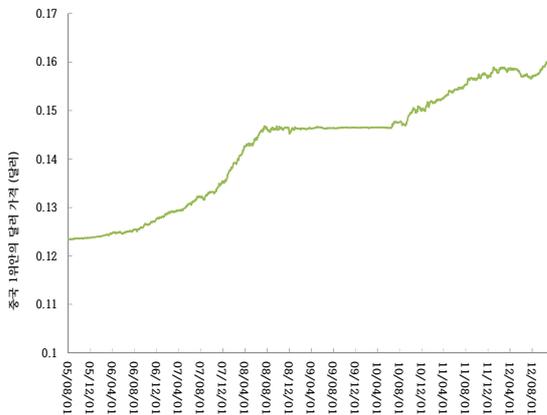
(a) 한국 1원의 달러 가치



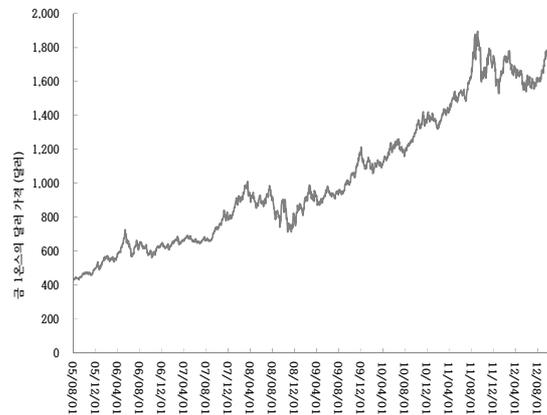
(b) 일본 1엔의 달러 가치



(c) 중국 1위안의 달러 가치

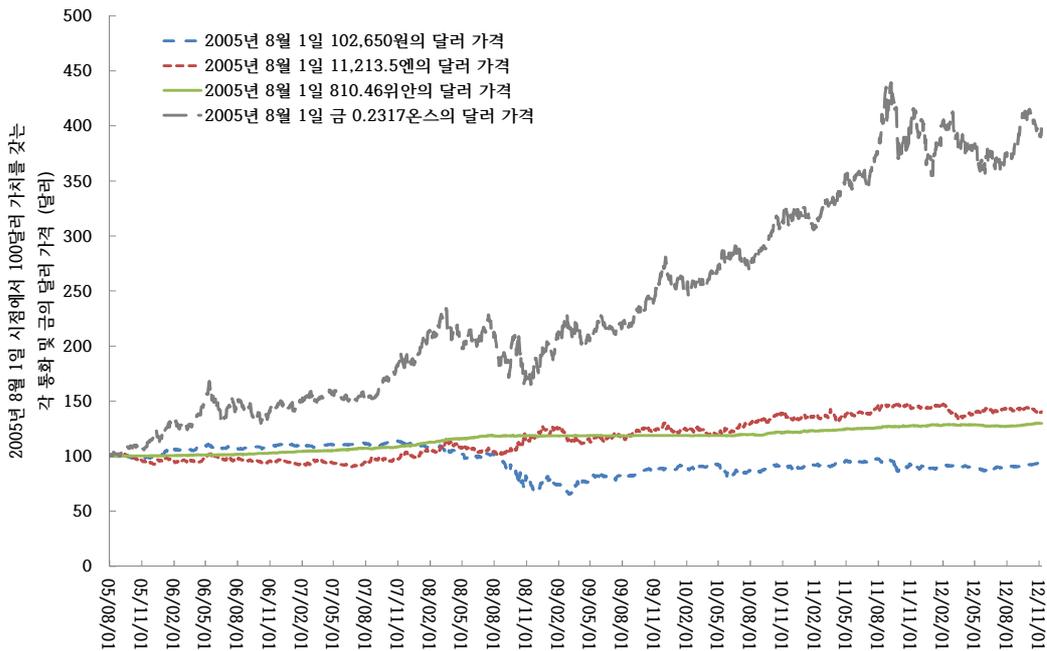


(d) 금 1온스의 달러 가치



<그림 2> 2005년 8월 1일 100달러로 정규화되고 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금 가치 추이

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,898거래일의 기간이다. 달러화 평가 가치로 환산하기 위하여, 통상적으로 호가되고 발표되는 원-달러 환율, 엔-달러 환율, 위안-달러 환율의 역수를 취하였다. 아울러, 2005년 8월 1일에 한, 중, 일 통화 및 금 모두 100달러 어치가 되도록 정규화하였다. 따라서, 2005년 8월 1일의 원화 102,650원, 엔화 11,235.5엔, 위안화 810.46위안, 금 0.2317온스의 달러 가치 추이를 나타냈다.



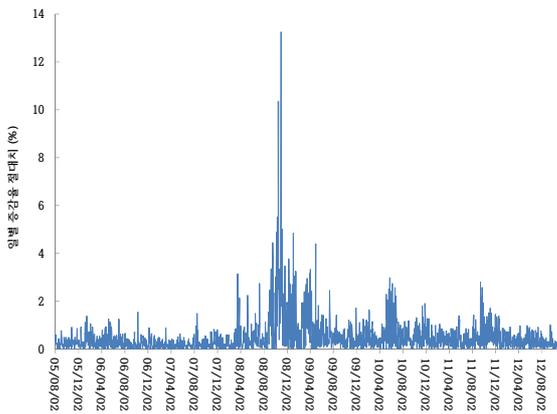
<그림 4>는 앞선 그림에서 시계열 그림으로 나타낸 주간 증감율의 (비조건부) 히스토그램 및 (비조건부) 요약통계량을 보여주고 있다. 보다시피, 각 통화의 평균 증감율이나 중앙 증감율은 0과 거의 다르지 않다. 표준편차는 위안화가 가장 작다. 4가지 자산 모두에서 자크-베라(Jarque-Berra) 통계량은 유의하게 나타나 정규분포에서 추출되었다는 귀무가설을 강하게 기각하였다. 첨도를 보면 모두 과첨(leptokurtic) 양상을 보인다. 하지만, 특이하게 엔화, 위안화, 금의 첨도가 6-8인데 비하여 한국 원화는 무려 47이다. 이는 원화가 하루에 10% 이상의 극단적인 가치 변화를 보인 사실과 관련된다.

다음의 <그림 5>는 달러화 평가 한, 중, 일 통화 및 금 가격 증감율의 절대치 추이를 나타내고 있다. 증감율의 표준편차는 평균이 0이라는 가정 하에 조건부 표준편차(표준편차로 측정하는 조건부 변동성)에 대한 대략적 대용치(proxy)가 된다. 거의 모든 자산 가격 수익률에서 나타나는 것으로 알려져 있는 변동성 군집(volatility clustering) 현상이 본 고의 4개 자산에서도 상당히 명확하게 나타나고 있다.

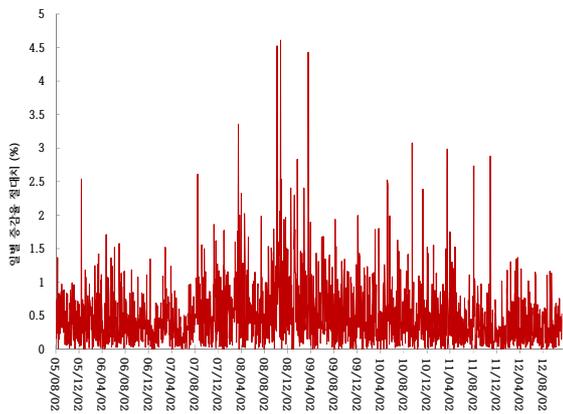
<그림 5> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금 가치 절대 일별 증감율 추이

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율을 계산하고, 이에 절대치를 취하여 나타냈다. 절대 증감율은 증감율의 조건부 표준편차에 대한 프락시가 될 수 있다.

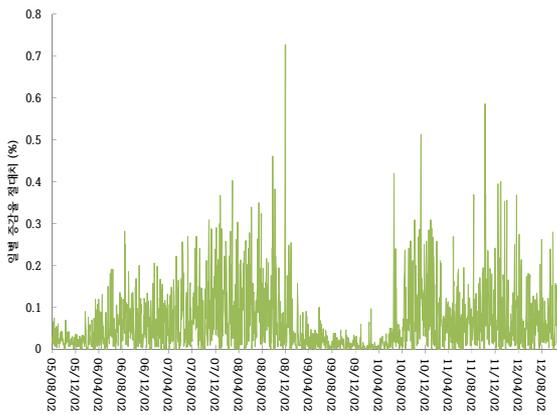
(a) 한국 원화 가치의 절대 일별 증감율



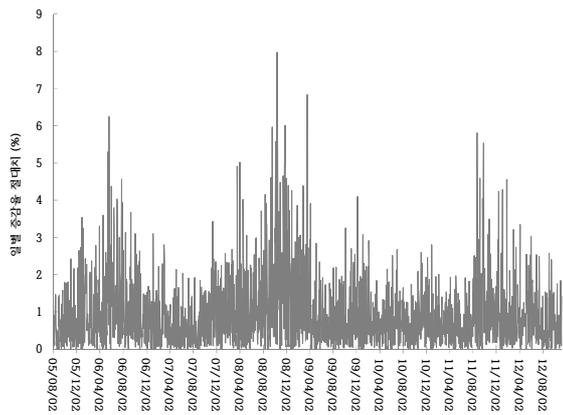
(b) 일본 엔화 가치의 절대 일별 증감율



(c) 중국 위안화 가치의 절대 일별 증감율



(d) 금 가치의 절대 일별 증감율



아래 <그림 6>은 각 자산 증감율간 2005년 8월 1일부터 2012년 11월 7일까지 1,898일간 일별 증감율의 각 산포도를 나타낸다. 각 산포도내에 해당 짝의 상관계수가 표시되어 있다. 이 기간 동안 증감율에 있어, 한국 원화와 일본 엔화가 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 나머지 모든 상관관계는 양(+)이다. 한국 원화의 경우, 엔화, 위안화, 금과의 상관관계가 크기면에서 약 10%로 유사하다. 산포도를 보면, 분석 대상 4가지 자산 가치가 대략 공통적으로 달러화로부터 역의 영향을 받지만, 한국 원화는 추가적으로 일본 엔화의 영향도 받고 있는 것으로 보인다.

한편, 모든 산포도에서 동시에 극단적인(두 변수 모두 $2*SD$ 이상의 영역) 값들의 빈도가 적지

않다. 만일, 본 고에서 고려하는 4가지 자산으로 구성된 포트폴리오의 위험 관리에 있어서는 EVT, Copula, CoVaR 등을 이용하여 분석하는 것이 적합하다.

3. 시기별 상관관계의 변화

아래의 <그림 7>은 2005년 10월 10일부터 2012년 11월 7일까지 50일 크기의 이동 윈도우(moving window)하에 계산된 한, 중, 일 통화 및 금 가격 증감율간 평균 상관계수와 절대 증감율간 평균 상관계수를 나타내고 있다. 각 그림에서 금은 통화와는 다소 상이하다는 점을 감안하여, 금과의 상관계수를 포함하기도 하고, 포함하지 않은 경우를 함께 나타냈다. 하지만 큰 차이는 없다. 이 그림을 통해 각 증감율과 절대 증감율간 시간가변적 동조화(comovement) 양상을 대략적으로 알 수 있다.

<그림 7>의 (a)에 나타난 증감율간 평균 상관계수의 변화는 방향성을 포함한 각 통화 가치 및 금 가치 변화간 시기별 동조 현상의 정도를 보여준다. 전체적으로 동일 방향으로의 움직이는 경우가 많지만(양의 상관계수), 미국 서브프라임 모기지 사태 및 리먼브러더스 파산 시기인 2007-2009년에는 자주 반대 방향 움직임(음의 상관계수)도 보인다. 이 시기 한국 원화의 폭락이 크게 두드러졌기 때문인 것으로 추측된다.

당시 글로벌 신용 위축이 급속하게 진행되면서, 원화 가치는 상당히 크게 폭락하였다. (<그림 1> 참조) 이는 원화가 국제화되지 않은 통화이면서도 한국 자본시장이 상당히 개방된 것이 원인이다.¹¹⁾ 반면, 엔화는 완벽하지는 않지만 어느 정도 국제적 결제성이 있는 통화이므로, 당시 위기에서 달러화 가치가 하락하면서 엔화는 오히려 가치가 상승하였다. 위안화는 그 기간 동안 중국 정부가 위기 관리를 위해 고정환율제를 시행하여 위안-달러 환율의 변화는 거의 없었다.

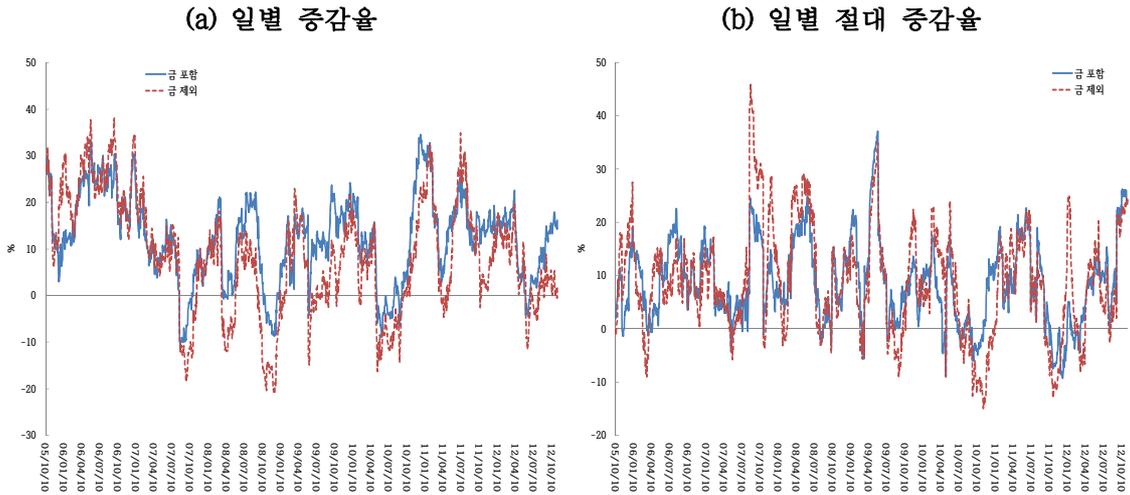
금은 달러 약세시 안전자산으로 부각되는 대표적인 자산이다. 하지만, 실제로 서브프라임 모기지 사태 시기부터 리먼브러더스 파산 시기까지 금 가격은 상당히 크게 폭락하였다. 특히, 리먼 브러더스 파산으로 미국 및 유럽계 투자은행, 상업은행, 보험사 및 헷지펀드 등의 파산이 가시화되기 전 금 가격이 급속하게 상승했다가 폭락하였는데, 당시 전세계 헷지펀드가 서브프라임 모기지 및 부동산 분야에서의 손실을 매우기 위해, 금과 원유를 포함한 상품(commodity) 시장에서 투기적 거래를 했다는 설이 있으나, 그 원인은 여전히 명확하지 않다. 어쨌든, 금융위기가 발생하면서 실물 경기 침체가 우려되었고, 이에 금을 포함한 상품에 대한 수요가 급락할 것이라는 기대와 함께 그 당시 금 값은 큰 폭으로 하락하였다. 결국, 이 당시 엔화는 달러화 약세로 가치가 높아지고, 중국 위안화는 큰 변화가 없으며, 원화와 금은 달러화 약세 이상의 약세를 보였다. 이에 이 시기 상관관계는 음(-)이 되었을 것으로 추측된다.

다음으로 <그림 7>의 (b)에 그려진 절대 증감율간 평균 상관계수의 변화는 변동성간 관련성을 보여준다. 물론, 이 그림만으로는 어떤 자산 변동성(절대 증감율, 즉 증감율 폭으로 측정)이 어떤 자산 변동성에 영향을 미쳤는지 파악하기는 어렵다. 이는 이후 실증분석을 통해 파악할 것이다. 그림을 보면, 금을 포함한 상관계수나 제외한 상관계수가 큰 차이를 보이지는 않으며 부호에서 크게 달라지는 바가 없다. 전체적으로 변동성은 서로 양(+)의 상관관계를 보이고 있다.

11) 이를 두고 언론에서 한국 시장이 외국인들에게 현금인출기 역할을 한다고 비난하기도 하였다.

<그림 7> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금 일별 증감율간 역사적 평균 상관계수

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율을 계산하였다. 과거 50일 이동윈도우를 바탕으로 이동 상관계수를 계산하였고, 모든 가능한 쌍의 상관계수의 평균을 나타냈다. (a)는 금 가치의 일별 증감율을 제외하거나 포함하였을 때, 3개 자산 및 4개 자산 일별 증감율간 상관관계 평균의 추이이고, (b)는 금 가치의 절대 일별 증감율을 제외하거나 포함하였을 때, 3개 자산 및 4개 자산 절대 일별 증감율간 상관관계 평균의 추이이다.



4. 그랜저 인과 관계 검정

본격적인 실증분석에 앞서 그랜저 인과 관계 검정으로 한, 중, 일 통화 및 금 가치의 선·후 관련성 또는 연계를 분석하였다. 그랜저 인과 관계는 상당히 강한 조건하에서 통상적인 의미의 원인 변수-결과변수의 인과 관계가 된다. 따라서, 일반적으로 그랜저 인과 관계는 선행-후행 관련성 정도로 해석하는 것이 옳다. 또한, 그랜저 인과관계는 VAR 모형에 기반하는데, VAR 차수에 따라서도 그 검정 결과가 크게 변화하게 된다. 이하에서는 VAR(1) 모형을 기반으로 그랜저 인과 관계를 검증하였다.

<표 2>는 한, 중, 일 통화 및 금 가치의 일별 증감율간 그랜저 인과관계 검정을 담고 있다. 금은 중국 위안화 및 일본 엔화에 대해 상당히 유의하게 그랜저 인과한다. 한국 원화에 대해서도 유의하게 그랜저 인과한다. 아울러, 일본 엔화는 한국 원화를 상당히 유의하게 그랜저 인과하는 것으로 나타났다.

**<표 2> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금 가치 증감율간 그랜저 인과 관계
검정**

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율을 계산하고, 이에 대해서 VAR(1)에 기반한 그랜저 인과 관계 검정을 행하였다.

귀무가설	N	F-통계량	P-값
CHN does not Granger Cause GOLD	1,896	0.1206	0.7284
GOLD does not Granger Cause CHN		***41.9606	1.00E-10
JPY does not Granger Cause GOLD	1,896	0.71891	0.3966
GOLD does not Granger Cause JPY		**4.18924	0.0408
KRW does not Granger Cause GOLD	1,896	2.17221	0.1407
GOLD does not Granger Cause KRW		*3.48927	0.0619
JPY does not Granger Cause CHN	1,896	28.6381	1.00E-07
CHN does not Granger Cause JPY		0.10584	0.745
KRW does not Granger Cause CHN	1,896	3.15319	0.0759
CHN does not Granger Cause KRW		1.35702	0.2442
KRW does not Granger Cause JPY	1,896	0.16721	0.6827
JPY does not Granger Cause KRW		***14.4309	0.0001

<표 3>은 한, 중, 일 통화 및 금 가치의 일별 증감율 제곱간 그랜저 인과관계 검정을 담고 있다. 이는 대략 분산 프락시 변수간 그랜저 인과 관계를 살펴보고자 한 것이다. 금 변동성은 일본 엔화 변동성 및 한국 원화 변동성을 강하게 그랜저 인과한다. 한편, 그랜저 인과 관계 검정 상으로는 한국 원화 변동성이 금 변동성을 강하게 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 이는 사실 해석하기 어려운 결과이다. 실제적으로 원화의 달러 가치 변동성이 금의 달러 가치 변동성에 영향을 미쳤을 리는 없을 것이다. 우연히 유사한 시기에 큰 시차 없이 금과 원화가 크게 폭락한데 기인한 결과일 것으로 추측된다. 일본 엔화 변동성은 중국 위안화 변동성을 그랜저 인과하는 것으로 나타났으며, 일본 엔화 변동성과 한국 원화 변동성은 서로 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 결국 중국을 제외하고는 금, 일본 엔화 및 한국 원화 변동성 간에는 그랜저 인과관계가 존재하여 변동성이 전이되고 있음을 알 수 있으며 중국의 경우는 정부의 환율규제라는 인위적인 요인으로 변동성이 통제되어서 전이가 제대로 나타나지 않는다고 보는 것이 타당할 것이다.

<표 3> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금 가치 증감을 제공한 그랜저 인과 관계 검정

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율을 계산하고, 그 제공(조건부 분산 프락시)에 대해서 VAR(1)에 기반한 그랜저 인과 관계 검정을 행하였다.

귀무가설	N	F-통계량	P-값
CHN2 does not Granger Cause GOLD2	1,896	0.0435	0.8348
GOLD2 does not Granger Cause CHN2		1.2201	0.2695
JPY2 does not Granger Cause GOLD2	1,896	0.5785	0.4470
GOLD2 does not Granger Cause JPY2		***21.4096	0.0000
KRW2 does not Granger Cause GOLD2	1,896	***40.5108	0.0000
GOLD2 does not Granger Cause KRW2		***30.1112	0.0000
JPY2 does not Granger Cause CHN2	1,896	**6.0495	0.0140
CHN2 does not Granger Cause JPY2		1.4565	0.2276
KRW2 does not Granger Cause CHN2	1,896	0.0162	0.8987
CHN2 does not Granger Cause KRW2		0.6535	0.4190
KRW2 does not Granger Cause JPY2	1,896	***7.5956	0.0059
JPY2 does not Granger Cause KRW2		***21.9201	0.0000

IV. 실증 분석 모형

1. 정보공헌도(information share)의 측정

본 고에서는 첫 번째로 원화, 엔화, 위안화, 금 간 정보공헌도 분석을 한다. 이는 각 자산 가격 발견에 있어 각 자산 변이에 따른 정보량의 상대적 기여도를 측정하는 방법론이다. 정보공헌도는 Hasbrouck(1995)이 제안한 계량경제학 방법론이다.¹²⁾

정보공헌도 방법론을 통해 서로 공적분되어 있는 다변량 가격 시계열(cointegrated price series)간 가격 발견상의 기여도를 서로 간에 측정할 수 있다. 이는 다변량 시계열의 VAR 표현에서 오차항의 분산-공분산을 적절히 분해하는 방법론이다. 이를 통해 고려 대상 변수들이 각 변수의 가격 발견에 기여하는 비중을 %로 나타낸다. 그러한 오차항의 분산과 공분산이란 가격 발견의 과정에서 필연적으로 나타나는 현상을 포착하는 척도이다.

정보공헌도를 측정하기 위해서는 다변량 시계열에 대해서 공적분 여부 및 공적분 위수(cointegrating rank)를 파악하기 위해 Johansen 공적분 검정(Johansen and Juselius, 1990; Johansen, 1995)이 필요하다. 물론, 공적분 검정을 위해서는 우선적으로 p-차 자기회귀벡터모형 VAR(p) 모형을 추정하여, 최적 시차 p*를 정하여야 한다. Johansen 검정을 통해 공적분 관계가

12) Gramming, Melvin, and Schlag(2005)가 수정된 방법론을 제시하였다. 하지만, 단지 그들의 연구 대상 변수의 특성을 감안한 일반화일 뿐이다.

존재하고, 공적분 위수, 즉 공적분 개수가 파악되면, 그러한 공적분 제약하에 Engle-Granger 표현 정리(Engle-Granger representation theorem, Engle and Granger, 1987)로부터 도출되는 벡터 오차수정모형 VECM(p*-1)을 추정한다. 아울러, VECM 오차항의 분산-공분산 행렬 $\hat{\Omega}$ 을 추정하고, 이른바 장기영향행렬(long-run impact matrix) $\hat{\Psi}(1)$ 를 Hamilton(1994)의 수치적 모의실험(numerical simulation)을 통해 계산한다. 그러면, 다변량 벡터내 각 원소별로 정보공헌도가 계산된다.

이상의 과정을 단계적으로 설명하면 다음과 같다. 분석 대상 벡터 시계열로서 $p_t = [\ln p_t^{Gold}, \ln p_t^{CHY}, \ln p_t^{JPY}, \ln p_t^{KRW}]'$ 을 고려하자. 여기서, p_t^{Gold} 는 달러화로 평가한 금 1온스 가격, p_t^{CHY} 는 달러화로 평가한 중국 1위안의 가격, p_t^{JPY} 는 달러화로 평가한 일본 1엔의 가격, p_t^{KRW} 는 달러화로 평가한 한국 1원의 가격이다. 정보 공헌도 분석을 위해서는 각 변수의 평가 기준이 동일해야 하며, 본 고에서는 일관적으로 평가 기준으로 달러화를 이용하고 있다.

1단계: VAR(p)의 추정 및 최적 시차 p*의 결정

아래 식 (1)의 VAR 모형을 p=1, 2, 3, ... 등에 대해서 추정하여, AIC 및 SC가 가장 낮은 최적 시차 p*를 채택

$$p_t = \alpha + \beta_1 p_{t-1} + \dots + \beta_p p_{t-p} + \epsilon_t, \quad (1)$$

$$\epsilon_t = [\epsilon_t^{Gold}, \epsilon_t^{CHY}, \epsilon_t^{JPY}, \epsilon_t^{KRW}]' \sim (0, \Omega)$$

2단계: Johansen 공적분 검정

식 (1)은 아래 VECM 모형을 나타내는 식 (2)로 전환 가능하며, 이를 바탕으로 공적분 검정 및 공적분 위수 파악

$$\Delta p_t = \alpha + \kappa \delta' p_{t-1} + \xi_1 \Delta p_{t-1} + \dots + \xi_{p^*-1} \Delta p_{t-(p^*-1)} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\epsilon_t = [\epsilon_t^{Gold}, \epsilon_t^{CHY}, \epsilon_t^{JPY}, \epsilon_t^{KRW}]' \sim (0, \Omega)$$

3단계: VECM(p*-1)의 추정

상기 공적분 제약하에 식 (2)의 VECM 추정

4단계: 분산-공분산 행렬 Ω 및 장기영향행렬 $\Psi(1)$ 의 추정¹³⁾

Ω 는 식 (2)의 VECM 추정시 함께 추정되며, $\Psi(1)$ 은 시뮬레이션을 통해 계산 가능

5단계: 정보공헌도의 측정

벡터 시계열내에서 j-번째 원소의 i-번째 원소에 대한 정보공헌도는 아래 식 (3)과 같이 계산됨

$$S_{ij} = \frac{([\hat{\Psi}(1)L]_{ij})^2}{[\hat{\Psi}\hat{\Omega}\hat{\Psi}']_{ii}} \quad (3)$$

13) 장기영향행렬 $\Psi(1)$ 은 추정된 VECM 시스템을 Wold 분해 정리(Wold decomposition theorem)에 따라 오차항의 무한합으로 표현했을 때, 모든 오차항에 대응하는 계수 행렬의 무한합이 된다. 아울러, 추정된 VECM하에서 j의 i에 대한 충격반응함수(impulse response)는 시차가 길어질수록 장기영향행렬의 (i,j) 원소로 수렴한다.

식 (3)에서 L 은 추정된 분산-공분산 행렬 $\hat{\Omega}$ 의 출레스키(Cholesky) 분해의 하방 삼각행렬임

한편, i 를 고정하고, 모든 j 에 대해서 S_{ij} 를 합하면, 100%가 됨

$$\text{(즉, 모든 } i \text{에 대해서, } 1 = \sum_{j=1}^4 S_{ij}\text{)}$$

앞서 5단계에서 보듯, 정보공헌도 계산을 위해서는 분산-공분산 행렬을 출레스키 분해하여야 한다. 출레스키 분해를 거친 결과는 최초 변수의 순서(ordering of variables)에 크게 영향을 받는다는 사실이 알려져 있다. 앞서, 본 고에서는 벡터 $p_t = [\ln p_t^{Gold}, \ln p_t^{JPY}, \ln p_t^{CHN}, \ln p_t^{KRW}]'$ 를 고려한다고 하였다. 출레스키 분해가 포함되는 분석에 있어, 하방삼각행렬을 사용한다면 위쪽에 있을수록 상대적으로 외생적인 변수가 위치하는 것이 좋다. 따라서, p_t 에서는 금 가격을 가장 외생적인 것으로 보았다. 이유는 때에 따라서 달러화 대신 금이 국제 결제 수단으로도 활용될 수 있는 국제적으로 수용성(acceptability)이 있는 자산이기 때문이다. 위안화, 엔화, 원화 순서로 외생성을 지닌다고 본 것은 경제 규모를 고려한 것이다.

출레스키 분해는 변수 순서대로 축차적인 외생성을 지니게 하는 구조형 벡터자기회귀모형(SVAR)의 특수한 형태이다. 외생성의 순서에 대한 명확한 사전적 지식, 경험, 이론, 모형 등이 존재한다면, 외생성의 순서에 따라 변수를 배열하고 출레스키 분해를 적용해도 무방하다. 하지만, 외생성에 대한 전제가 그다지 명확하지 않다면, 모든 종류의 순서(ordering)에 관하여 VAR 또는 VECM을 추정해 보고 추정대상 수치의 견고성(robustness)을 파악하는 것이 좋다.¹⁴⁾

본 고의 분석에서는 금이 가장 위로 가고, 원화가 가장 아래로 가는 것이 마땅하다고 여겨지지만, 이는 어디까지나 자의적 판단일 뿐이다. 이에 모든 종류의 순서에 대해서 분석을 한다. 4개 변수를 분석하므로, 가능한 순서의 개수는 4!, 즉 24가지이다. 따라서, 24가지 각각에 대해서 위의 정보 공헌도 분석을 반복한다.

본 고에서는 이러한 정보공헌도 분석을 우선적으로 시행하여, 원화, 엔화, 위안화 가격 발견에 있어, 금을 포함하여 어느 통화 및 자산이 가격 발견에 기여하는가, 특히 원화 가치의 발견에 어느 통화나 금이 기여하는가를 파악하고자 한다. 이는 이후 변동성 전이 분석과도 비교하여 해석할 필요가 있다. 정보공헌도 분석이나 변동성 전이 분석이나 동일하게 분산과 공분산을 중요한 개념으로 사용하지만, 전자는 가격이라는 1차 적률 결정에 관한 사안이고, 후자는 분산이라는 2차 적률에 관한 사안이다. 따라서, 두 가지 분석 결과가 반드시 일치하지 않을 수 있다.

2. VAR(1)-Full BEKK(1,1) 모형을 이용한 변동성 전이 분석

본 고에서는 4개 가격으로 이루어진 다변량 벡터 시계열을 분석한다. 따라서, 변동성 전이 현상을 분석하기 위하여 다변량 GARCH(multivariate GARCH, MGARCH)를 이용하는 것이 바람직하다. 대표적인 MGARCH 모형은 VECM 모형, BEKK 모형, CCC(constant correlation coefficient) 모형, DCC(dynamic correlation coefficient) 모형 등이다.¹⁵⁾¹⁶⁾¹⁷⁾¹⁸⁾ 이외에도 다양

14) 이를 표준오차와 혼동해서는 안 된다. 변수 순서를 달리할 때 결과가 얼마나 민감하게 달라지는가를 살펴보는 것이므로, 이는 표본추출상의 불확실성에 따른 결과가 아니다.

한 형태의 MGARCH 모형이 있다.¹⁹⁾

하지만, 이러한 다변량 GARCH 모형은 이른바 curse of dimensionality로 인해 추정해야 할 모수의 개수가 큰 폭으로 늘어남이 알려져 있다. 본 고에서는 4개 자산 가격을 원소로 하는 다변량 벡터를 다루므로 역시 이들 모형들을 추정함에 있어상당히 많은 모수를 추정해야 한다. 이에 각 모형들은 모든 모수를 추정 대상으로 하는 것이 아니라 적절한 제약을 가하기도 한다. 이러한 제약 중 종종 이용되는 것이 대각 제약(diagonal restriction)이며, 이는 대각 원소만 추정 대상 모수로 남기고 나머지 모수는 0으로 제약하는 것이다. 따라서, VECH, BEKK 모형 모두 이러한 제약을 자주 이용하고, 실제 이들 모형을 제안한 연구자들도 대각 제약을 사용하여 분석하는 경우가 많다. CCC 및 DCC 모형은 curse of dimensionality를 고려하여 아예 제약적 형태로 설정된 모형이다.

본 연구는 4개 통화 및 금 가치 변화의 변동성간 전이를 실증적으로 파악하는 것이 목적이다. 이러한 목적에 가장 부합하는 계량경제학 모형은 VECH 모형 또는 BEKK 모형이다. CCC나 DCC는 단 하나의 스칼라로 변동성항의 자기회귀적 행태를 포착하게 되어 적합하지 않다.²⁰⁾ VECH와 BEKK에서는 수치적 추정 측면에서 후자가 우월하다. BEKK 모형은 모형의 설정상 매번 수치적 반복과정에서 등장하는 분산-공분산 행렬이 준양정부호(positive-semidefinite)임이 보장된다. BEKK 모형에서도 여러 가지 제약을 가할 수 있으나, 제약이 없는 이른바 Full-BEKK 모형이 적합하다.²¹⁾ Full-BEKK 모형에서는 변동성 방정식에 나타나는 계수 행렬에 대한 제약이 없다. 따라서, 모든 방향의 변동성 전이 현상을 포착할 수 있다.²²⁾²³⁾

하지만, Full-BEKK 모형은 MGARCH(1,1)으로만 설정을 해도, 변동성 방정식에서만 추정해야 하는 모수 개수가 무려 42개나 된다. 따라서, MGARCH(p,q)에서 p와 q를 2 이상으로 설정하는 것은 무리라고 판단된다. 한편, 본 고에서는 각 자산 가치 일일 증감율을 분석하며, 평균방정식에서 잔차가 추출되고, 그 잔차에 Full-BEKK를 적용할 것이다. 평균 방정식은 VAR(1)으로 설정하였

15) VECH 모형은 Bollerslev, Engle, and Wooldridge(1988), Bollerslev, Engle, and Nelson (1994), Bauwens, Laurent, and Rombouts(2006), 및 Engle(2009)의 연구를 통해 정착되었다.

16) BEKK 모형은 Baba-Engle-Kraft-Kroner의 앞자를 요약한 표현이다. 동 모형은 Engle and Kroner(1995)가 체계화하였다.

17) CCC 모형은 Bollerslev(1990)가 제안하여 발전한 다변량 변동성 모형이다.

18) DCC 모형은 Engle(2002)이 제안하였다.

19) (M)GARCH 유형의 모형 또는 확률변동성모형(stochastic volatility model)에서는 조건부 변동성이 추정 대상이지 직접 관찰되지 않는다고 전제한다. 하지만, 일정기간 동안의 변동성을 그 기간내 매우 짧은 부분구간들에서의 증감율 제곱의 합으로 이른바 실현변동성(realized volatility)을 직접 측정하기도 한다. 이러한 차이에 대해서 McAleer and Medeiros(2008)은 잘 정리하여 제시하고 있다. 한편, 앞서 언급한 Bukák et al.(2011)은 실현변동성을 측정하여, 동유럽 국가 통화 가치간 변동성 전이를 연구하였다.

20) 하지만, 추정 대상 모수의 숫자가 적다는 잇점으로 필요에 따라 CCC나 DCC가 자주 사용된다. 특히, 포트폴리오 위험관리, 특히 VaR 계산에 있어서는 CCC나 DCC가 매우 유용하게 사용될 수 있다. 최완수(2006)는 CCC와 DCC를 이용하여 동아시아 주식시장간 상관관계를 실증분석하였고, 이상진·빈기범(2008)은 CCC와 DCC를 이용하여 20개 주식으로 이루어진 포트폴리오의 VaR를 측정하였다.

21) 추정이 불필요하거나 관심이 떨어지는 모수에 적절한 제약을 부여하여 이른바 구조형 GARCH 모형을 사용하기도 한다. (Rigobon and Sack, 2003, 이근영, 2004, 2010)

22) BEKK 모형의 curse of dimensionality와 이에 따른 수치 수렴의 어려움으로 인해 변동성 전이 분석에 있어 종종 Hamao, Masulis, and Ng(1990)의 GARCH-X 유형의 모형이 이용되기도 한다. 이들도 GARCH-X 모형을 변동성 전이 분석에 이용하였다. 이는 개별 변동성 방정식만을 고려하면서, 해당 방정식에 GARCH(p,q) 항외에 기타 설명변수 X가 도입되는 모형이다. 변동성 전이 분석에 있어 X에 타 자산 증감율 제곱이나 평균을 제거한 잔차의 제곱이 들어가게 된다. 국내 연구에서는 박진우(1999), 빈기범·강원철(2007), Bahng(2004)은 GARCH-X에 기반하여 변동성 전이를 실증 분석하였다. 하지만, 이 모형은 타 자산의 조건부 분산이 설명변수 X에 들어갈 수 없는 단점이 있다.

23) 김경수(2009)는 2변량 Full BEKK 모형으로 중국과 홍콩 주식시장간 변동성 전이를 연구하였고, 김경수(2011)는 3변량 Full BEKK로 국내 시장에서 주가, 금리, 환율간 변동성 전이를 연구하였다.

다. 따라서, 본 고에서 사용한 모형을 VAR(1)-Full BEKK(1,1) 모형으로 부르고자 한다.²⁴⁾ 이 모형을 최대한 자세히 기술하면 아래 식 (4)-(6)과 같다.

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim (0, H_t) \quad (4)$$

$$H_t = CC' + A\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}'A' + BH_{t-1}B' \quad (5)$$

$$r_t = \begin{bmatrix} r_{Gold,t} \\ r_{CHY,t} \\ r_{JPY,t} \\ r_{KRW,t} \end{bmatrix}, \quad \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{Gold,t} \\ \epsilon_{CHY,t} \\ \epsilon_{JPY,t} \\ \epsilon_{KRW,t} \end{bmatrix}, \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} \end{bmatrix},$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{Gold,t}^2 & \sigma_{Gold,CHY,t} & \sigma_{Gold,JPY,t} & \sigma_{Gold,KRW,t} \\ \sigma_{CHY,Gold,t} & \sigma_{CHY,t}^2 & \sigma_{CHY,JPY,t} & \sigma_{CHY,KRW,t} \\ \sigma_{JPY,Gold,t} & \sigma_{JPY,CHY,t} & \sigma_{JPY,t}^2 & \sigma_{JPY,KRW,t} \\ \sigma_{KRW,Gold,t} & \sigma_{KRW,CHY,t} & \sigma_{KRW,JPY,t} & \sigma_{KRW,t}^2 \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix}, \quad C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & 0 \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{bmatrix} \quad (6)$$

식 (4)는 평균방정식으로 앞서 언급했듯이 일일 증감율을 VAR(1)으로 모형화하였다. 여기서, 오차항 ϵ_t 의 조건부 분산-공분산 행렬이 H_t 이다. 식 (5)는 조건부 분산-공분산 행렬이 MGARCH(1,1) 형태로 설정되었음을 의미한다. 식 (5)에서 계수 행렬 A 와 B 가 $\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}'$ 이나 H_{t-1} 의 앞에 곱해진 것이 아니라, 뒤로 추가적으로 전치(transpose)하여 곱한 것을 알 수 있다. 이는 준양정부호를 보장하기 위한 모형화 기법이다. 식 (6)은 각 계수 행렬의 원소들을 자세히 나열한 것이다.

식 (5)를 해석함에 있어 상당한 주의를 요한다. 예를 들어, 행렬 A 의 원소 a_{12} 가 $\epsilon_{Gold,t-1}\epsilon_{CHY,t-1}$ 가 $\sigma_{Gold,t}^2$ 이나 $\sigma_{Gold,CHY,t}$ 에 미치는 영향을 나타내는 것이 아니다. 식 (5)를 정확히 모두 풀어서 각 계수들의 의미를 다시 파악해야 한다. 식 (5)를 $vec(\cdot)$ 연산을 이용하여 다소 간단하게 아래 식 (7)과 같이 표현할 수 있다.²⁵⁾

24) EMS(European Monetary System)에서의 변동성 전이를 연구한 Kearney and Patton(2000)도 일별 자료 및 주별 자료를 각각 분석하였고, 평균 방정식 없이 Full BEKK 모형을 사용하여 분석하였다.

25) 예를 들어, $vec(\cdot)$ 연산은 다음과 같다.

$$vec\left(\begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix}\right) = \begin{bmatrix} a \\ c \\ b \\ d \end{bmatrix}$$

$$vec(H_t) = vec(CC') + A \otimes A vec(\epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}') + B \otimes B vec(H_{t-1}) \quad (7)$$

따라서, 각 영향관계는 식 (7)의 $A \otimes A$ 및 $B \otimes B$ 에 요약된다.²⁶⁾ 하지만, 공분산의 경우 예를 들어, 원화와 위안화 공분산이 위안화와 원화의 공분산과 같으므로, $A \otimes A$ 및 $B \otimes B$ 를 다시 정리하여 변동성 전이 관계를 파악해야 한다. 아울러, $A \otimes A$ 및 $B \otimes B$ 가 대칭행렬이 아니라는 점도 유의해야 한다.

예를 들어, 식 (5) 또는 식 (7)을 $\sigma_{Gold,t}^2$ 에 관하여 풀면 아래 식 (8)과 같다.

$$\begin{aligned} \sigma_{Gold,t}^2 = & a_{11}^2 + a_{11}^2 \epsilon_{Gold,t-1}^2 + a_{11} a_{12} \epsilon_{CHY,t-1} \epsilon_{Gold,t-1} + a_{11} a_{13} \epsilon_{JPY,t-1} \epsilon_{Gold,t-1} + a_{11} a_{14} \epsilon_{KRW,t-1} \epsilon_{Gold,t-1} \\ & + a_{12} a_{11} \epsilon_{Gold,t-1} \epsilon_{CHY,t-1} + a_{12}^2 \epsilon_{CHY,t-1}^2 + a_{12} a_{13} \epsilon_{JPY,t-1} \epsilon_{CHY,t-1} + a_{12} a_{14} \epsilon_{KRW,t-1} \epsilon_{CHY,t-1} \\ & + a_{13} a_{11} \epsilon_{Gold,t-1} \epsilon_{JPY,t-1} + a_{13} a_{12} \epsilon_{CHY,t-1} \epsilon_{JPY,t-1} + a_{13}^2 \epsilon_{JPY,t-1}^2 + a_{13} a_{14} \epsilon_{KRW,t-1} \epsilon_{JPY,t-1} \\ & + a_{14} a_{11} \epsilon_{KRW,t-1} \epsilon_{Gold,t-1} + a_{14} a_{12} \epsilon_{KRW,t-1} \epsilon_{CHY,t-1} + a_{14} a_{13} \epsilon_{KRW,t-1} \epsilon_{JPY,t-1} + a_{14}^2 \epsilon_{KRW,t-1}^2 \\ & + b_{11}^2 \sigma_{Gold,t-1}^2 + b_{11} b_{12} \sigma_{CHY,Gold,t-1} + b_{11} b_{13} \sigma_{JPY,Gold,t-1} + b_{11} b_{14} \sigma_{KRW,Gold,t-1} \\ & + b_{12} b_{11} \sigma_{Gold,CHY,t-1} + b_{12}^2 \sigma_{CHY,t-1}^2 + b_{12} b_{13} \sigma_{JPY,CHY,t-1} + b_{12} b_{14} \sigma_{KRW,CHY,t-1} \\ & + b_{13} b_{11} \sigma_{Gold,JPY,t-1} + b_{13} b_{12} \sigma_{CHY,JPY,t-1} + b_{13}^2 \sigma_{JPY,t-1}^2 + b_{13} b_{14} \sigma_{KRW,JPY,t-1} \\ & + b_{14} b_{11} \sigma_{KRW,Gold,t-1} + b_{14} b_{12} \sigma_{KRW,CHY,t-1} + b_{14} b_{13} \sigma_{KRW,JPY,t-1} + b_{14}^2 \sigma_{KRW,t-1}^2 \end{aligned} \quad (8)$$

상기 식 (8)에서 $\epsilon_{CHY,t-1} \epsilon_{Gold,t-1}$ 과 $\epsilon_{Gold,t-1} \epsilon_{CHY,t-1}$ 는 서로 같다. 또한, $\sigma_{Gold,CHY,t-1}$ 은 금과 위안화의 공분산으로 이는 $\sigma_{CHY,Gold,t-1}$ 와 같다. 따라서, 위 식을 한 번 더 같은 항끼리 묶어서 정리를 해야 한다. 예를 들어, $\epsilon_{Gold,t-1}^2$ 이 $\sigma_{Gold,t}^2$ 에 미치는 영향을 나타내는 계수는 a_{11}^2 이며, $\epsilon_{CHY,t-1} \epsilon_{Gold,t-1}$ 가 $\sigma_{Gold,t}^2$ 에 미치는 영향을 나타내는 계수는 $2a_{11}a_{12}$ 이며, $\sigma_{CHY,t-1}^2$ 이 $\sigma_{Gold,t}^2$ 에 미치는 영향을 나타내는 계수는 b_{12}^2 이고, $\sigma_{CHY,JPY,t-1}$ 이 $\sigma_{Gold,t}^2$ 에 미치는 영향을 나타내는 계수는 $2b_{13}b_{12}$ 이다.

한편, 식 (5)나 (7)을 각 개별 방정식으로 풀면, 식 (8)과 같은 16개 개별방정식이 나온다. 물론, 이들 중 $\sigma_{CHY,JPY,t}$ 와 $\sigma_{JPY,CHY,t}$ 는 서로 동일하므로, 개별적으로 의미가 있는 식은 총 10개가 나온다. 각 10개 방정식마다 식 (8)과 같이 풀어서, 분산과 공분산을 포함한 변동성 전이 관계를 나타내는 계수들을 다시 계산하여야 한다. 아울러, 이들 계수 추정치의 표준오차를 구하는데 있어, 델타 방법(delta-method)이 필요하다. 예를 들어, $2a_{11}a_{12}$ 의 표준오차는 다음의 식 (9)와 같다.

$$S.E.(2a_{11}a_{12}) = \sqrt{[2a_{12} \ 2a_{11}] \begin{bmatrix} var(a_{11}) & cov(a_{11},a_{12}) \\ cov(a_{12},a_{11}) & var(a_{12}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 2a_{12} \\ 2a_{11} \end{bmatrix}} \quad (9)$$

26) \otimes 는 크로넥커 곱(Kronecker product)이다. 예를 들면, 다음과 같이 계산한다.

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} & a_{12} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\ a_{21} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} & a_{22} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}b_{11} & a_{11}b_{12} & a_{12}b_{11} & a_{12}b_{12} \\ a_{11}b_{21} & a_{11}b_{22} & a_{12}b_{21} & a_{12}b_{22} \\ b_{11}b_{11} & b_{11}b_{12} & b_{12}b_{11} & b_{12}b_{12} \\ b_{11}b_{21} & b_{11}b_{22} & b_{12}b_{21} & b_{12}b_{22} \end{bmatrix}$$

상기 식 (9)에서 $[2a_{12}, 2a_{11}]$ 은 a_{11} 과 a_{12} 의 함수인 $2a_{11}a_{12}$ 의 1계 도함수, 즉 그래디언트 (gradient)이다.²⁷⁾

V. 실증 분석 결과

앞서 언급했듯이, 본 연구에서는 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지(총 479 거래일)의 비교적 정상적 기간과 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일까지(총 1,419 거래일)의 금융위기 기간으로 구분하여 분석하였다. 이하 정보공헌도 분석 및 변동성 전이 분석에서 공히 두 기간으로 분석한 결과를 논의한다. 한편, 이미 두 기간을 구분하여 분석한다는 것 자체가 각 기간에서의 가격 발견이나 변동성 전이의 과정(process)가 다르다는 것을 암묵적으로 전제하는 것이다. 이에 전체 기간을 통틀어 분석하는 것은 전반적인 논리 체계상 옳지 않다고 판단되어, 전체 기간 분석은 하지 않는다.

한편, 논의의 편의상 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지를 전반기라 칭하고, 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일까지를 후반기로 칭하여 이후 결과를 논의한다.

1. 정보공헌도(information share) 분석 결과

앞서 논의했듯이, 정보 공헌도 분석에서는 변수 순서에 따라서 결과가 달라진다. 우선 벡터 $p_t = [\ln p_t^{Gold}, \ln p_t^{CHY}, \ln p_t^{JPY}, \ln p_t^{KRW}]'$ 를 고려하여 분석한다. 이는 금, 위안화, 엔화, 원화의 순서로 상대적으로 외생성이 강하다고 간주하는 것이다. 이에 대해서 VAR(p)를 적용한 결과 전반기, 후반기 공히 AIC는 p=3에서 최적, SC는 p=1에서 최적임을 나타냈다. 하지만, 이론적으로 효율적으로 작동하는 통화시장에서 1기보다도 더 이전의 가격이 현재 가격에 영향을 미친다고 보기에 무리가 있다. 따라서, 벡터 p_t 에 대한 최적 VAR 모형은 VAR(1)이라고 판단된다. 이 경우 전환된 VECM의 차수는 1이 빠진 0이 되어, VECM(0)을 기반으로 Johansen 검정을 행하고, VECM(0)을 추정하면 된다.

두 기간에 있어 Johansen 검정 결과는 각각 부록의 <표 A.1>에 제시하였다. 전반기에는 Trace 검정은 1개의 공적분, Max-Eigenvalue 검정은 0개의 공적분이 5% 유의수준에서 존재함을 시사하고 있다. 하지만, Max-Eigenvalue 검정에 있어 공적분 관계가 없다는 귀무가설에 대한 p-값이 5.57%로 5%를 약간 벗어나고 있다. 후반기에는 Trace 검정, Max-Eigenvalue 검정 공히 공적분 관계가 1개임을 유의수준 5%에서 시사하고 있다.

전반기와 후반기에 VECM(0)의 모형을 통해 추정된 분산-공분산 행렬 $\hat{\Omega}$ 과 장기영향행렬 $\hat{\Psi}(1)$ 은 부록의 식 (A.1)-(A.4)에 제시하였다. 오차항의 분산과 공분산이란 것이 가격발견의 과정에서 나타나게 되고, 여기에 장기 영향관계가 가미되어 정보공헌도가 추정된다. 기술적으로는 VECM(0)

27) 함수 $f = 2a_{11}a_{12}$ 의 그래디언트 ∇f 는 다음과 같이 계산된다.

$$\nabla f = \left[\frac{\partial f}{\partial a_{11}}, \frac{\partial f}{\partial a_{12}} \right]' = [2a_{12}, 2a_{11}]'$$

시스템의 분산과 충격반응관계를 종합하여 앞서 식 (3)에 따라 가격 발견 공헌도 또는 정보공헌도가 측정된다. 그 정보공헌도에 관한 전반기, 후반기 각각의 결과를 <표 4>에 나타냈다. 표에서 가로로 합하면 모두 100% 되어야 한다.

표에서 보듯, 한, 중, 일 통화 및 금 모두 자기 스스로의 가격 발견 공헌도가 상대적으로 높다. Panel A를 통해 전반기를 살펴보자. 금의 경우 일본 엔화 변동에 의한 가격발견 기여도가 높다. 중국 위안화의 경우 금 및 일본 엔화 변동에 의한 기여도가 높으며, 일본 엔화의 경우 스스로의 가격 발견 기여도가 막대하다. 한국 원화를 보자. 한국 원화는 금 기여도 약 13%, 엔화 기여도 약 28%, 스스로의 기여도 약 59%이다. 중국 위안화의 변동은 한국 원화 가격 발견에 대한 기여도가 거의 없다시피하다. 이는 원화와 위안화간 거래 자체가 아예 없는 탓도 있고, 중국 위안화가 중국 정부 통제에 상대적으로 미미한 변동을 보인 탓으로 여겨진다.

다음으로 후반기를 보자. 이 기간은 서브프라임 사태를 시작으로 글로벌 금융위기가 지속되는 시기이다. 금의 경우 스스로의 기여도가 거의 90%에 달한다. 중국 위안화의 경우, 금 기여도가 약 44%, 한국 원화 기여도가 54%이다. 한국 원화가 중국 위안화 가격 발견에 높은 기여를 하고 있는 것은 주목할만하다. 하지만, 한국 원화 변동이 중국 위안화 가격발견에 직접적으로 기여한다고 보기는 어렵다. 본 연구에서 앞서 언급한 n -th currency problem으로 인하여 달러화가 포함되지 않았다. 달러화는 각 통화 및 금의 가치 평가를 위한 기준자산(numeraire)로 사용되었다. 원화 가치에 달러화 가치가 역으로 내포되어 있다. 하지만, 이 기간 높은 변동을 보인 자산은 원화이다. 따라서, 달러화 가치의 변동이 원화를 통해 간접적으로 위안화 가격발견에 기여했을 것으로 추측된다. 그러한 현상이 달러화가 분석 대상 자산으로 포함되지 않은 본 연구의 분석 결과에 반영되어 원화의 위안화에 대한 가격 발견 기여도가 높게 나온 것으로 추론된다. 물론, 중국 위안화의 변화는 이 기간에도 매우 미미하였고, 고정환율제를 시행한 시기도 있었다.

일본 엔화 가격발견에는 금 45%, 스스로 35%, 원화가 19% 기여하였다. 마지막으로 한국 원화를 보자. 한국 원화의 가격 발견에는 엔화 16%, 스스로 81%를 설명한다. 이 역시, 후반기 기간에서 가장 변동성이 높은 한국 원화를 통한 간접적인 달러화의 가격 발견 기여라고 판단된다. 중국 위안화의 기여도는 거의 없다.

<표 4> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금의 가격 공헌도 추정 결과

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 전반기 표본기간은 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지 총 479거래일의 기간이고, 후반기 표본기간은 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,419 거래일의 기간이다. 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금에 대해서 Hasbrouck(1995)의 정보 공헌도 계산 결과이며, 단위는 모두 %이다.

Panel A. 전반기 - 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일, 총 479 거래일

반응 \ 충격	금의 달러 가격 공헌도	중국 위안화의 달러 가격 공헌도	일본 엔화 가격의 달러 공헌도	한국 원화 가격의 달러 공헌도	합계
금의 달러 가격	3.3468	0.5121	79.4135	16.7275	100
중국 위안화의 달러 가격	25.1120	1.4856	60.6311	12.7713	100
일본 엔화의 달러 가격	0.0076	1.5292	95.5029	2.9603	100
한국 원화의 달러 가격	12.5902	0.1396	27.8062	59.4641	100

Panel B. 후반기 - 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일, 총 1,419 거래일

반응 \ 충격	금의 달러 가격 공헌도	중국 위안화의 달러 가격 공헌도	일본 엔화 가격의 달러 공헌도	한국 원화 가격의 달러 공헌도	합계
금의 달러 가격	89.5835	0.0405	0.1083	10.2677	100
중국 위안화의 달러 가격	44.4661	0.5917	0.5734	54.3689	100
일본 엔화의 달러 가격	44.6706	0.1104	36.2655	18.9535	100
한국 원화의 달러 가격	1.6647	1.2433	15.6033	81.4887	100

이상의 정보공헌도 추정치는 불확실성을 지닌다. 따라서, 각 정보공헌도 추정치의 표준오차를 계산하여 불확실성 정도를 측정해야 할 필요가 있다.²⁸⁾ 하지만, 더욱 중요한 사안은 $p_t = [\ln p_t^{Gold}, \ln p_t^{CHY}, \ln p_t^{JPY}, \ln p_t^{KRW}]'$ 로 설정된 순서하에서의 결과뿐만 아니라 다른 순서하에서의 결과를 살펴보는 것이다. <표 5>에는 4가지 변수의 순서로 가능한 24가지 모두에 대해서 반복적으로 정보공헌도를 측정하고, 그 결과를 요약하였다.

28) 이러한 표준오차는 붓스트랩(bootstrap) 기법을 이용하여 계산할 수 있다.

<표 5> 24가지 변수 순서에서 정보 공헌도의 요약

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 전반기 표본기간은 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지 총 479거래일의 기간이고, 후반기 표본기간은 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,419 거래일의 기간이다. 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금에 대해서 Hasbrouck(1995)의 정보 공헌도를 $4!=24$ 개 순서 각각에 대해서 계산한 후, 평균, 중앙값, 최대값, 최소값을 계산하여 나타냈다.

Panel A. 전반기 - 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일, 총 479 거래일

		금의 달러 가격 공헌도	중국 위안화의 달러 가격 공헌도	일본 엔화 가격의 달러 공헌도	한국 원화 가격의 달러 공헌도
금의 달러 가격	평균	1.8638	0.5301	88.0506	9.5555
	중앙값	1.6534	0.3326	87.9178	9.9368
	최대값	4.2855	1.4999	97.5940	16.7275
	최소값	0.0134	0.0802	79.4135	1.9741
중국 위안화의 달러 가격	평균	20.4810	1.6022	70.7962	7.1207
	중앙값	20.5505	1.4472	70.7052	6.8157
	최대값	28.0182	4.3716	82.7770	14.8739
	최소값	12.1945	0.1760	57.7451	0.8608
일본 엔화의 달러 가격	평균	1.8199	0.5633	87.9793	9.6375
	중앙값	1.7388	0.1476	87.5947	9.2433
	최대값	3.7764	1.5330	97.0166	17.1514
	최소값	0.0037	0.0023	79.2347	2.3017
한국 원화의 달러 가격	평균	12.1968	0.3301	41.3550	46.1181
	중앙값	11.8542	0.1012	41.0544	47.1237
	최대값	19.9021	1.3426	57.5619	60.3363
	최소값	6.2857	0.0028	27.0106	31.2571

Panel B. 후반기 - 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일, 총 1,419 거래일

		금의 달러 가격 공헌도	중국 위안화의 달러 가격 공헌도	일본 엔화 가격의 달러 공헌도	한국 원화 가격의 달러 공헌도
금의 달러 가격	평균	84.0568	1.1014	1.1396	13.7022
	중앙값	84.3895	0.6391	0.7714	12.9942
	최대값	89.5835	2.6341	3.6606	18.9156
	최소값	78.2845	0.0081	0.0571	10.2677
중국 위안화의 달러 가격	평균	38.4397	1.2707	0.6758	59.6138
	중앙값	38.5729	0.6693	0.3083	58.7355
	최대값	44.8949	3.1109	2.6899	67.0378
	최소값	32.0892	0.0071	0.0961	54.3689
일본 엔화의 달러 가격	평균	34.7780	0.6657	47.4757	17.0806
	중앙값	35.3137	0.2095	46.9971	16.9254
	최대값	44.6706	1.7799	60.0370	25.2085
	최소값	24.7572	0.0016	36.2655	10.3883
한국 원화의 달러 가격	평균	2.5148	0.5382	11.1512	85.7958
	중앙값	2.5567	0.4573	11.2909	85.8620
	최대값	4.8935	1.3146	17.0793	93.0046
	최소값	0.3810	0.0037	5.2409	78.9796

모든 순서에 관하여 분석한 결과 이를 전체적으로 살펴봐도, 앞서 <표 4>를 바탕으로 한 논의에서 크게 질적으로 다른 결과는 없다. 즉, <표 4>의 결과가 크게 민감하게 달라지지 않는다. 후반기에 있어 중국 위안화 가격 발견에 원화의 기여도가 높고, 한국 원화에 대한 중국 위안화의 기여도가 매우 낮다. 이러한 결과는 앞서 언급한대로 달러화 자체가 분석에서 빠질 수 밖에 없고, 달

러화 자체 가치 변화를 변동성이 높은 원화가 역으로 포착하면서 나타난 현상으로 여겨진다.

중국이 한국에게는 대외 무역 규모에서 1위 국가가 될 정도로 한·중간 경제 관계는 지난 10여년간 상당히 의존적인 관계로 심화되었다. 따라서, 한국과 중국, 양 국가의 통화 가치의 형성에 있어 서로간의 기여도가 높을 것으로 예상할 수 있다. 사전적으로는 중국 경제가 전세계 GDP 2위일 정도로 대규모이므로 중국 위안화가 한국 원화 가격 발견에 기여할 것이라고 예상할 수도 있다.

하지만, 본 고의 분석 결과는 오히려 한국 원화가 중국 위안화 가격 발견에 상당히 크게 기여하고 있음을 시사하고 있다. 이는 여전히 폐쇄적인 중국의 외환 및 자본 이동 제한 정책 및 이에 따른 미미한 달러로 평가한 위안화 가치의 미미한 변화에 기인하는 것으로 보인다. 한국이나 중국 모두 자국 통화를 국제화하지 않았지만, 국경간 자본 이동에 대한 통제의 정도는 양 국가간에 크게 차이가 난다. 즉, 한국은 원화 국제화를 제외하면 상당히 개방되었고, 중국은 여전히 외환시장은 물론 자본시장에 대한 정부의 통제가 심하다. 본 고의 분석 결과는 이러한 차이와 분석의 한계상 달러화가 분석에 포함될 수 없는 문제에 기인하는 것으로 추측된다.²⁹⁾

나아가, 실물 경제 관계의 심화 여부, 통화의 국제화 여부, 정부의 외환 및 자본시장 통제 정도가 통화간 가격 발견 기여도에 영향을 미치는 것으로 판단된다. 즉, 경제 관계가 심화될수록 양국간 기여도가 높지만, 국제화된 통화일수록 타국 통화에 대한 가격 발견 기여도가 높고, 정부의 통제가 적은 국가의 통화가 상대적으로 타국 통화에 대한 정보 공헌도가 높음을 확인할 수 있다. 이는 곧 시장 원리에 따라 더욱 많은 거래자들의 기대가 충분히 많이 반영된 통화일수록 정보의 반영 정도와 정확성이 높으며, 타 통화의 가격 발견에 기여함을 시사한다.

2. VAR(1)-Full BEKK(1,1) 모형의 추정 결과

추정 결과를 보기에 앞서, <그림 8>에 나타낸 분기별로 각 자산 주간 증감율의 표준편차 추이를 살펴보도록 하자. 그림에서 보듯, 금의 변동성이 심하고, 위안화 변동성은 상대적으로 매우 낮으며 그 변이의 정도도 크지 않다. 이는 앞서 위안화가 별다른 가격 발견 기여가 없었던 것과도 일관된다. 하지만, 변동성간 전이는 다른 차원의 문제이다. 앞서 정보공헌도 분석은 1차 적률에 관한 사안이라면, 변동성 전이는 2차 적률간 상호관계에 관한 사안이다.³⁰⁾³¹⁾

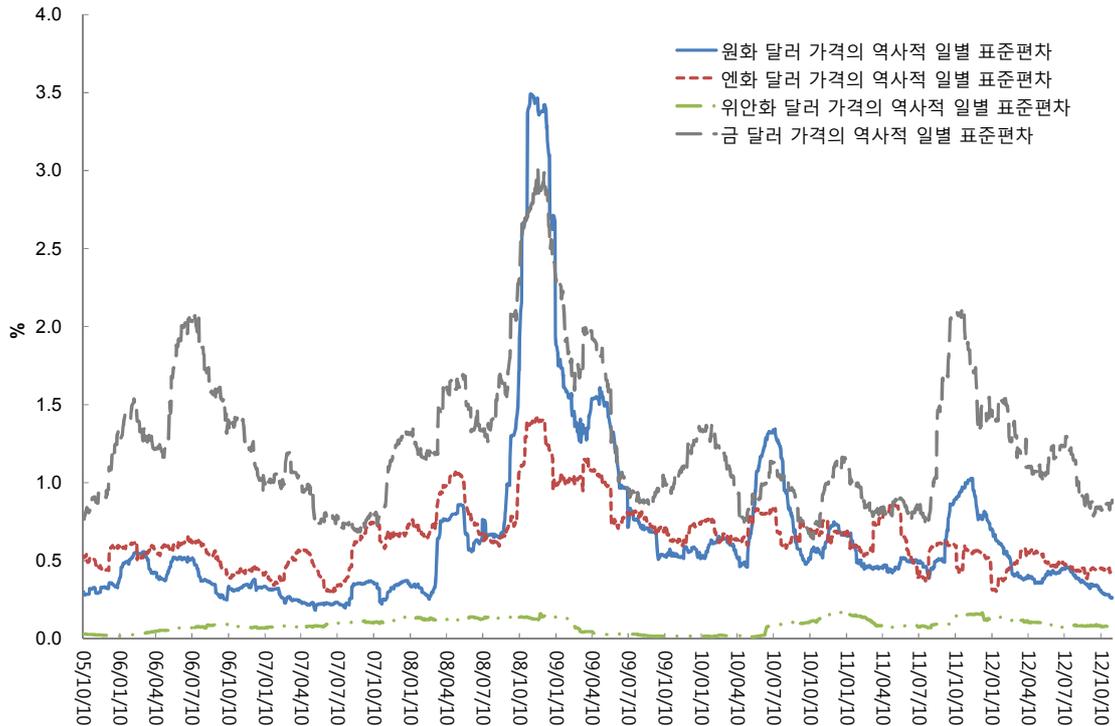
29) 한편, 원화는 일본 엔화에 대한 기여도도 낮지 않은 수준이다. 이 역시 최근 들어 중국과의 교역 증대로 상대적으로 위축되었지만 여전히 한·일간 경제 관계가 상호 의존적임을 시사한다. 한국 원화와 일본 엔화 상호간에 가격 발견 기여도가 높게 나타난다. 또한, 달러화가 분석에서 제외된 탓도 크다고 판단된다.

30) 정보공헌도는 사실상 1차 적률과 오차항의 2차 적률이 함께 사용되어 계산된다.

31) 예를 들어, 서로 다른 자산의 오차항 ϵ_i 와 ϵ_j 간 상관관계가 없어도, ϵ_i^2 과 ϵ_j^2 은 서로 상관관계를 지닐 수 있다. 만일, 오차항 ϵ_i 와 ϵ_j 간 독립이면, ϵ_i^2 과 ϵ_j^2 은 서로 독립이다. 독립은 상관관계에 비해 매우 강한 조건이다.

<그림 8> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화와 금 가격의 역사적 일별 표준편차

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율을 계산하였다. 과거 50일 이동 윈도우를 바탕으로 이동 표준편차를 계산하여 나타냈다.



앞서 식 (4)-(7)에 기술한 VAR(1)-Full BEKK(1,1) 모형의 추정 결과를 전반기, 후반기 각각 아래 <표 6>-<표 7>에 제시하였다.³²⁾ 추정은 2단계 추정법을 사용하였다. 평균방정식 VAR(1)을 먼저 추정한 후, 잔차를 추출하고 여기에 Full BEKK(1,1) 모형을 적합하였다. 표에서 열의 변수는 설명변수 즉 변동성 방정식의 우측 변수를 나타내고, 행의 변수는 종속변수 즉 변동성 방정식의 좌측 변수를 나타낸다.³³⁾ 표는 식 (4)-(7)에서 지난 과거 1기 충격간 외적(outer product)의 계수 A와 지난 과거 1기 분산-공분산 행렬의 계수 B에서 동일한 항을 정리하여 나타내고 있다.

전반기 추정 결과를 보자. 행렬 A의 원소에 관련된 추정 결과를 보면, 지난 과거 1기 오차항의 외적, 즉 지난 1기 충격의 제곱 또는 서로 곱에 대한 민감도는 $\sigma_{G,t}^2$ 에 대한 $\epsilon_{J,t-1}\epsilon_{G,t-1}$ 의 계수와 $\sigma_{K,G,t}$ 에 대한 $\epsilon_{J,t-1}\epsilon_{G,t-1}$ 의 계수 외에는 유의하지 않다. 이 중 가장 관심이 가는 개별 방정식이 $\sigma_{K,t}^2$ 의 식이다. $\sigma_{K,t}^2$ 에 유의한 영향을 미치는 전기 충격 제곱 또는 곱은 없다.

행렬 B의 원소에 관련된 추정 결과를 보자. 표에서 보듯, 유의한 계수가 상당히 많다. 특히, 원화

32) 평균 방정식 부분은 중요하지 않아, 제시하지 않았으나, 요청시 제공할 수 있다.

33) 변동성 방정식에 오차항이 없기 때문에 설명변수, 종속변수란 용어가 아주 적합하지 않을 수 있다. 변동성 방정식에 오차항이 들어가면, 이를 확률변동성모형이라고 한다. 초기 확률변동성모형은 Stein and Stein(1991), Heston(1993)이 개발하였다. 최근에는 다변량 확률변동성 모형이 제시되고 있다. 단일변량 및 다변량 확률변동성 모형에 관하여 Platanioti, McCoy and Stephens(2005)가 잘 정리하고 있다. Tanizaki and Hamori(2009)는 확률변동성모형으로 영국, 일본, 미국 주식시장간 변동성 전이를 실증적으로 분석하였다.

변동성 $\sigma_{K,t}^2$ 의 방정식에 들어가는 모든 전기 분산과 공분산의 계수는 예외 없이 매우 유의한 것으로 나타났다. 단, 공분산 중 $\sigma_{J,G,t-1}$, $\sigma_{J,C,t-1}$, $\sigma_{K,C,t-1}$ 은 $\sigma_{K,t}^2$ 에 음(-)의 유의한 영향을 미친다.³⁴⁾³⁵⁾ 기타 전기 금 변동성 $\sigma_{G,t-1}^2$, 위안화 변동성 $\sigma_{C,t-1}^2$, 엔화 변동성 $\sigma_{J,t-1}^2$ 및 자신의 변동성 $\sigma_{K,t-1}^2$ 는 $\sigma_{K,t}^2$ 에 매우 유의한 영향을 미친다. 이 중 가장 큰 영향을 미치는 요소는 단연코 자기 자신의 변동성 $\sigma_{K,t-1}^2$ 이며 이는 변동성의 자기회귀적 특성(autoregressive property)을 나타낸다.³⁶⁾ 영향력의 크기는 엔화, 금, 위안화 순이다. 또한 이들 모두 매우 유의하다.³⁷⁾

34) 이를 분산투자 효과와 연관지어서는 안된다. 2개 자산($i = 1, 2$)에 각각 w_1 , w_2 의 비중으로 투자한 포트폴리오의 분산은 다음과 같다:

$$\begin{aligned} & w_1^2 \text{var}(r_1) + w_2^2 \text{var}(r_2) + 2w_1w_2 \text{cov}(r_1, r_2) \\ & = w_1^2 \text{var}(r_1) + w_2^2 \text{var}(r_2) + 2w_1w_2\rho_{12} \sqrt{\text{var}(r_1)} \sqrt{\text{var}(r_2)} \end{aligned}$$

분산투자 효과는 상관계수 ρ_{12} 가 1보다 작기 때문에 나타나는 현상이다. 분산인 $\text{var}(r_1)$ 이나 $\text{var}(r_2)$ 와 공분산 $\text{cov}(r_1, r_2)$ 가 관련성이 있어서 나타나는 현상이 아니다.

35) 이러한 $\sigma_{J,G,t-1}$, $\sigma_{J,C,t-1}$, $\sigma_{K,C,t-1}$ 과 $\sigma_{K,t}^2$ 간 음(-)의 관련성과 $\sigma_{J,G,t}$ 와 $\sigma_{J,G,t-1}$ 간 양(+)의 관련성, $\sigma_{J,C,t}$ 와 $\sigma_{J,C,t-1}$ 간 양(+)의 관련성은 금, 위안화, 엔화, 원화 4개 자산으로 구성된 포트폴리오를 달러화로 평가할 때, 포트폴리오 수익률 “분산의 분산”을 낮추는 효과를 발생시킨다. 분산의 분산은 $\text{var}[\text{var}(X|Y)]$ 와 같은 개념인데, 일반적으로 관심을 갖지 않는 모수이다. 분산의 평균 $E[\text{var}(X|Y)]$ 는 비조건부 분산 $\text{var}(X)$ 가 된다. 하지만, Bubák et al.(2011)은 실현변동성을 우선 측정하여 V HAR (vector heterogeneous autoregressive) 모형 및 MGARCH 모형을 이용하여 Diebold-Yilmaz 지표에 근거 변동성 발견 관계를 규명하여 그 전이관계를 파악하고자 하였다. 이 연구에서는 저자도 언급하듯이 ‘변동성의 변동성’을 분석한 셈이다.

36) 금, 위안화, 엔화도 자기 자산의 변동성 계수는 0.89~0.98로 강한 자기회귀적 특성을 지닌다. 이 정도 크기의 계수라면 적분된 변동성(integrated volatility)일 가능성도 있다. 단일 변량 변동성 모형에서는 적분된 변동성의 경우 IGARCH(Integrated GARCH)를 이용하여 분석하기도 한다.

37) 엔화 변동성 $\sigma_{J,t-1}^2$ 의 계수가 0.0167이므로, 이는 1기전 엔화 변동성이 1%² 증가할 때, 금기 원화 변동성이 0.0167%² 증가함을 의미한다.

<표 6> Full BEKK(1,1) 모형의 추정 결과 I

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지 (<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지 총 479거래일이다. 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금의 로그차분에 의한 일일 증감율에 대해서 VAR(1) 모형으로 잔차를 추출하고, 이 잔차에 대해서 Full BEKK(1,1) 모형을 적합하였다. 각 계수 행렬 원소에 대한 복잡한 변환을 통해 이 표의 계수 추정치를 도출할 수 있다. 이 표의 계수 추정치 표준오차는 델타 방법을 이용하여 도출되었다. 열의 변수는 설명변수로서의 1기전 충격 제곱 또는 곱과 1기전 분산과 공분산을 나타낸다. 행의 변수는 피설명변수로서 분산-공분산 행렬의 원소가 되는 분산과 공분산이다. 표에서 K는 KRW, C는 CHY, J는 JPY, G는 Gold를 나타낸다.

Panel A. 행렬 A의 원소

1기전 설명 요인										
	$\epsilon_{G,t-1}^2$	$\epsilon_{C,t-1}\epsilon_{G,t-1}$	$\epsilon_{J,t-1}\epsilon_{G,t-1}$	$\epsilon_{K,t-1}\epsilon_{G,t-1}$	$\epsilon_{C,t-1}^2$	$\epsilon_{J,t-1}\epsilon_{C,t-1}$	$\epsilon_{K,t-1}\epsilon_{C,t-1}$	$\epsilon_{J,t-1}^2$	$\epsilon_{K,t-1}\epsilon_{C,t-1}$	$\epsilon_{K,t-1}^2$
$\sigma_{G,t}^2$	0.0422 (0.2496)	0.0519 (0.1371)	*-0.0417 (0.0216)	-0.0222 (0.0737)	0.0159 (0.0134)	-0.0256 (0.0745)	-0.0136 (0.0123)	0.0103 (0.0525)	0.0109 (0.0264)	0.0029 (0.0041)
$\sigma_{C,G,t}$	-0.0065 (0.0499)	-0.0260 (0.1274)	-0.0415 (0.4534)	-0.0387 (0.3228)	-0.0135 (0.0232)	-0.0166 (0.1982)	-0.0191 (0.2878)	0.0221 (0.1067)	0.0317 (0.1758)	0.0106 (0.1107)
$\sigma_{J,G,t}$	-0.0071 (0.0164)	-0.0031 (0.0101)	-0.0100 (0.0252)	-0.0034 (0.0035)	0.0008 (0.0013)	-0.0089 (0.0224)	-0.0035 (0.0089)	0.0067 (0.0315)	0.0061 (0.0203)	0.0014 (0.0033)
$\sigma_{K,G,t}$	0.0177 (0.0796)	0.0193 (0.0120)	***-0.0127 (0.0021)	-0.0285 (0.1754)	0.0052 (0.0192)	-0.0066 (0.0273)	-0.0169 (0.0480)	0.0019 (0.0066)	0.0128 (0.0175)	0.0063 (0.0275)
$\sigma_{C,t}^2$	0.0010 (0.0095)	0.0068 (0.0458)	0.0137 (0.1661)	0.0124 (0.0745)	0.0114 (0.0469)	0.0465 (0.4366)	0.0421 (0.3650)	0.0473 (0.6948)	0.0856 (0.2890)	0.0387 (0.8303)
$\sigma_{J,C,t}$	0.0011 (0.0045)	0.0035 (0.0041)	0.0096 (0.0559)	0.0076 (0.0757)	-0.0006 (0.0025)	0.0057 (0.0126)	0.0015 (0.0092)	0.0142 (0.0762)	0.0184 (0.1395)	0.0050 (0.0669)
$\sigma_{K,C,t}$	-0.0027 (0.0171)	-0.0105 (0.0347)	-0.0182 (0.1643)	-0.0133 (0.1884)	-0.0044 (0.0058)	-0.0068 (0.0333)	0.0044 (0.1887)	0.0042 (0.0272)	0.0290 (0.2437)	0.0228 (0.1528)
σ_J^2	0.0012 (0.0016)	-0.0004 (0.0005)	0.0045 (0.0127)	0.0018 (0.0059)	0.0000 (0.0001)	-0.0008 (0.0012)	-0.0003 (0.0003)	0.0043 (0.0191)	0.0033 (0.0159)	0.0006 (0.0035)
$\sigma_{K,C,t}$	-0.0030 (0.0026)	-0.0009 (0.0074)	-0.0050 (0.0065)	0.0018 (0.0161)	0.0002 (0.0005)	-0.0028 (0.0147)	-0.0017 (0.0022)	0.0013 (0.0037)	0.0081 (0.0143)	0.0029 (0.0042)
$\sigma_{K,t}^2$	0.0074 (0.0229)	0.0071 (0.0133)	-0.0033 (0.0026)	-0.0200 (0.1115)	0.0017 (0.0112)	-0.0016 (0.0066)	-0.0095 (0.0068)	0.0004 (0.0008)	0.0045 (0.0145)	0.0135 (0.1088)

Panel B. 행렬 B의 원소

1기전 설명 요인	$\sigma_{G,t-1}^2$	$\sigma_{C,G,t-1}$	$\sigma_{J,G,t-1}$	$\sigma_{K,G,t-1}$	$\sigma_{C,t-1}^2$	$\sigma_{J,C,t-1}$	$\sigma_{K,C,t-1}$	$\sigma_{J,t-1}^2$	$\sigma_{K,C,t-1}$	$\sigma_{K,t-1}^2$
과설명 분산, 공분산										
$\sigma_{G,t}^2$	***0.9840 (0.0516)	*-0.0152 (0.0081)	-0.0366 (0.0494)	-0.0155 (0.0237)	0.0001 (0.0001)	0.0003 (0.0005)	0.0001 (0.0002)	0.0003 (0.0009)	0.0003 (0.0008)	0.0001 (0.0002)
$\sigma_{C,G,t}$	***0.0918 (0.0277)	***0.9398 (0.0395)	-0.0198 (0.0145)	***-0.1291 (0.0145)	*-0.0072 (0.0038)	-0.0173 (0.0235)	-0.0064 (0.0111)	**0.0003 (0.0001)	0.0025 (0.0029)	0.0010 (0.0014)
$\sigma_{J,G,t}$	***0.0490 (0.0112)	**0.0364 (0.0158)	***0.9632 (0.0034)	***-0.0734 (0.0008)	*0.0003 (0.0001)	*-0.0068 (0.0036)	0.0008 (0.0005)	-0.0179 (0.0233)	-0.0062 (0.0096)	0.0006 (0.0008)
$\sigma_{K,G,t}$	***0.1105 (0.0048)	***0.0769 (0.0069)	***-0.1304 (0.0048)	***0.9680 (0.0327)	**0.0006 (0.0003)	-0.0005 (0.0017)	*-0.0081 (0.0045)	0.0024 (0.0030)	-0.0170 (0.0226)	-0.0076 (0.0116)
$\sigma_{C,t}^2$	0.0086 (0.0056)	***0.1755 (0.0547)	-0.0034 (0.0042)	**0.0240 (0.0113)	***0.8990 (0.0283)	-0.0346 (0.0313)	***-0.2455 (0.0319)	0.0003 (0.0006)	0.0047 (0.0050)	***0.0168 (0.0049)
$\sigma_{J,C,t}$	***0.0046 (0.0006)	***0.0435 (0.0128)	***0.0891 (0.0307)	***-0.0132 (0.0022)	**0.0344 (0.0156)	***0.9222 (0.0065)	***-0.0651 (0.0010)	-0.0178 (0.0167)	***-0.1245 (0.0197)	***0.0095 (0.0018)
$\sigma_{K,C,t}$	***0.0103 (0.0040)	***0.1129 (0.0080)	**0.0140 (0.0065)	***0.0760 (0.0259)	***0.0743 (0.0069)	***-0.1241 (0.0073)	***0.9159 (0.0251)	0.0024 (0.0023)	-0.0011 (0.0130)	***-0.1264 (0.0173)
σ_J^2	**0.0024 (0.0010)	***-0.0036 (0.0010)	***0.0960 (0.0173)	***-0.0073 (0.0012)	0.0013 (0.0012)	**0.0705 (0.0345)	*0.0053 (0.0027)	***0.9446 (0.0404)	***-0.1430 (0.0094)	***0.0054 (0.0005)
$\sigma_{K,C,t}$	***0.0055 (0.0009)	-0.0002 (0.0025)	***0.1019 (0.0096)	***0.0400 (0.0109)	*-0.0028 (0.0016)	***0.0808 (0.0119)	**0.0412 (0.0171)	***-0.1257 (0.0103)	***0.9588 (0.0129)	***-0.0719 (0.0026)
$\sigma_{K,t}^2$	***0.0124 (0.0016)	***0.0175 (0.0030)	***-0.0288 (0.0036)	***0.2177 (0.0122)	***0.0061 (0.0013)	***-0.0203 (0.0034)	***0.1530 (0.0152)	***0.0167 (0.0021)	***-0.2527 (0.0142)	***0.9539 (0.0168)

〈표 7〉 Full BEKK(1,1) 모형의 추정 결과 II

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지 (<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,419거래일이다. 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금의 로그차분에 의한 일일 증감율에 대해서 VAR(1) 모형으로 잔차를 추출하고, 이 잔차에 대해서 Full BEKK(1,1) 모형을 적합하였다. 각 계수 행렬 원소에 대한 복잡한 변환을 통해 이 표의 계수 추정치를 도출할 수 있다. 이 표의 계수 추정치 표준오차는 델타 방법을 이용하여 도출되었다. 열의 변수는 설명변수로서의 1기전 충격 제곱 또는 곱과 1기전 분산과 공분산을 나타낸다. 행의 변수는 피설명변수로서 분산-공분산 행렬의 원소가 되는 분산과 공분산이다. 표에서 K는 KRW, C는 CHY, J는 JPY, G는 Gold를 나타낸다.

Panel A. 행렬 A의 원소

1기전 설명 요인	$\epsilon_{G,t-1}^2$	$\epsilon_{C,t-1}\epsilon_{G,t-1}$	$\epsilon_{J,t-1}\epsilon_{G,t-1}$	$\epsilon_{K,t-1}\epsilon_{G,t-1}$	$\epsilon_{C,t-1}^2$	$\epsilon_{J,t-1}\epsilon_{C,t-1}$	$\epsilon_{K,t-1}\epsilon_{C,t-1}$	$\epsilon_{J,t-1}^2$	$\epsilon_{K,t-1}\epsilon_{C,t-1}$	$\epsilon_{K,t-1}^2$
피설명 분산, 공분산										
$\sigma_{G,t}^2$	0.0126 (0.0454)	0.0041 (0.0073)	-0.0079 (0.0336)	-0.0028 (0.0321)	0.0003 (0.0023)	-0.0013 (0.0015)	-0.0004 (0.0029)	0.0012 (0.0061)	0.0009 (0.0106)	0.0002 (0.0030)
$\sigma_{C,G,t}$	-0.0059 (0.0157)	0.0020 (0.0144)	-0.0037 (0.0123)	0.0038 (0.0224)	0.0005 (0.0016)	-0.0018 (0.0015)	0.0002 (0.0031)	0.0017 (0.0038)	-0.0004 (0.0011)	-0.0003 (0.0049)
$\sigma_{J,G,t}$	-0.0066 (0.0168)	0.0099 (0.0257)	-0.0109 (0.0140)	-0.0027 (0.0046)	0.0018 (0.0058)	-0.0055 (0.0016)	-0.0018 (0.0097)	0.0041 (0.0089)	0.0025 (0.0152)	0.0004 (0.0034)
$\sigma_{K,G,t}$	-0.0014 (0.0104)	0.0019 (0.0047)	-0.0110 (0.0127)	0.0078 (0.0224)	0.0003 (0.0010)	-0.0025 (0.0052)	0.0010 (0.0058)	0.0036 (0.0074)	-0.0012 (0.0041)	-0.0008 (0.0089)
$\sigma_{C,t}^2$	0.0028 (0.0247)	-0.0028 (0.0116)	0.0052 (0.0245)	-0.0030 (0.0022)	0.0007 (0.0014)	-0.0026 (0.0026)	0.0015 (0.0070)	0.0024 (0.0023)	-0.0028 (0.0109)	0.0008 (0.0067)
$\sigma_{J,C,t}$	0.0031 (0.0115)	-0.0067 (0.0203)	0.0089 (0.0271)	0.0000 (0.0167)	0.0026 (0.0029)	***-0.0079 (0.0028)	0.0019 (0.0125)	0.0057 (0.0045)	-0.0017 (0.0146)	-0.0009 (0.0029)
$\sigma_{K,C,t}$	0.0006 (0.0010)	-0.0013 (0.0020)	0.0060 (0.0227)	-0.0039 (0.0097)	0.0005 (0.0007)	-0.0037 (0.0025)	0.0024 (0.0050)	0.0050 (0.0038)	-0.0062 (0.0128)	0.0019 (0.0096)
σ_J^2	0.0034 (0.0056)	-0.0114 (0.0143)	*0.0134 (0.0074)	***0.0036 (0.0013)	0.0095 (0.0105)	***-0.0224 (0.0062)	-0.0060 (0.0055)	0.0132 (0.0092)	0.0071 (0.0085)	0.0009 (0.0018)
$\sigma_{K,C,t}$	0.0007 (0.0046)	-0.0023 (0.0086)	0.0073 (0.0099)	-0.0036 (0.0047)	0.0019 (0.0021)	** -0.0122 (0.0055)	0.0061 (0.0078)	0.0117 (0.0080)	-0.0047 (0.0088)	** -0.0021 (0.0009)
$\sigma_{K,t}^2$	0.0001	-0.0005	0.0025	-0.0017	0.0004	** -0.0039	0.0026	0.0104	** -0.0139	0.0047

(0.0017) (0.0030) (0.0134) (0.0110) (0.0005) (0.0019) (0.0037) (0.0083) (0.0060) (0.0076)

Panel B. 행렬 B의 원소

1기 전 설명 요인										
피설명 분산, 공분산	$\sigma_{G,t-1}^2$	$\sigma_{C,G,t-1}$	$\sigma_{J,G,t-1}$	$\sigma_{K,G,t-1}$	$\sigma_{C,t-1}^2$	$\sigma_{J,C,t-1}$	$\sigma_{K,C,t-1}$	$\sigma_{J,t-1}^2$	$\sigma_{K,C,t-1}$	$\sigma_{K,t-1}^2$
$\sigma_{G,t}^2$	***0.9334 (0.0064)	***0.0479 (0.0026)	***0.0263 (0.0050)	***0.0310 (0.0019)	***0.0006 (0.0001)	***0.0007 (0.0001)	***0.0008 (0.0001)	***0.0002 (0.0001)	***0.0004 (0.0001)	***0.0003 (0.0000)
$\sigma_{C,G,t}$	***-0.1075 (0.0085)	***0.9352 (0.0129)	***0.0351 (0.0121)	***0.0540 (0.0044)	***0.0241 (0.0011)	***0.0141 (0.0023)	***0.0170 (0.0009)	***0.0005 (0.0001)	***0.0014 (0.0001)	***0.0009 (0.0001)
$\sigma_{J,G,t}$	***-0.0244 (0.0032)	0.0006 (0.0030)	***0.9342 (0.0013)	***0.0092 (0.0019)	0.0000 (0.0001)	***0.0240 (0.0014)	***0.0003 (0.0000)	***0.0131 (0.0024)	***0.0157 (0.0010)	***0.0002 (0.0000)
$\sigma_{K,G,t}$	***0.0422 (0.0077)	***0.0507 (0.0097)	0.0101 (0.0126)	***0.9428 (0.0042)	***0.0013 (0.0003)	***0.0009 (0.0003)	***0.0250 (0.0015)	0.0001 (0.0002)	***0.0134 (0.0027)	***0.0157 (0.0010)
$\sigma_{C,t}^2$	***0.0124 (0.0019)	***-0.2160 (0.0171)	***-0.0084 (0.0024)	***-0.0128 (0.0019)	***0.9426 (0.0205)	***0.0735 (0.0233)	***0.1121 (0.0084)	0.0014 (0.0009)	***0.0044 (0.0015)	***0.0033 (0.0005)
$\sigma_{J,C,t}$	***0.0028 (0.0003)	***-0.0247 (0.0032)	***-0.1085 (0.0078)	***-0.0026 (0.0003)	0.0012 (0.0029)	***0.9391 (0.0080)	***0.0097 (0.0019)	***0.0366 (0.0120)	***0.0562 (0.0045)	***0.0006 (0.0001)
$\sigma_{K,C,t}$	***-0.0049 (0.0012)	***0.0367 (0.0082)	0.0006 (0.0018)	***-0.1059 (0.0075)	***0.0498 (0.0094)	0.0115 (0.0115)	***0.9497 (0.0114)	0.0004 (0.0004)	***0.0375 (0.0113)	***0.0563 (0.0043)
σ_J^2	***0.0006 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	***-0.0489 (0.0065)	***-0.0005 (0.0002)	0.0000 (0.0000)	0.0024 (0.0058)	0.0000 (0.0001)	***0.9356 (0.0062)	***0.0192 (0.0040)	**0.0001 (0.0000)
$\sigma_{K,C,t}$	***-0.0011 (0.0002)	***-0.0012 (0.0004)	***0.0420 (0.0072)	***-0.0242 (0.0032)	0.0001 (0.0001)	***0.0497 (0.0100)	0.0017 (0.0028)	0.0095 (0.0123)	***0.9433 (0.0039)	***0.0097 (0.0020)
$\sigma_{K,t}^2$	***0.0019 (0.0007)	***0.0045 (0.0008)	0.0009 (0.0012)	***0.0851 (0.0151)	**0.0026 (0.0011)	0.0010 (0.0011)	***0.1001 (0.0198)	0.0001 (0.0003)	0.0191 (0.0249)	***0.9509 (0.0060)

결국, 전반기 기간에서 이들 중국, 일본 통화나 금으로부터 한국 원화로의 변동성 전이가 존재하는 것으로 추론된다. 주목할 점은 위안화의 경우, 앞서 <표 5>에서 보듯 가격발견에 관한 분석에서는 위안화의 원화에 대한 기여도는 나타나지 않았다. 따라서, 한국과 중국간 지리적 인접성, 막대한 교역량을 볼 때 양국 통화 가치간 연계성이 존재할 것으로 사전적으로 판단되었는데, 이는 각 통화간 가격 발견 과정에 아닌 변동성 전이의 형태로 나타난다고 볼 수 있다. 한편, 중국 위안화 변동성 σ_{Ct}^2 에 대한 1기 전 한국 원화 변동성 $\sigma_{K,t-1}^2$ 의 영향력도 0.0168로서 매우 유의하다. 오히려, 계수 크기만으로 보았을 때는 한국 원화 변동성으로부터 중국 위안화 변동성으로의 변동성 전이가 그 반대보다 더욱 크게 나타난 셈이다. 이 역시, 앞서 가격 발견 분석과 마찬가지로 미국 달러화가 분석 대상에 포함되지 않은 탓으로 여겨진다.

후반기 추정 결과를 보자. 후반기 역시 전반기 추정결과와 크게 질적으로 다르지 않다. 우선 행렬 A의 원소에 관련된 계수 추정치를 보자. 전기 충격의 제공이나 곱의 계수 중 유의한 계수는 100개 중 7개에 불과하다. 특히, 한국 원화 변동성 σ_{Kt}^2 에 대해서는 $\epsilon_{J,t-1}\epsilon_{Ct-1}$ 와 $\epsilon_{K,t-1}\epsilon_{Ct-1}$ 가 음(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 행렬 B로부터 나오는 계수 추정치는 100개 중 일부를 제외하고는 매우 유의하다. 한국 원화 변동성 σ_{Kt}^2 에 대해서는 1기전 공분산인 $\sigma_{J,G,t-1}$, $\sigma_{J,C,t-1}$, $\sigma_{K,C,t-1}$ 및 일본 엔화 분산 $\sigma_{J,t-1}^2$ 를 제외하고는 모두 유의하다. 위안화 분산 σ_{Ct-1}^2 역시 그 계수가 0.0026으로 매우 유의하다. 하지만, 전반기 계수 0.0061에 비해서는 작은 것으로 나타났다. 한편, 중국 위안화 변동성 σ_{Ct}^2 에 대한 1기전 한국 원화 변동성 $\sigma_{K,t-1}^2$ 의 영향력은 0.0033으로 역시 유의하다. 후반기에도 한·중간 변동성 전이가 존재하는 것으로 추론된다.

한국과 중국간 변동성 전이에 주목하여 정리하면, 전반기, 후반기 공히 한국과 중국간 변동성 전이가 존재하는 것으로 추론된다. 하지만, 민감도의 크기면에서 한국 원화의 중국 위안화에 대한 영향력이 그 반대 방향보다 더욱 크다.

부록에서 <그림 A.2>에는 VAR(1)에서 추출된 잔차에 절대치를 취한 절대 잔차와 Full BEKK(1,1) 모형으로부터 추정된 조건부 표준편차를 함께 전반기와 후반기로 구분하여 도시하였다. 그림을 볼 때 Full BEKK(1,1) 모형이 큰 무리 없이 적합된 것으로 판단된다.

VI. 결론

본 연구에서는 아시아 주요 3개국 한국, 중국, 일본의 통화 가치와 금가치간 가격발견과 변동성 전이에 관하여 분석하였다. 전세계적으로 금 또는 그 이상으로 지급결제수단이 되는 달러화는 이른바 n-th currency problem으로 인해 포함하여 분석하지 못하였다. 하지만, 달러화는 한국 원화, 중국 위안화, 일본 엔화, 금의 가치를 평가하는 기준 자산(numeraire)으로 사용되었다. 결국 본 고에서는 원-달러 환율의 역수, 엔-달러 환율의 역수, 위안-달러 환율의 역수, 금

의 달러가격을 분석한 셈이다. 이들 가격은 재정환율이나 이론적 가격이 아닌 실제로 시장에 거래를 통해 체결되고 관찰된 가격이므로, 분석 대상으로 매우 합당하다고 판단된다.

1990년대 이후 크게 성장한 중국은 현재 GDP로는 세계 2위로서 미국과 함께 G2로 불리울 정도로 성장하였다. 중국은 세계의 공장이기도 하고 15억명 인구의 대량 소비 국가이기도 하다. 최근에는 중국 정부가 달러화나 유로화에 대항하여 중국 위안화가 기축통화로 거듭나고자 하는 의도가 인지되고 있다. 이러한 중국 경제의 성장을 반영하듯 한국에서는 2000년대 후반 이후로는 중국이 최대 교역국이 되었다. 이에 더해 중국은 한국과도 지리적으로 매우 인접해 있다. 따라서, 양국 통화 가치간에 어떤 식으로든 연관성이 강할 것으로 예상할 수 있다. 본 고에서는 이러한 연관성을 가격 발견과 변동성 전이의 관점에서 분석하였다.

그 결과는 다음과 같다. 첫째, 가격 발견에 있어서는 중국 위안화의 한국 원화에 대한 기여도가 아직까지 매우 미미하다. 하지만, 한국 원화의 중국 위안화 가격 발견에 대한 기여도는 매우 높은 편이다. 이는 한국과 중국의 전체적 경제 규모를 고려할 때 매우 예상외의 결과이다. 하지만, 중국 위안화에 대한 중국 정부의 통제가 여전히 심하고, 달러화가 분석에 포함될 수 없었던 한계에 기인하는 결과라고 판단된다.

둘째, 가격 발견상 중국 위안화의 한국 원화에 대한 기여도가 낮기에 중국 위안화의 영향력을 간과할 수 있으나, 변동성 전이 측면에서는 매우 강한 변동성 전이의 관계가 나타났다. 중국 위안화 변동성의 한국 원화에 대한 변동성은 물론 그 반대 방향의 변동성 전이도 매우 강하게 나타났다. 특히 엔화로 부터 한국 원화로의 변동성 전이가 후반기에 들어 유의성이 없어진 반면 중국 위안화로부터 한국 원화로의 변동성 전이는 후반기에 들어서도 유의한 것으로 나타났다.

38)

정리하면, 중국과 한국의 지리적 인접성, 국제교역으로 인한 경제적 의존성으로 인해 한국 원화와 중국 위안화간 연계성에 관해서는 가격 발견 측면보다 변동성 전이에 주목할 필요가 있다. 아울러, 가격 발견 측면 또는 1차 적률간 관련성에서 중국 위안화의 영향력이 나타나지 않는다고 하더라도, 중국 위안화의 역할을 간과해서는 안된다. 변동성 전이 측면에서 양국 통화 가치는 매우 강한 관련성을 지니고 있는 글로벌 금융위기 전후에 걸쳐 지속적으로 유지되고 있다.

마지막으로, 본 연구의 한계를 언급하고자 한다. 하지만, 이는 현실적 여건에 기인한 것으로 이를 개선하여 분석하는 것은 거의 어렵다고 판단된다. 첫째, 중국은 여전히 중국 정부의 통제가 심하여 국제화가 매우 더딘 통화이다. 중국 정부의 판단에 따라 언제든지 위안-달러화간 환율에 있어 고정환율제로 회귀할 수 있는 통화이다. 이에 본 고의 분석 기간 동안 위안-달러 환율의 변이 자체가 매우 미미하였고, 앞으로 단기간 내에는 큰 변화는 없을 것으로 예상된다. 둘째, 국제적 기저 자산인 달러화를 포함하여 분석할 수 없었다. 이는 앞서 언급한 n-th currency problem 때문이다. 따라서, 달러화의 가치가 지역 통화인 위안화나 원화에 대한 영향력을 측정하기 쉽지 않다. 어느 자산으로 측정해야 하느냐의 문제가 있고, 이를 구현할만한 마땅한 자산이 없다. 셋째, 한국과 중국간 실제 교역에 있어 결제통화는 원화나 위안화가 아닌

38) 한국 원화로부터 중국 위안화로의 변동성 전이가 그 반대 방향보다 더욱 강하다는 결과 역시 앞서 가격 발견에 관한 분석과 마찬가지로 다소 예상외의 결과이다. 하지만, 중국 위안화에 대한 중국 정부의 통제로 인해, 그 변동성의 절대적 크기 자체가 매우 작다는 점과 달러화가 포함되지 못했다는 점이 그러한 결과를 유발한 것으로 판단된다.

달러화이다. 대금 결제는 자국 통화를 달러화로 교환하고, 달러화로 대금을 지급받은 측은 이를 다시 자국통화로 교환해야 한다. 이에 한국과 중국 간 경제의존도가 통화 가치간 연관성에 효율적으로 반영될 여지가 줄어든다.

이상과 같은 한계점에도 불구하고 본 연구는 아시아의 중요 통화의 환율 간에 가격발견 기능과 변동성 전이를 살펴 본 최초의 연구라는 점에서 그 의의가 있으며 연구를 통해 한 나라의 경제적 영향력보다는 통화의 국제화 정도가 외환시장에서 다른 나라 통화에 대한 영향력을 좌우한다는 점을 보여 줌으로써 각 국 정부의 통화 국제화정책에 중요한 시사점을 제공한다.

□ 참고 문헌

- 금융연구원, 2010, 최근 중국의 위안화 역외 거래 활성화 및 향후 전망, 국제금융이슈.
- 강상훈·김홍배·윤성민, 2011, 한국과 중국 주식시장에서의 변동성 전이효과, 금융공학연구, 제10권 제1호, 161-178.
- 김경수, 2009, Baillie의 ARFIMA, FIVECM 및 Full BEKK-GARCH를 이용한 중국과 홍콩 주식시장간의 수익률과 변동성의 전이효과에 대한 연구, 대한경영학회지, 제22권 제6호, 3307-3333.
- , 2011, BEKK와 DCC모형을 이용한 주가, 금리 및 환율의 변동성간의 관련성에 대한 연구, 대한경영학회지, 제24권 제3호, 1443-1463.
- 김규형, 2009, 서브프라임사태 이전과 이후의 통화안전성의 변화에 관한 연구, 제38집 제1호, 107-136.
- 동애영·송경희·장보영, 2009, 중국 외환 제도 개혁 및 시사점, 금융연구시리즈, 13호, 하나금융그룹.
- 박진우, 1999, 국내 현물환 및 NDF 시장과 주식시장간의 가격 및 변동성 전이효과에 관한 실증 연구, 한국증권학회지, 제26집 제1호, 273-293.
- 반기범·강원철, 2007, 해외 부문 충격이 한국 주식시장의 수익률 및 변동성에 미치는 영향: 서브프라임 사태와 중국 리스크를 중심으로, 이슈페이퍼 07-03, 자본시장연구원.
- 선정훈, 엄경식, 2010, 원/달러 외환시장의 일중 가격발견 효율성, 재무연구, 제23권 제1호, 1-26.
- 송원호·조종화·양두용·신종협·이인구·김한성·이형근·신관호·박대근·정용승, 2007, 원화 국제화 추진에 따른 장단점 비교와 정책적 시사점, 연구보고서 07-05, 대외경제정책연구원.
- 안유화, 2012, 위안화의 역외 사용 확대와 한국의 대응, 이슈페이퍼 12-05, 자본시장연구원.
- 엄경식·이현진·반기범, 2007, 양국간 동일 거래시간대 교차상장시 가격발견효과, 금융학회지, 제12권 제4호, 257-295.
- 연합뉴스, 2012, '원화를 세계화폐로...' 韓中 무역결제로 시동, 기사, (9.16.)
- 오용협·백승관·김연실, 2008, 원화국제화에 관한 연구 II, 연구보고서 08-12, 대외경제정책연구원.
- 이근영, 2004, 구조형 모형을 이용한 한·미·일 주식시장간의 상호작용, 금융학회지, 제9권 제1호, 131-157.
- , 2010, 국제금융시장 충격이 국내금융시장 변동성에 미치는 영향, 금융연구, 제24권 제4호, 49-85.
- 이상진·반기범, 2008, 단일변량모형과 다변량모형의 포트폴리오 VaR 측정 성과, 한국증권학회지, 제37집 제5호, 877-912.

- 이우백·최혁, 2006, 거래 전 정보공개와 가격발견, 증권학회지, 제35권, 145-190.
- 조중화·박복영·박영준·양다영, 2010, 중국의 외환정책과 국제통화질서: 위안화의 절상과 국제화를 중심으로, 연구보고서 10-09, 대외경제정책연구원.
- 최완수, 2006, 동아시아 주식시장의 조건부 상관관계의 동적 특성, 재무연구, 제19권 제2호, 1-33.
- 홍정효·문규현, 2005, 미국 증권시장의 한국 증권시장에 대한 정보이전 효과에 관한 실증적 연구: 대칭적·비대칭적 정보이전효과, 금융학회지, 제10권 제1호, 61-93.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, 1991, Volatility, efficiency, and trading: Evidence from Japanese market, *Journal of Finance* 46, 1765-1789.
- Baele, Lieven, 2005, Volatility Spillover Effects in European Equity Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, 373-401.
- Bahng, Seung Wook, 2004, Response Asymmetries in Return and Volatility: Evidence from Japan and South Korea, *한국증권학회지*, 제33권 제2호, 245-274.
- Bauwens, L., S. Laurent, and J. V. K. Rombouts, 2006, Multivariate GARCH models: A survey, *Journal of Applied Econometrics* 21, 79-109.
- Bollerslev, T., 1990, Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model, *Review of Economics and Statistics* 72, 498-505.
- Bollerslev, T., R. F. Engle, and D. B. Nelson, 1994, ARCH models, in R. F. Engle and D. L. McFadden (ed.), *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, New York: Elsevier.
- Bollerslev, T., R.F. Engle, and J.M. Wooldridge, 1988, A capital asset pricing model with time-varying covariances, *Journal of Political Economy* 96, 116-131.
- Bubák, Vít, Evžen Kočenda, Filip Žikeš, Volatility transmission in emerging European foreign exchange markets, *Journal of Banking and Finance* 35, 2829-2841.
- Diebold, F.X. and K. Yilmaz, 2009, Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets, *Economic Journal* 119, 158-171.
- Engle, R.F. and C.J. Granger, 1987, Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55, 251-276.
- Engle, R.F. and K.F. Kroner, 1995, Multivariate simultaneous generalized ARCH, *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Engle, R.F., 2002, Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models, *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339-350.
- Engle, R.F., 2009, *Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management*, Princeton University Press.

- Fleming, J. Marcus, 1962, Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates, IMF Staff Papers 9: 369-379, Reprinted in Cooper, Richard N., ed., 1969, International Finance, New York: Penguin Books.
- Habrouck, Joel, 1995, One Security, many market: Determining the contribution to price discovery, Journal of Finance 50, 1175-1199.
- Hamao Y., R. W. Masulis and V. Ng, 1990, Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets, Review of Financial Studies 3, 281-207.
- Hamilton, James, 1994, Time Series Analysis, Princeton University Press.
- Heston, S., 1993, A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bonds and currency options, Review of Financial Studies 6, 327-343.
- Hull, John C., 2010, Risk Management and Financial Institutions, 2nd ed., Pearson.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, Oxford Bulletin of Economic and Statistics 52, 168-209.
- Johansen, S., 1995, Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press, Oxford.
- Karolyi, A., 1995, A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility, Journal of Business and Economic Statistics 13, 11-25.
- Kearney, Colm, and Andrew J. Patton, 2000, Multivariate GARCH Modelling of Exchange Rate Volatility Transmission in the European Monetary System, Financial Review 41, 29-48.
- King, M.A. and S. Wadhvani, 1990, Transmission of volatility between stock markets, Review of Financial Studies 3, 5-33.
- Koutmos, G., 1996, Modelling the dynamic interdependence of major European stock markets, Journal of Business Finance and Accounting 23, 975-989.
- Koutmos, G. and G.G. Booth, 1995, Asymmetric volatility transmission in international stock markets, Journal of International Money and Finance 14, 747-762.
- Lee, Hahn S. and Woo-Hyung Hong, 2009, International Transmission of Swap Market Movements: The U.S., Korea, and China, Asia-Pacific Journal of Financial Studies 38, 723-744.
- McAleer, Michael and Marcelo C. Medeiros, 2008, REALIZED VOLATILITY: A REVIEW, Econometric Reviews 27, 10-45.
- Mundell, Robert A, 1963, Capital mobility and stabilization policy under fixed and

- flexible exchange rates, *Canadian Journal of Economic and Political Science* 29, 475-485, doi:10.2307/139336, Reprinted in Mundell, Robert A. (ed.), 1968, *International Economics*, New York: Macmillan.
- Park, Jinwoo, 2009, The Impact of Global Trading of Stocks on Return Volatility: Evidence from the Korean Stock Market, *Asian Review of Financial Research* 22, 45-62.
- Platanioti, K., E.J. McCoy, and D.A. Stephens, 2005, A Review of Stochastic Volatility: univariate and multivariate models, Working Paper.
- Rigobon, R. and B. Sack, 2003, Spillovers Across U.S. Financial Markets, Working Paper, NBER.
- Stein, E.M. and J.C. Stein, 1991, Stock price distributions with stochastic volatility: an analytic approach, *Review of Financial Studies* 4, 727-752.
- Sumner, S., R. Johnson, and L. Soenen, 2010, Spillover effects between gold, stocks, and bonds, *Journal of Centrum Cathedra* 3, 106-120.
- Tanizaki, Hisashi and Shigeyuki Hamori, 2009, Volatility transmission between Japan, UK and USA in daily stock returns, *Empirical Economics* 36, 27-54.
- Tsay, Ruey S., 2010, *Analysis of Financial Time Series*, 3rd ed., Wiley.

□ 부록

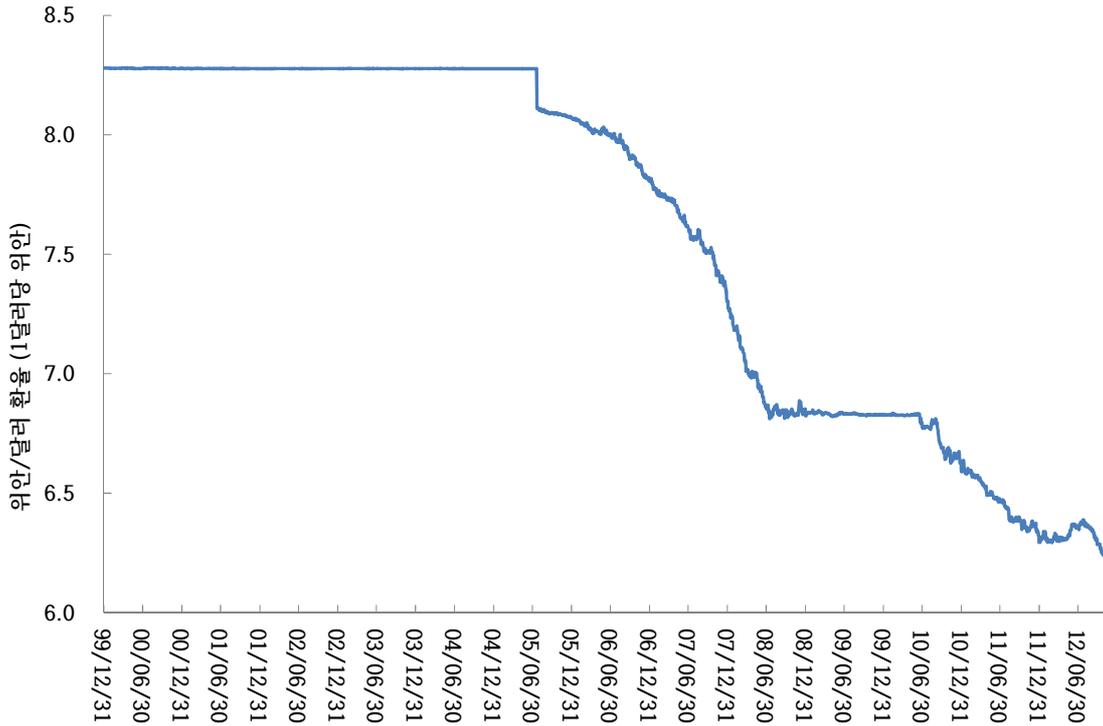
<부록 표 1> 중국 외환시장 제도의 변천사

기간	제도	내용
1949년~1980년	계획환율제도	외화자원 부족 외화유출입을 엄격하게 통제 환율 수준을 정부가 결정
1981년 1월 ~1993년 12월	이중환율제	대외, 대내 환율을 차등 적용 1980년대 이전에는 위안화가 고평가되어 있었던 것으로 추정되며, 이중 환율제를 도입하면서 평가절하 단행 외환시장인 외환조절센터(currency swap center) 설립 기존의 공식환율(official exchange rates)외에 시장 수급을 반영한 조정환율(swap center rates)을 함께 발표
1994년 1월 ~1997년 12월	관리변동환율제	이중환율제 폐지, 환율 단일화 일변동±0.3% 대달러화 관리변동환율제도 도입 이 기간에 위안화 대달러 환율은 4.8% 절상
1997년 12월 ~2005년 7월	사실상 고정환율제	아시아 외환위기를 계기로 환율 변동에 따른 위험을 인지 위안화 환율 변동을 극도로 제한하기 시작하여, 사실상의 고정 환율제도로 변질 약 8.28위안/1달러에 고정
2005년 7월 ~2008년 6월	통화바스켓제도에 근거한 관리변동환율제	11개국 통화로 바스켓 구성 대규모 무역흑자 및 자본유입으로 경기과열 위험과 국제적 위안화 절상 압력 일변동 ±0.5%로 확대 3년간 17.5%의 평가 절상
2008년 7월 ~2010년 5월	사실상 고정환율제	6.83위안/달러에 고정
2010년 6월 ~현재	통화바스켓제도로 복귀	점진적으로 환율 유연성 확대

주: 동애영·송경희·장보영(2009), 금융연구원(2010), 조종화·박복영·박영준·양다영(2010)을 참조하여 정리함

<그림 A.1> 2000년 이후 위안-달러 환율의 일별 추이

원자료 출처는 Datastream이다. 위안-달러 환율의 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,898거래일의 기간이다. 실제 분석에서는 달러-위안 환율을 분석하였다. 그림의 위안-달러 환율의 변화가 거의 없는 부분은 고정환율제를 시행하던 기간에 해당한다. 전반적으로 하락 추세이며, 이는 전반적으로 위안화 절상 과정이 이루어지고 있음을 의미한다.

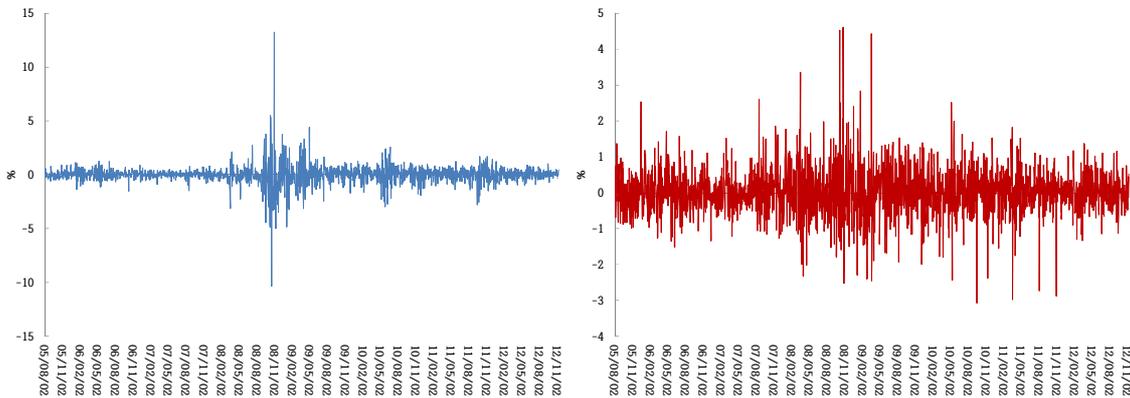


<그림 3> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 및 금 가치 일별 증감율 추이

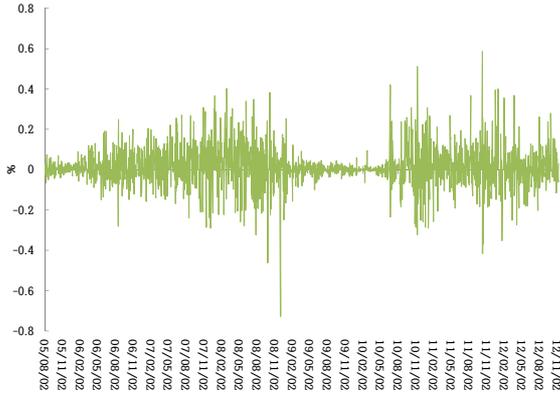
원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율로 계산하여 나타냈다.

(a) 한국 원화 가치의 일별 증감율

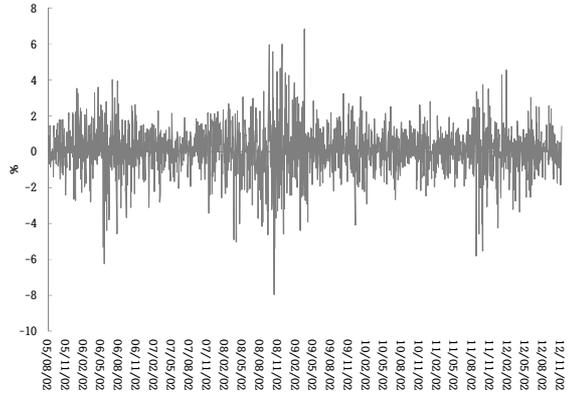
(b) 일본 엔화 가치의 일별 증감율



(c) 중국 위안화 가치의 일별 증감율



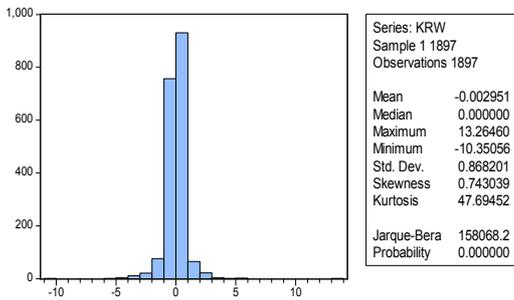
(d) 금 가치의 일별 증감율



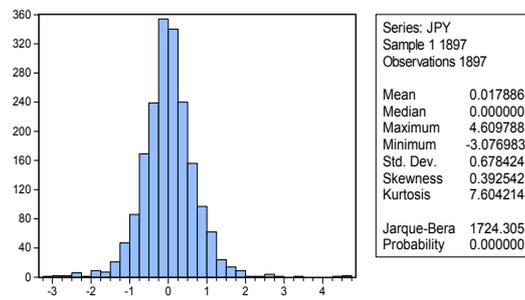
<그림 4> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금 가치 일별 증감율의 히스토그램 및 요약통계량

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율을 요약통계량 및 히스토그램이다.

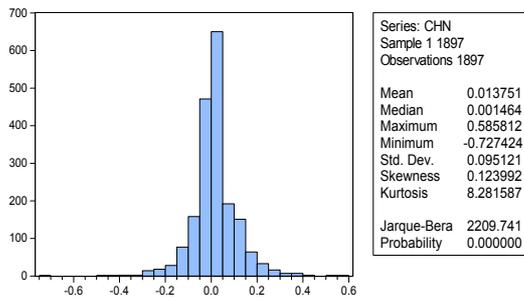
(a) 한국 원화



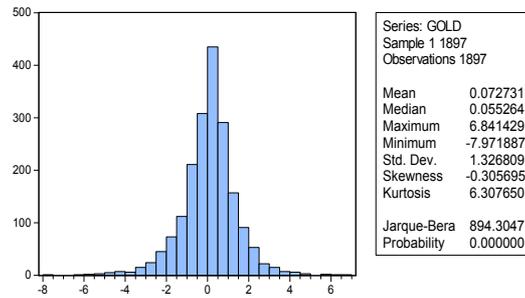
(b) 일본 엔화



(c) 중국 위안화



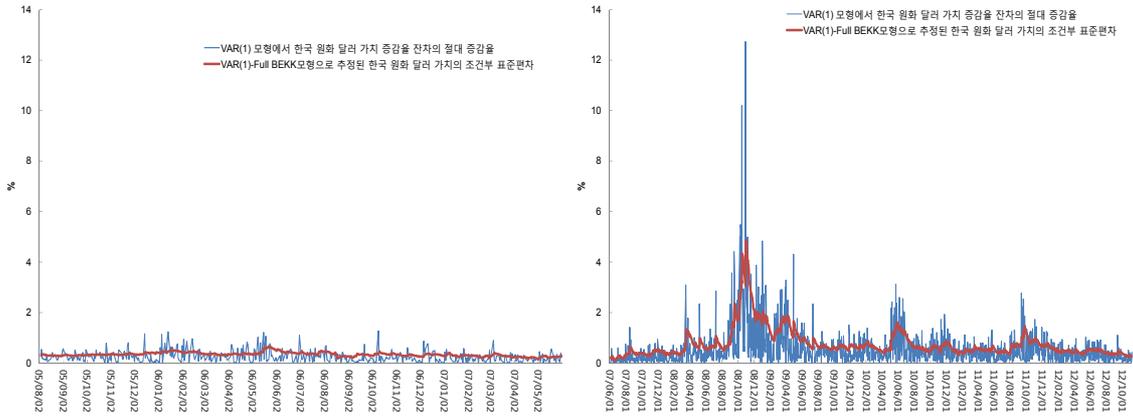
(d) 금



<그림 A.2> 4개 변수 VAR(1) 모형의 한국 원화 잔차의 절대치와 VAR(1)-Full BEKK에서 추정된 한국 원화의 조건부 표준편차

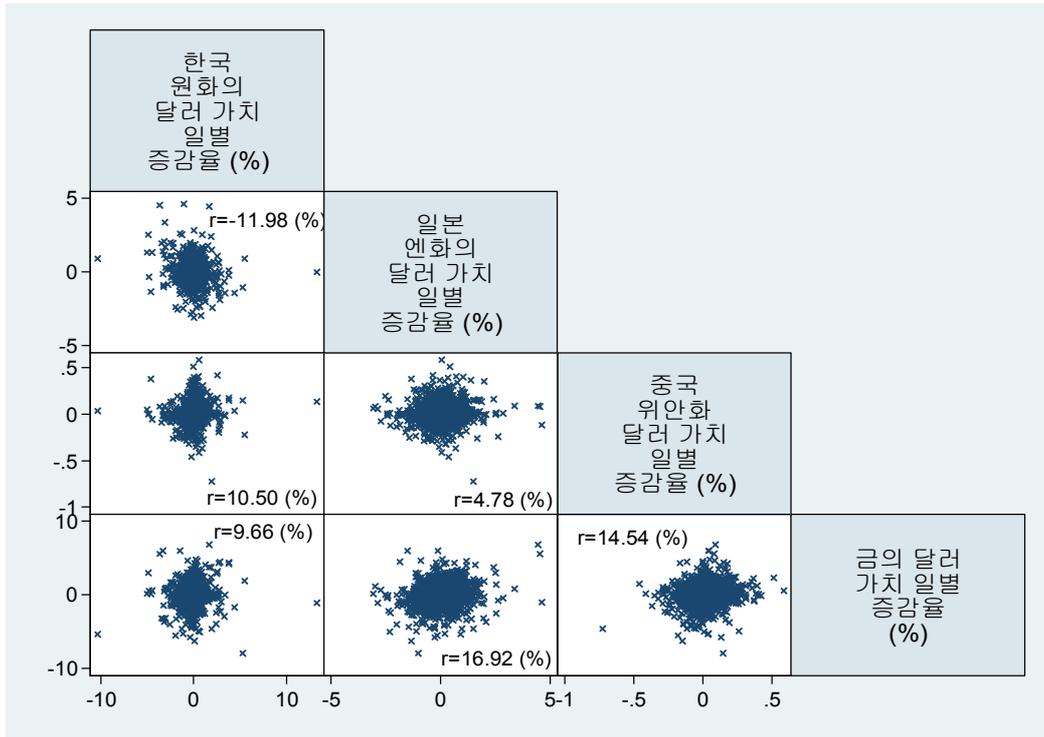
원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지 (<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본 기간은 전반기는 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지 총 479 거래일이며, 후반기는 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,419 거래일이다. 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금의 로그차분에 의한 증감율에 대해서 VAR(1) 모형으로 잔차를 추출하고, 이 잔차에 대해서 Full BEKK(1,1) 모형을 적합하였다. 그림은 전반기와 후반기를 구분하여 절대 잔차와 추정된 BEKK(1,1) 모형으로부터 도출된 한국 원화의 조건부 표준편차를 나타내고 있다.

(a) 표본기간: 글로벌 금융위기 이전, 2005.8.1.~2007.5.31., 479거래일 (b) 표본기간: 글로벌 금융위기 이후, 2007.6.1.~2012.11.7., 1,419거래일



<그림 6> 미국 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금의 달러 가치 일별 증감율간 상호 산포도 및 상관계수

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지(<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 2005년 8월 2일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,897거래일의 기간이다. 로그 차분에 100을 곱하여 % 단위의 일별 증감율을 계산하고, 산포도와 상관계수를 나타냈다.



<표 A.1> VECM(0)을 이용한 Johansen 공적분 검정 결과

원자료 출처는 Datastream과 LBMA 홈페이지 (<http://www.lbma.org.uk>)이다. 일별 자료이며, 표본기간은 전반기는 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일까지 총 479 거래일이며, 후반기는 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일까지 총 1,419 거래일이다. 달러화로 평가한 한, 중, 일 통화 및 금의 자연대수(natural logarithm)에 대해서 VECM(0)에 기반한 Johansen 공적분 검정 결과를 나타내고 있다. *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

Panel A. 2005년 8월 1일부터 2007년 5월 31일, 총 479 거래일

공적분 벡터

$$\begin{aligned} \ln(p_t^{Gold}): & 1 \\ \ln(p_t^{CHN}): & 1.5002 \text{ (s.e.=5.5420)} \\ \ln(p_t^{JPY}): & 5.3735 \text{ (s.e.=1.3887)} \\ \ln(p_t^{KRW}): & -3.2104 \text{ (s.e.=2.2295)} \end{aligned}$$

Trace 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5% crit.	p-value
None **	0.0486	41.5714	40.1749	0.0359
At most 1	0.0247	17.7620	24.2760	0.2650
At most 2	0.0119	5.81681	12.3209	0.4587
At most 3	0.0002	0.08301	4.12991	0.8130

최대 고유치 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen. Statistic	5% crit.	p-value
None *	0.0486	23.8093	24.1592	0.0557
At most 1	0.0247	11.9452	17.7973	0.3038
At most 2	0.0119	5.7338	11.2248	0.3810
At most 3	0.0002	0.0830	4.12991	0.8130

Panel B. 2007년 6월 1일부터 2012년 11월 7일, 1,419 거래일

공적분 벡터

$$\begin{aligned} \ln(p_t^{Gold}): & 1 \\ \ln(p_t^{CHN}): & -11.97404 \text{ (s.e.=6.01619)} \\ \ln(p_t^{JPY}): & 1.263612 \text{ (s.e.=2.38865)} \\ \ln(p_t^{KRW}): & 3.355721 \text{ (s.e.=0.46107)} \end{aligned}$$

Trace 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5% crit.	p-value
None ***	0.0359	72.8880	40.1749	0.0000
At most 1	0.0118	20.9746	24.2760	0.1233
At most 2	0.0027	4.0956	12.3209	0.6971
At most 3	0.0001	0.2050	4.12991	0.7068

최대 고유치 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen. Statistic	5% crit.	p-value
None ***	0.035923	51.91348	24.1592	0.0000
At most 1*	0.011824	16.87890	17.7973	0.0683
At most 2	0.002738	3.890685	11.2248	0.6459
At most 3	0.000144	0.204962	4.1300	0.7068

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} 0.0001627837 & 0.0000009833 & 0.0000123051 & 0.0000071805 \\ 0.0000009833 & 0.0000004155 & 0.0000004384 & 0.0000004571 \\ 0.0000123051 & 0.0000004384 & 0.0000262797 & 0.0000051226 \\ 0.0000071805 & 0.0000004571 & 0.0000051226 & 0.0000133910 \end{bmatrix} \quad (\text{A.1})$$

$$\hat{\Psi}(1) = \begin{bmatrix} -0.130450 & -1.695951 & -6.074500 & 3.629209 \\ -0.111761 & 0.832332 & -0.600549 & 0.358798 \\ -0.057364 & -0.086061 & 0.691751 & 0.184163 \\ -0.193223 & -0.289881 & -1.038286 & 1.620324 \end{bmatrix} \quad (\text{A.2})$$

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} 0.0001803010 & 0.0000020735 & 0.0000161978 & 0.0000125005 \\ 0.0000020735 & 0.0000010533 & 0.0000002443 & 0.0000010396 \\ 0.0000161978 & 0.0000002443 & 0.0000526724 & -0.0000111007 \\ 0.0000125005 & 0.0000010396 & -0.0000111007 & 0.0000961979 \end{bmatrix} \quad (\text{A.3})$$

$$\hat{\Psi}(1) = \begin{bmatrix} 0.017876 & -0.002498 & 0.000901 & 0.008805 \\ 0.001463 & 0.00028 & 0.000265 & 0.00259 \\ 0.003026 & -0.000965 & 0.007525 & 0.003601 \\ -0.000865 & 0.001892 & -0.002079 & 0.006016 \end{bmatrix} \quad (\text{A.4})$$