

비트코인 시장의 변동성과 전통 금융시장과의 관계*

허 인**

비트코인의 등장으로 가상통화에 대한 관심이 높아졌다. 투자자산으로서 비트코인이 역할을 수행할 것으로 예상되는 가운데, 비트코인의 변동성이 전통금융상품들의 변동성에 어떤 영향을 주고 있는 지 살펴본다. 2013년 10월 1일부터 2018년 12월 5일까지 일간자료를 가지고 비트코인 가격의 변동성과 한, 미, 일 주가지수, 한, 미 금리, 금과 유가의 변동성과의 관계를 실증 분석했다. 비트코인의 변동성이 다른 금융자산의 변동성에 영향을 주었다고 보기 힘들었다. 미국 주식의 변동성은 비트코인의 변동성에 영향을 주는 것으로 나타났다. 금, 유가 등 상품자산들의 변동성과 주가, 금리와의 관계와 비교해 보면 비트코인의 영향은 아직 통계적으로 미미하다. 다만 2014년 12월 이후 존재하는 St. Louis 연방준비은행의 비트코인 가격 자료로 분석할 때는, 주식과 금리와의 연관관계가 더 높아졌다.

핵심주제어: 비트코인, 변동성, 금융안정

JEL Classification: E4, G1

(접수일: 2019. 03. 07, 수정일: 2019. 04. 18, 게재 확정일: 2019. 04. 23)

* 본 논문은 한국정보화진흥원의 재정적 지원으로 작성되었습니다.

** 가톨릭대학교 법정경학부 경제학과 조교수, Tel: 02) 2164-4569, E-mail: inuh@catholic.ac.kr

I. 머리말

비트코인은 실명인지 알려지지 않은 Nakamoto (2008)에 의해서 처음으로 세상에 소개되었다. 기존의 통화들과는 달리 발행 주체가 공신력을 갖춘 단체가 아니고 거래하는 당사자 들이 이전의 거래기록을 기록하는 방법으로 통화의 신용을 확보하고 있다. 처음에는 일부 사람들에게만 알려져 있던 비트코인은 점차 많은 사람들에게 기존의 통화를 대체할 수 있는 수단으로 인식되기 시작하였다.

화폐는 세 가지 기능, 즉 거래의 매개수단, 가치의 저장수단, 회계의 단위로서의 기능을 수행한다. Yermack (2013)은 이러한 측면에서 비트코인은 통화로서의 역할을 하고 있다고 보기 힘들다고 주장했다. 현재도 비트코인으로 재화와 서비스를 구매를 하는 것은 다른 통화에 비해서 제한적인 상황으로 볼 수 있다. 비트코인의 가격의 변동성은 거래의 매개수단으로서의 비트코인의 역할을 제한하는 원인이다. 다른 통화에 비해서 안정적인 가치를 가지지 못하기 때문에 거래를 하는 매도자는 가격변동에 따른 위험에 한 대비책으로서 제화와 서비스의 가치 보다 더 높은 가격을 부과하게 마련이다. 가치의 저장수단으로서 역할도 변동성이 큰 자산이기 때문에 한계를 갖는다. 미래의 가치가 어떻게 결정될지 알기 어려운 관계로 가치 저장보다는 투기목적의 투자자에게 적합하다고 보고 있다. (Back and Elbeck, 2015) 비트코인으로 물건 가격을 표시하거나, 기업의 대차대조표를 작성하는 데 활용하지 않기 때문에 회계의 단위로서의 기능도 있다고 보기 힘들다. 비트코인의 발행량이 적은 관계로 달러와 대비하면 현재 \$400달러 대의 가격을 보이고 있어 일반적인 물건의 가격들은 소수점 4자리 이하까지 표시되게 된다. 일반적으로 경제주체가 소수점 이하의 자리로 물건 가격이 표시될 때 물건의 상대가격을 잘 인식하지 못하는 경향이 있다고 Yermack(2013)은 주장하고 있다. 비트코인은 가상통화 중 가장 활발히 거래되고 규모가 큰 통화이나, 아직까지 화폐의 세 가지 기능을 수행한다고 보기 힘들다.

비트코인을 화폐가 아닌 금융자산의 일부로 인식하는 경우, 투자자들은 비트코인을 투자자산의 포트폴리오의 일부로서 비트코인을 투자할 만한 가치가 있다. Wu and Pandey (2014)는 비트코인의 투자자산적 가치를

전통적인 금융자산으로 이뤄진 포트폴리오의 위험감소 혹은 수익률 상승에 도움이 되는 수준으로 보았다. 비트코인의 변동성이 큰 관계로 이상적인 비트코인 자산에 대한 분배율은 낮은 편이다. Bouri et.al (2017)은 비트코인은 투자자산으로서 일본과 중국 주가지수에 대해서 위험 회피처로서의 기능도 할 수 있다고 분석했다. Dyhrberg (2016)은 비트코인과 상품자산인 금과 비교하며 주가지수에 대해서 헤지 능력이 있음으로 포트폴리오의 한 자리를 차지할 만 하다고 분석했다. 비트코인이 아직까지 교환의 매개 수단이나 회계의 단위로서의 기능을 수행한다고 보기 어려우나 투자자산 으로서는 분산투자를 원하는 투자자들에게 가치를 갖는다.

비트코인의 가격의 동향에 대해서는 아직도 이론적인 금융시장의 논리를 적용하기가 어려워 보인다. Cheah and Fry (2015)는 비트코인 가격에는 버블이 있으며, 비트코인의 잠재적인 가치를 0이라고 평가했다. Urquhart (2016)는 비트코인 시장이 효율적인 금융시장인지를 살펴보고 과거의 수익률에 대한 정보가 현재 수익률을 결정짓는 요인으로 작용하여 약형 효율시장 가설이 성립하지 않음으로 보였다. 비트코인의 가치에 대해서는 합의가 되어있지 않은 상황이며, Brandvold et. al (2015)은 각 거래소의 가격변동이 다를 수 있음을 지적하여 어떤 거래소에서 비트코인 가격의 발견이 이뤄지고 있는 지를 분석했다. 비트코인의 가격 형성은 아직까지 재정거래 유인, 금융시장의 효율성 등을 반영한다고 보기 힘들며, 그 가치가 어디서 형성되어야 하는지에 대한 합의된 의견이 있다고 보기 힘들다.

본 연구는 비트코인 가격의 변동성이 기존의 금융시장의 자산의 변동성에 어떤 연관관계를 갖는 지 분석하고 있다. 비트코인 수익률이 다른 자산들과 어떤 관계를 보이는 지에 대한 연구에서는 투자자산으로서 비트코인의 역할을 알아 볼 수 있다. 만약에 비트코인이 투자자들로부터 포트폴리오에 포함할 수 있는 가치가 있는 것으로 평가를 받았다면, 비트코인 시장에서의 변동성과 다른 자산의 변동성이 상관관계를 가질 것이다. 일반적으로 포트폴리오에 포함된 투자자산 중 한 자산의 변동성확대는 포트폴리오의 조정을 가져오기 때문이다. 자산의 재분배는 다른 금융자산에 대한 수요의 확대를 가져와 그 자산의 가격의 변동성의 변화를 가져올 것이다. 반대로 금융시장의 변동성이 확대된다면 비트코인 시장에도 수요의 변화가 생겨 변동성의 변화가 올 수 있다. 비트코인과 다른 자산의 수익률의 변동성에

대한 연구는 금융시장의 안정이라는 정책목표를 생각할 때 필요한 연구이다. 가상통화의 변동성이 전통적인 금융시장의 변동성과 상관관계가 존재한다면 가상통화를 중앙은행이 인정하지 않더라도 금융안정을 위해서 가상통화 시장을 감안할 필요가 있다. 따라서 본 연구는 가상통화 중 대표적인 비트코인 시장과 기존의 금융시장간의 변동성 측면에서의 상관관계를 실증 분석을 통하여 발견하고자 한다.

비트코인의 2013년 10월 1일부터 2018년 12월 5일까지 자료를 바탕으로 주가, 금리, 상품시장의 변동성과 비교한 결과 아직까지 비트코인 수익률의 변동성이 기존의 금융시장으로 전이되고 있지는 않았다. 반대로 주가 중 미국주가지수의 변동성은 비트코인 시장의 변동성과 통계적으로 유의미한 양의 상관관계를 보였다. 채권 금리의 변동성과는 비트코인과 큰 관계를 보인다고 볼 수 없었다. 상품시장에서도 비트코인 수익률의 변동성에 영향을 주지 않았으나, 유가의 변동성 확대는 비트코인의 변동성 축소 요인으로 작용했다. 이러한 특성을 2014년 12월부터 제공되는 St. Louis 연준의 Coinbase자료에 따른 비트코인 가격을 이용한 분석에서는 다르게 나타났다. 전통적인 금융자산의 변동성이 비트코인의 수익률의 변동성에 미치는 영향은 없었으나, 각국의 주가의 변동성이 비트코인의 변동성과 같은 방향으로 움직였다. 비트코인과 주가, 금리의 변동성의 상호관계는 유가, 금의 변동성과 주가, 금리의 변동성의 상호관계에 비하면 아직까지 밀접하지 않았다.

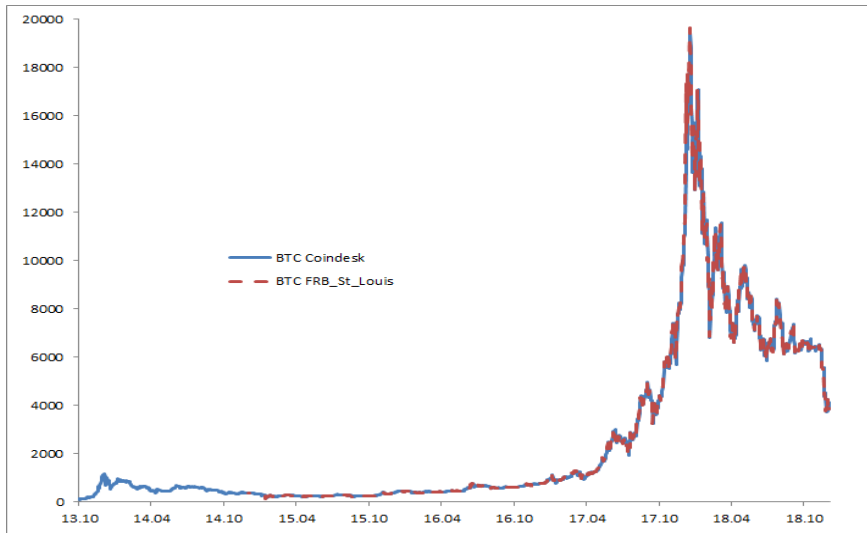
제 2장에서는 본 연구에 활용된 자료들을 살펴보고 제 3장에서는 분석 결과를 제시한다. 제 4장에서는 결론을 맺으며 정책적인 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 자료

1. 원 자료 (Level data)

비트코인 가격은 두 사이트에서 받을 수 있었다. 하나는 www.coindesk.com에서 2013년 10월 1일부터 2018년 12월 5일까지 일별자료를 받을 수 있었다. 두 번째는 미국 연방준비은행 St. Louis에서 제공하는 Coinbase의 비트코인

가격 자료로서 2014년 12월 1일부터 2018년 12월 4일까지의 일별자료이다. 두 자료에서 보여주는 비트코인 가격의 추이는 그림 1에서 확인할 수 있다.



자료: Coindesk ; www.coindesk.com, Federal Reserve Bank of St. Louis;
<https://fred.stlouisfed.org>, 2018년 12월 5일에 접속함.

[그림 1] 비트코인 가격 추이

비트코인의 가격은 거래소 별로 차이가 존재한다. 비트코인이 화폐로서의 거래기능이 제한적이며, 비트코인을 단위로 사용하는 채권, 주식 등 금융 자산이 존재하지 않아서 재정거래가 다소 쉽지 않은 것으로 보인다. 이러한 차이를 감안해 Coindesk는 여러 거래소에서 거래되는 비트코인의 가격을 가중 평균했다. Dyhrberg(2016), Cheah and Fry (2015) 등에서도 Coindesk의 비트코인 가격을 분석에 사용하고 있다. 두 번째로 제시한 미연준의 자료는 Coinbase라는 샌프란시스코에 있는 가상통화 거래소의 자료이다. 공신력이 있는 미연준이 자료를 제공하고 있으므로 그 자료의 일관성이 확보되었다고 볼 수 있을 것이다.

비트코인의 가격은 큰 폭의 변동성을 보였다. 2017년 하반기를 기점으로 비트코인의 가격이 큰 폭으로 상승했으나, 2017년 12월 18일 Coindesk

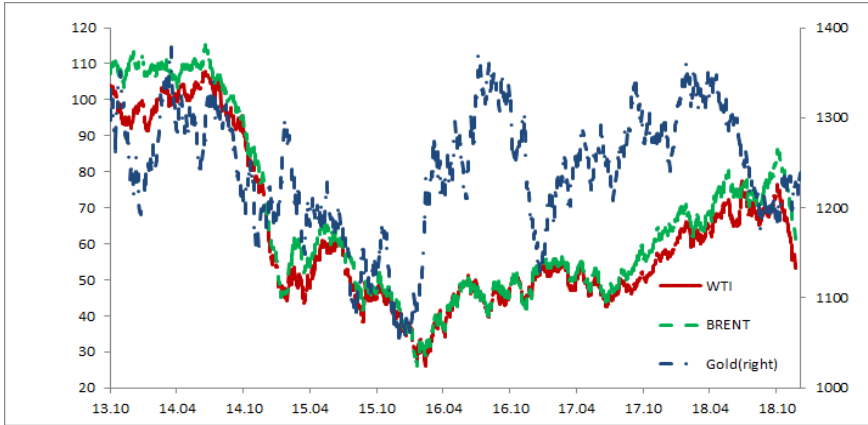
가격 기준으로 \$19,395.84/BTC를 기록한 이후 다시 큰 폭으로 하락했다. 2018년 12월 5일 현재 \$3901.225/BTC를 기록하고 있다. Coindesk의 가격과 St. Louis 연방준비은행의 비트코인 가격 자료 간의 차이는 크지 않은 것으로 보인다.

〈표 1〉 Bitcoin 가격의 기술통계량

	Coindesk	Fed
평균	2456.301	3086.624
표준 편차	3481.489	3810.921
첨도	3.274896	1.836345
왜도	1.880189	1.485421
최솟값	100.8108	120
최댓값	19395.84	19650.01
관측 수	1890	1431

<표 1>에서는 두 자료의 기술통계량을 보여주고 있다. St. Louis 연방준비은행의 자료가 2014년 12월 1일부터 존재하기 때문에 두 비트코인 가격 자료의 관측 수에서 차이가 발생한다. 2013년 10월 1일부터 2014년 12월까지의 기간 동안 비트코인 가격의 변동은 2016년 하반기 이후에 보인 변동과 비교하면 변동 폭이 적고 가격도 낮은 기간이었다. 이러한 표본기간의 차이로 인해서 St. Louis 연방준비은행 비트코인 가격 자료의 평균이 더 높고 표준편차 및 분산도 더 크다.

기존 연구 문헌들을 보면 비트코인을 여타 상품에 비교하고 있다. 비트코인은 지금까지 활용도로 볼 때, 시장에서 지급결제 기능 혹은 회계단위로의 기능은 매우 미흡하다. 비트코인이 발행되는 방식이 결정되어 있으며 추가 발행도 곧 종료된다. 마치 천연자원의 발굴과도 닮아있다고 하여 비트코인을 채굴(mining)한다고 표현한다. 따라서 비교 검토를 위해서 천연자원(Commodity)중 원유와 금의 자료도 조사하였다. 원유와 금 가격 자료는 St. Louis 연방준비은행에서 구하였다.



자료) Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org>, 2018년 12월 5일에 접속함.

[그림 2] 원유 및 금 가격 추이

<그림 2>는 원유와 금의 자산가격의 추이를 보여주고 있다. WTI와 BRENT는 각각 생산되는 지역에 따른 유종이다. 이 두 유종의 가격 추이는 크게 다르지 않았다. 유가는 2014년 말에 큰 폭으로 하락해 배럴당 30달러 대까지 이르렀다가 반등했다. 2018년 10월 배럴당 약 80달러 대까지 상승했었으나, 그 이후 하락해 현재 배럴당 60달러대를 하회하고 있다. 금의 가격도 2014년 말에 큰 폭으로 하락해 2015년 1050달러를 기록했다. 이후 반등해 1370달러까지 상승했다. 그 이후에는 이전 보다 더 큰 변동 폭을 보여주었다.

두 상품자산의 가격의 변동을 비트코인 가격의 변동과 비교하면 그 변동이 비트코인 가격의 변동보다 크지 않았다. 비트코인의 가격은 최댓값이 최솟값의 약 193배가량 되었다. 유가의 경우는 최댓값이 최솟값에 약 4.1배이며, 금의 경우는 그 변동 폭이 가장 적어서 최댓값이 최솟값에 약 1.3배였다. 특히 2016년 하반기 이후로 비트코인 가격이 급등했는데, 두 자산에서는 그런 급등을 찾아 볼 수 없었다. 다만, 비록 비트코인 가격의 그래프 상에서 크게 표시되고 있지 않으나, 2014년 하반기 이후 비트코인의 가격이 하락하는 추세는 유가와 금의 가격 변화에도 비슷하게 관찰되는 현상이다. 상품자산으로서 비트코인과 유가, 금을 그래프 상으로 볼 때,

비트코인은 유가, 금 가격 보다 큰 변동성을 보여주었으며, 급등하던 기간은 다른 상품의 가격과 닮은 점을 찾아보기 힘들었다.

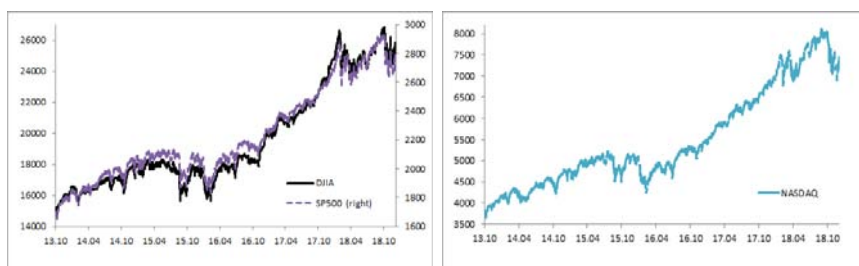
(표 2) 유가와 금 가격의 기술통계량

	WTI	BRENT	Gold
평균	62.24933	66.32763	1241.92
표준 편차	21.03069	23.32582	68.71623
첨도	-0.56996	-0.64483	-0.15846
왜도	0.808958	0.748193	-0.54599
최솟값	26.19	26.01	1050.6
최댓값	107.95	115.19	1379
관측 수	1297	1315	1310

<표 2>는 유가와 금 가격의 기술 통계량을 보여주고 있다. 표본 기간 동안 평균과 비교할 때, 유가는 약 33~35%의 변동성(표준편차/평균)을 나타냈다. 금 가격의 경우 이보다 낮은 약 5%의 변동성을 보여주었다. Coindesk 비트코인 자료와 유가와 금 가격의 표본 기간은 같다. Coindesk 비트코인 가격은 표본 기간 중 2일을 제외하고 매일 거래된 자료가 있었다. 그러나 유가와 금은 거래소가 개장한 날만 자료가 존재한다. 즉, 휴일의 경우 관측치가 존재하지 않는다. 따라서 총 관측 수는 비트 코인에 비해서 상당히 적다.

본 연구의 목적은 비트코인 가격 변동과 전통금융자산인 주가, 이자율의 변동간의 상관관계가 존재하는 지를 조사하는 것이다. 유가와 금 가격의 변동과 전통적인 금융자산의 가격 변동과 비교해 보는 것은 오랫동안 금과 원유는 상품투자자산으로 여겨지고 있기 때문에 전통적인 금융자산과 유가와 금가격간의 변동성은 관련이 있을 것으로 예상된다. 만약에 비트코인 가격과 전통적인 금융자산의 가격 변수와 변동성의 연관관계를 보인다면 유가와 금과 유사한 관계일 것으로 추측할 수 있다. 따라서 유가와 금의 가격 변동성과 전통적인 금융자산의 가격변동성과의 관계를 비트코인의 가격 변동성과 전통적인 금융자산과의 가격변동과의 관계와 비교해 보는 것도 의미 있는 작업으로 생각된다.

<그림 3>은 미국의 대표적인 주가지수인 다우존스 산업평균(DJIA : Dow Jones Industrial Average), S&P 500과 나스닥 종합지수(NASDAQ Composite Index)의 추이이다. 표본 기간 중에는 2014년 말에 양적완화가 종료된 시점 전후로 상승폭이 둔화되었다. 미 연준의 기준금리 인상이 시작되었던 시점까지 변동성이 커졌으나, 2016년 이후 지속적인 상승세를 보였으며, 2017년 들어와서 변동성이 다시 확대되고 있다. 세 가지 주가지수의 산정방법이나 포함되는 주식은 다르나, 전체적인 변동의 추이는 큰 차이를 보인다고 할 수 없다.



자료) Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org>, 2018년 12월 5일에 접속함.

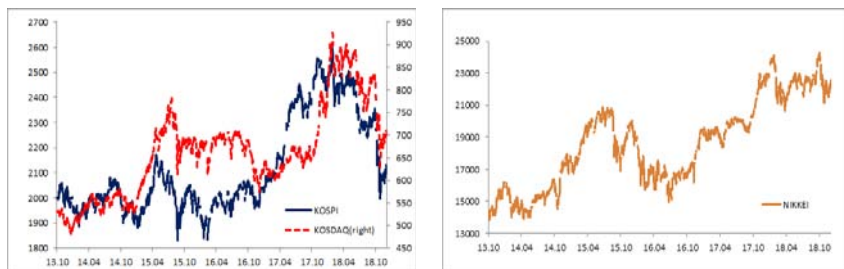
[그림 3] 미국의 주가 추이

<표 3> 미국 주가의 기술통계량

	DJIA	SP500	NASDAQ
평균	19556.13	2228.354	5497.225
표준 편차	3278.813	323.1607	1166.542
첨도	-0.85153	-0.8595	-0.76285
왜도	0.751562	0.569618	0.678289
최솟값	14776.53	1655.45	3677.78
최댓값	26828.39	2930.75	8109.69
관측 수	1305	1307	1307

<표 3> 미국 주가 지수의 기술 통계량이다. 세 지수중에서 상대적인 변동성은 가장 큰 지수는 기술 주 중심인 나스닥 종합지수였다. 최댓값이 최솟값의 2.2배가 넘었으며, 표준편차가 표본평균 대비 21%를 보였다. 다우존스 산업평균 지수는 최댓값이 최솟값의 1.8배였으며, 표준편차가 표본평균 대비 16.7%였다. S&P 500 지수는 최댓값이 최솟값의 1.7배였으며, 표준편차가 표본평균 대비 14.5%로 가장 적었다. 다우존스 산업평균은 30개 기업의 주가의 평균을 추적한 지수이며, S&P 500은 신용평가사인 S&P가 선정한 500개 기업을 추적한다. 지수에 포함된 기업의 수가 S&P 500이 더 크기 때문에 더 안정적인 지수 추이를 보인 것을 알 수 있다.

<그림 4> 한국과 일본의 주가 지수 추이를 보여 주고 있다. 한국의 주가 지수는 KOSPI와 KOSDAQ 지수를 보여주고 있다. 표본기간 중에 미국의 양적완화 종료 이후에 상승세를 보였으며, 미 연준의 기준금리 인상이 본격적으로 시작되면서 횡보하다가 2017년 중에 미국 경기 호황기에 동반 상승했다. 2018년 들어와서는 다시 약세를 보이고 있다. KOSDAQ과 KOSPI는 상당기간 다른 흐름을 보였다. 2014년 KOSDAQ지수는 상승했으나, KOSPI지수는 변동성만 확대된 것으로 보인다. 2017년 상승기에 KOSPI 지수가 먼저 상승했으며, 2018년 하락시기에는 비슷한 추이를 보였다. 일본의 주가 지수도 거의 비슷한 흐름을 보이고 있다. 다만 2018년에 한국 증시는 약세를 보인 반면 일본 주가 지수는 횡보하는 모습이다. 한국 주가 지수 이외에 일본 주가 지수를 살펴보는 이유는 기존 연구 중 Bouri et.al (2017)이 비트코인이 일본 주가에 헤지 능력이 있다고 분석하였기에 변동성에도 영향을 주고받을 수 있을 것으로 생각되기 때문에 분석 자료로서 조사하였다.



자료) 한국 주가 지수: 한국은행 <http://ecos.bok.or.kr>, 2018년 12월 7일에 접속함.

일본 주가 지수: Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org>, 2018년 12월 5일에 접속함.

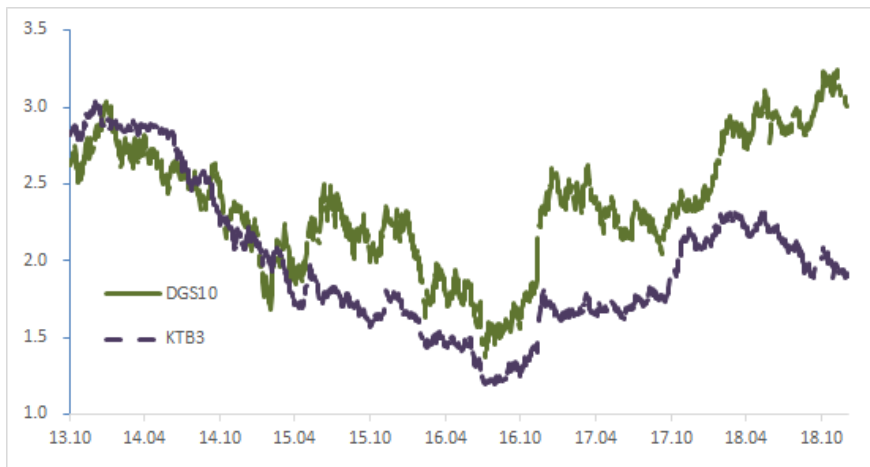
[그림 4] 한국과 일본의 주가 추이

상품가격의 변동과 한, 미, 일의 주가지수의 변동은 비교하면, 유가의 변동과 주가지수의 변동 사이에서 일부 유사성을 보인다. 2017년 유가의 상승기와 글로벌 주가지수의 상승기와 비슷한 시기로 보이며, 2018년 이후 주가의 조정과 유가의 하락도 마찬가지로 이다. 2014년 미국의 주가 조정 기와 유가, 금, 비트코인 등의 조정기가 시기 면에서 비슷하나, 한국과 일본의 주가지수는 비슷한 시기에 도리어 상승했다.

〈표 4〉 한국, 일본 주가의 기술통계량

	KOSPI	KOSDAQ	NIKKEI
평균	2118.032	664.025	18609.62
표준 편차	190.6761	100.7241	2706.924
첨도	-0.57473	-0.30226	-1.09004
왜도	0.911056	0.486304	0.118101
최솟값	1829.81	484.17	13853.32
최댓값	2598.19	927.05	24270.62
관측 수	1274	1274	1272

<표 4>는 한국과 일본의 주가의 기술통계량이다. KOSDAQ이 가장 상대적 변동성이 컸다. KOSDAQ지수의 최댓값은 최솟값의 1.9배였으며, 표준편차는 평균의 약 15%였다. NIKKEI지수의 최댓값은 최솟값의 1.75배였으며, 표준편차는 평균의 약 14.5%였다. KOSPI는 셋 중 변동성이 가장 적어서 최댓값은 최솟값의 1.4배 정도 였으며, 표준편차는 평균의 9%였다. 표본 기간 중 지속적인 상승세를 보였던 미국 주가지수와 비교하면 한일 주가지수의 변동성은 적은 편이었다.



자료) DGS10: 미국채 10년 만기 금리, Federal Reserve Bank of St. Louis;
<https://fred.stlouisfed.org>, 2018년 12월 5일에 접속함.

KTB3: 한국국채 3년 만기, 한국은행 <http://ecos.bok.or.kr>, 2018년 12월 7일에 접속함.

[그림 5] 한, 미 금리 추이

<그림 5> 한국과 미국의 금리 추이를 나타낸다. 미국 국채 금리는 양적 완화 종료 및 금리 인상이 본격적으로 이뤄지면서 변동성이 확대되고 표본 기간을 상, 하반기로 나눈다면 하반기에 속하는 2016년 이후에는 상승세를 보였다. 한국의 금리는 미국 금리와 표본기간 상반기 중에서는 비슷한 변동을 보여주다가 미국의 금리 인상에도 한국의 금리인상이 늦어지면서 미국보다 금리 상승폭이 크지 않았다.

〈표 5〉 한국, 미국 금리의 기술통계량

	DGS10	KTBB
평균	2.362852	1.993402
표준 편차	0.409326	0.468314
첨도	-0.60317	-0.50213
왜도	-0.11757	0.580308
최솟값	1.37	1.203
최댓값	3.24	3.04
관측 수	1294	1277

<표 5>는 한국과 미국의 이자율의 기술통계량이다. 미국보다 한국의 기준금리의 변동성이 적었음에도 불구하고 시장금리의 변동성은 미국금리가 적었으며, 한국금리는 더 높았다. 3년 만기 국채의 금리의 표준편차는 평균의 23.5%였다. 10년 만기 미 국채의 표준편차는 평균금리의 17.3%였다. 변동성의 차이는 각 금리 산출의 기준만기가 다른 점도 영향을 미칠 수 있었을 것이다.

지금까지 분석에 사용할 자료들의 추이와 그 기술통계량을 조사했다. 비트코인의 변동성이 전통금융자산의 가격의 변동성과 연계관계가 존재하는 여부를 연구하고자 한다. 비트코인의 가격은 Coindesk와 St. Louis 연방준비은행에서 제공하는 자료로 가격을 측정한다. 전통적인 금융자산의 가격으로서 미국과 한국의 주가, 금리를 조사했다. 선행연구에 일본의 주가가 비트코인과 서로 헤지 가능성이 존재함으로 언급한 관계로 일본의 주가도 추가했다. 비트코인이 현재 대체 투자자산으로서의 역할을 할 것으로 의심되므로, 비트코인과 전통 금융자산의 변동성의 상관관계와 비교 분석하기 위해서 대표적인 상품투자 자산인 유가와 금의 가격 추이도 조사하였다. 비트코인의 가격의 변동성은 조사된 다른 어떤 자산에 비교해도 가장 높았다. 특히 2017년에 발생한 가격 급등은 다른 자산의 가격변동의 범주에서 볼 때 극히 이례적인 변동을 보인다. 원유 금 등, 상품자산의 변동성은 전통적인 금융자산의 가격의 변동성에 비교해서 높은 편이었다.

2. 분산 추정자료 (Estimated Variance)

본 연구의 목적은 각 자산의 수익률의 변동성의 관계를 분석하는 것이다. 따라서 위에 열거한 자료들을 수익률을 다음과 같이 계산하였다.

$$r_{yt} = (\log y_t - \log y_{t-1}) * 100$$

이 수식에서 100을 곱한 이유는 수익률을 백분율로 전환하기 위함이다.¹⁾ 채권의 경우는 이자율의 차이를 구하였다. 채권의 이자율 차이를 구한 이유는 수익률이 백분율단위로 표시되기 때문에 단위를 일치시키고자 했다.

이렇게 계산된 각 자산의 수익률의 분산은 일변수 GARCH(1,1)모형을 가지고 추정하였다. 즉

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

와 같이 AR(1)모형으로 수익률을 추정하고, $\varepsilon_t = h_t z_t$ 라고 가정한다. 여기서 $z_t \sim N(0,1)$ 이라고 가정하고,

$$h_t = \kappa + \delta h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2$$

와 같이 이분산의 형태를 가정한 후에 계수, $\alpha, \beta, \kappa, \delta, \gamma$ 를 추정했다. 추정된 계수를 활용해서 h_t^2 , 즉 조건부 분산의 추정치를 구할 수 있다.

원 시계열자료가 안정적인 시계열이 아니라고 하더라도, 수익률 자료는 1차 차분된 자료를 사용하기 때문에 시계열의 안정성은 따로 검토하지 않았다. 이렇게 구해진 분산은 다음과 같이 변수 이름을 설정하였다.

1) 수익률을 로그 근사 값을 사용하지 않고 $r_{yt} = \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} - 1 \right) * 100$ 으로 구하여서 분석하여도 본 분석과 차이가 나지 않으며, 이를 분석한 결과는 저자에게 요청 시 제시할 수 있다.

〈표 5〉 추정된 분산의 자료 이름에 대한 설명

정의 (원 자료 출처)	
Coindesk_var	비트코인 수익률의 분산 (coindesk.com)
Fed_var	비트코인 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
DJIA_var	다우존스 산업평균 지수 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
SP500_var	S&P500 지수 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
NASDAQ_var	NASDAQ 지수 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
NIKKEI_var	NIKKEI 지수 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
KOSPI_var	KOSPI 지수 수익률의 분산 (한국은행)
KOSDAQ_var	NASDAQ 지수 수익률의 분산 (한국은행)
DGS10_var	미 10년만기 국채 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
KTB3_var	한 3년만기 국채 수익률의 분산 (한국은행)
WTI_var	WTI유가 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
BRENT_var	BRENT유가 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)
Gold_var	금 수익률의 분산 (Federal Reserve Bank of St. Louis)

주) 각 변수의 수익률의 분산은 GARCH(1,1)모형으로 추정함.

분산의 추정치를 GARCH모형으로 추정하기 위해서는 연속된 자료가 필요하다. 연구의 목적이 각 금융자산의 변동성의 비교에 있기에 모든 자료가 존재하는 날짜만을 남기고 나머지는 표본에서 탈락시켰다. 따라서 표본의 수는 원 자료의 수보다 적다.

〈표 6〉 추정된 분산의 기술통계량

	평균	표준편차	첨도	왜도	최대값	최소값	관측수
Coindesk_var	34.1860	38.4317	2.98835	11.0061	311.334	6.24154	1138
Fed_var	25.7389	21.5821	1.86031	4.07324	131.672	5.08910	854
DJIA_var	0.72772	0.75199	3.86650	20.4986	6.96534	0.20921	1138
SP500_var	0.72518	0.77536	3.91931	20.9697	7.08515	0.21218	1138
NASDAQ_var	1.03043	0.82717	2.89013	9.90801	6.25385	0.38744	1138
NIKKEI_var	1.85848	1.45770	2.54483	8.32053	11.6706	0.55245	1138
KOSPI_var	0.61290	0.21864	2.53086	9.37929	2.31356	0.38197	1138

	평균	표준편차	첨도	왜도	최대값	최소값	관측수
KOSDAQ_var	1.48806	1.09260	2.24239	5.55398	7.43221	0.49632	1138
DGS10_var	0.00197	0.00052	0.68130	-0.2411	0.00360	0.00123	1138
KTB3_var	0.00054	0.00022	4.73442	34.5303	0.00315	0.00037	1138
WTI_var	5.77047	4.42665	1.75792	3.11237	25.3156	1.15622	1138
BRENT_var	4.83444	3.37743	1.23975	1.60608	18.8888	0.72791	1138
Gold_var	0.71943	0.20808	0.07179	-0.9522	1.18956	0.35379	1138

주) 각 변수의 수익률의 분산은 GARCH(1,1)모형으로 추정함.

<표 6>은 이렇게 추정된 각 금융자산의 수익률의 분산의 기술통계량을 보여준다. 추정된 일일 분산의 평균치는 비트코인, 유가, 주가, 금, 채권 순으로 적어진다. 원 자료를 살펴보면서 발견했던 각 자산들의 분산의 대략적인 크기와 추정된 일일 분산의 평균크기의 순서가 대체로 일치한다.

<표 7> 추정된 분산의 상관관계

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1)	0.730	0.119	0.080	0.035	-0.060	0.017	0.079	-0.287	-0.001	-0.234	-0.313	-0.241
(2)	1.000	0.183	0.131	0.080	-0.042	0.031	0.105	-0.406	-0.048	-0.284	-0.363	-0.320
(3)		1.000	0.973	0.894	0.565	0.651	0.633	0.104	0.010	0.132	0.091	-0.132
(4)			1.000	0.939	0.583	0.664	0.640	0.138	0.005	0.159	0.134	-0.079
(5)				1.000	0.591	0.721	0.690	0.066	0.028	0.173	0.134	-0.126
(6)					1.000	0.607	0.485	0.235	0.147	0.440	0.473	0.267
(7)						1.000	0.762	0.039	0.118	0.037	0.033	-0.199
(8)							1.000	-0.063	0.167	-0.050	-0.081	-0.321
(9)								1.000	0.002	0.504	0.499	0.560
(10)									1.000	-0.018	-0.073	0.085
(11)										1.000	0.875	0.558
(12)											1.000	0.663
(13)												1.000

주) 각 번호와 변수: (1)Coindest_var, (2) FED_var, (3) DJIA_var, (4) SP500_var, (5), NASDAQ_var, (6) NIKKEI_var, (7) KOSPI_var, (8) KOSDAQ_var, (9) DGS10_var, (10) KTB3_var, (11) WTI_var, (12) BRENT_var, (13) Gold_var

<표 7>에서는 추정된 분산들의 상관관계를 나타내고 있다. 본 연구에서 관심변수인 비트코인 수익률의 분산((1), (2) 변수)와 다른 금융자산들의 수익률의 분산과 상관관계를 살펴보면, 미 국채, 유가, 금과 비교적 높은 상관관계를 보여주고, 나머지 자산들의 수익률의 분산과는 매우 낮은 상관관계를 보였다. 비트코인과 같이 상품자산인 유가 및 금과의 상관관계가 높게 나타났다. 미국채 금리의 변동성과 상품자산(유가, 금 등)의 수익률의 변동성과 높은 상관관계를 보였는데, 이는 비트코인과 미국채 금리와의 관계에서도 유지 되었다. 다만 상관관계의 방향은 다른 상품들은 미국채 이자율의 변동성이 커지면 동반해서 커지는 반면에, 비트코인의 변동성은 적어져 서로 방향이 반대였다. 상관관계만으로 판단했을 때, 비트코인과 상품자산들 간의 상관관계는 통계적으로 의미 있는 수준일 것으로 예상되나 다른 전통 금융자산(주식과 채권)의 수익률의 변동성과는 상관관계가 낮을 것으로 예상할 수 있다. 상관관계는 같은 시점에서의 변동만을 반영하기 때문에 변동성이 서로 영향을 주는 시차가 존재한다면 지금 관찰에 대한 해석은 전체의 관계의 일부라고 할 수 있다.

III. 분석 결과

금융자산의 추정된 변동성을 바탕으로 서로간의 관계를 알아보기 위해서 2변수 VAR모형을 가지고 짝을 지어서 서로 상관관계를 파악하고자 한다. 즉

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \Gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

를 추정한다. 여기서 $Y_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix}$, $\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$, $\Gamma_i = \begin{pmatrix} \gamma_{11,i} & \gamma_{12,i} \\ \gamma_{21,i} & \gamma_{22,i} \end{pmatrix}$, $\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$ 이다.

Y_t 는 두 금융자산의 변동성, 두 변수로 구성된 2변수 벡터이다. 본 연구에서는 두 가지 방법으로 두 변동성간의 상관관계를 살펴본다. 첫 번째는 그랜저 인과관계(Granger-causality)검정이다. 두 변수 벡터 식 중 첫 번째 식을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$y_{1t} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \gamma_{11,i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{12,i} y_{2t-i} + \varepsilon_{1t}$$

여기서 y_2 가 y_1 의 변동의 인과관계를 제공한다면, $\gamma_{12,i} = 0, \forall i$ 라는 가설을 기각해야 한다. 이를 그랜저 인과관계 검정이라 한다. 그랜저 인과관계 검정을 통해서 두 분산간의 상관관계가 존재하는 지를 하나의 검정치로 볼 수 있으나, 양의 관계인지 음의 관계인지는 파악할 수는 없다.

두 번째는 충격반응곡선을 구해서 한 변수의 분산의 예상치 못한 충격이 발생할 경우, 다른 변수의 분산은 어떻게 반응하는지 보는 것이다. 통계적으로 유의미한 충격반응곡선이 관찰 되면 한 변수가 다른 변수에 영향을 주고 있다고 해석할 수 있다. 그랜저 인과관계에서는 잔차항 ε_t , 벡터의 두 잔차 간의 공분산을 감안하지 못하지만, 충격반응곡선은 두 잔차항의 공분산까지도 감안해 영향을 분석할 수 있다.

그랜저 인과관계에서는 두 변수간의 관계를 한 검정치로 나타내서 해석하기 용이한 장점이 있다. 충격반응곡선 방법은 2변수 VAR 안의 두 회귀식간의 상관관계까지 감안하며 상관관계의 방향까지 볼 수 있는 장점이 존재한다.

다만 2변수 VAR 분석에서 두 변수간의 상관관계만을 볼 수 있을 뿐이며 충격반응곡선도 식별도 출레스키 분해를 이용하고 있다. 따라서 충격반응곡선의 경우도 두 변동성간의 상관관계의 파급 경로라고 해석되어야 할 것이지 외생적 충격이라고 해석되어서는 안 될 것이다.²⁾ 그리고 2변수 VAR 분석을 사용하기 때문에 분석에서 제외된 변수 때문에 두 변수에 상관관계가 발생했을 가능성이 있다. 예를 들어 분석결과 주가의 변동성과 비트코인의 변동성이 상관관계가 있다는 분석되었다하더라도 실제로는 비트코인의 변동성이 유가의 변동성에 영향을 주고 있고 유가의 변동성이 주가의 변동성에 영향을 주고 있어서 비트코인과 주가의 변동성간의 상관관계가 나타났을 수 있다. 따라서 본 분석의 결과는 두 자산 수익률의 변동성간의 상관관계이지 인과관계는 아님을 유의하여 해석할 필요가 있다.

2) 이우석, 이한식(2015)에서는 일반화된 충격반응함수를 사용하여 이러한 분석 방법을 극복하고 있다. 본 연구에서는 상관관계의 파악에 집중하고 있기 때문에 인과관계에 대한 분석은 다음 연구과제로 생각하기로 한다.

1. 비트코인의 변동성과 다른 자산의 변동성간의 관계 분석 결과

이 절에서는 Coindesk에서 제공하는 비트코인 가격의 변동성과 다른 11가지 자산의 변동성간의 관계를 분석한 결과를 제시한다. <표 8>은 비트코인과 각 자산의 분산간의 그랜저 인과관계 검정결과를 제시한다. 구체적으로 비트코인 수익률의 변동성이 각 자산 수익률의 변동성을 결정하는 변수를 작용하는 지 검정한 결과이다. 각 두 변수의 VAR의 시차는 AIC(Akaike Information Criterion)으로 결정한 시차를 포함하였다.

<표 8> 비트코인 수익률의 분산이 다른 자산 수익률의 분산에 미치는 영향 분석 : 그랜저 인과관계 분석결과

귀무가설	포함된 시차	검정치
Coindesk_var \Rightarrow DJIA_var	4	0.40 (0.81)
Coindesk_var \Rightarrow SP500_var	4	0.82 (0.52)
Coindesk_var \Rightarrow NASDAQ_var	1	0.07 (0.79)
Coindesk_var \Rightarrow NIKKEI_var	1	0.01 (0.93)
Coindesk_var \Rightarrow KOSPI_var	1	0.19 (0.66)
Coindesk_var \Rightarrow KOSDAQ_var	2	0.02 (0.98)
Coindesk_var \Rightarrow DGS10_var	1	0.03 (0.87)
Coindesk_var \Rightarrow KTB3_var	1	0.27 (0.61)
Coindesk_var \Rightarrow Gold_var	1	1.56 (0.21)
Coindesk_var \Rightarrow WTI_var	1	0.09 (0.77)
Coindesk_var \Rightarrow Brent_var	2	0.35 (0.70)

주) 괄호 안은 P-value임. *,**는 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함을 표시함.

비트코인 수익률의 변동성이 다른 자산 수익률의 변동성에 영향을 주지 못한다는 가설을 11개의 금융자산에 대해서 모두 기각하지 못하였다. <표 7>의 상관관계에서 비교적 높은 상관관계를 보여주었던 유가에 대해서도 P-값이 0.7 이상으로서 귀무가설, 즉 비트코인 수익률의 변동성이 다른 자산 수익률의 변동성에 영향을 주지 못한다는 가설을 기각하지 못하였다. 비트코인 수익률의 변동성이 전통적인 금융자산의 변동성으로 전이되고 있지는 않다고 결론을 내릴 수 있다.

<표 9>는 반대방향의 그랜저 인과관계 검정 결과를 제시한다. <표 7>의 상관관계에서 높은 상관관계를 보여주었던 유가들의 변동성이 비트코인의 변동성에 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 미국의 주가지수 중 다우존스 산업평균 지수의 수익률의 변동성이 비트코인 수익률의 변동성에 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 유가 변동성의 확대 혹은 축소가 비트코인 시장에 수요 공급에 영향을 주어서 변동성을 변화하게 하고 있다. 또한 미국 주가지수의 변동성의 변화는 비트코인 수익률의 변동성에도 영향을 미치고 있다.

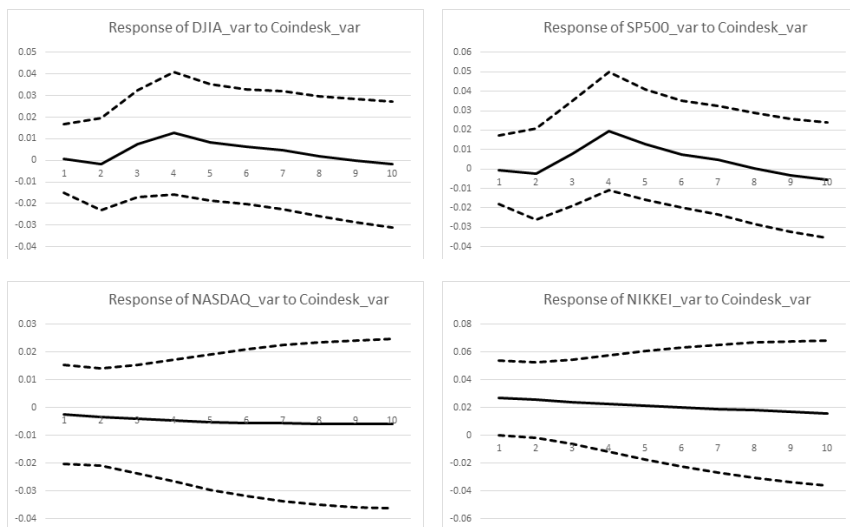
<표 9> 여타 자산 수익률의 분산이 비트코인 수익률의 분산에 미치는 영향 분석 : 그랜저 인과관계 분석결과

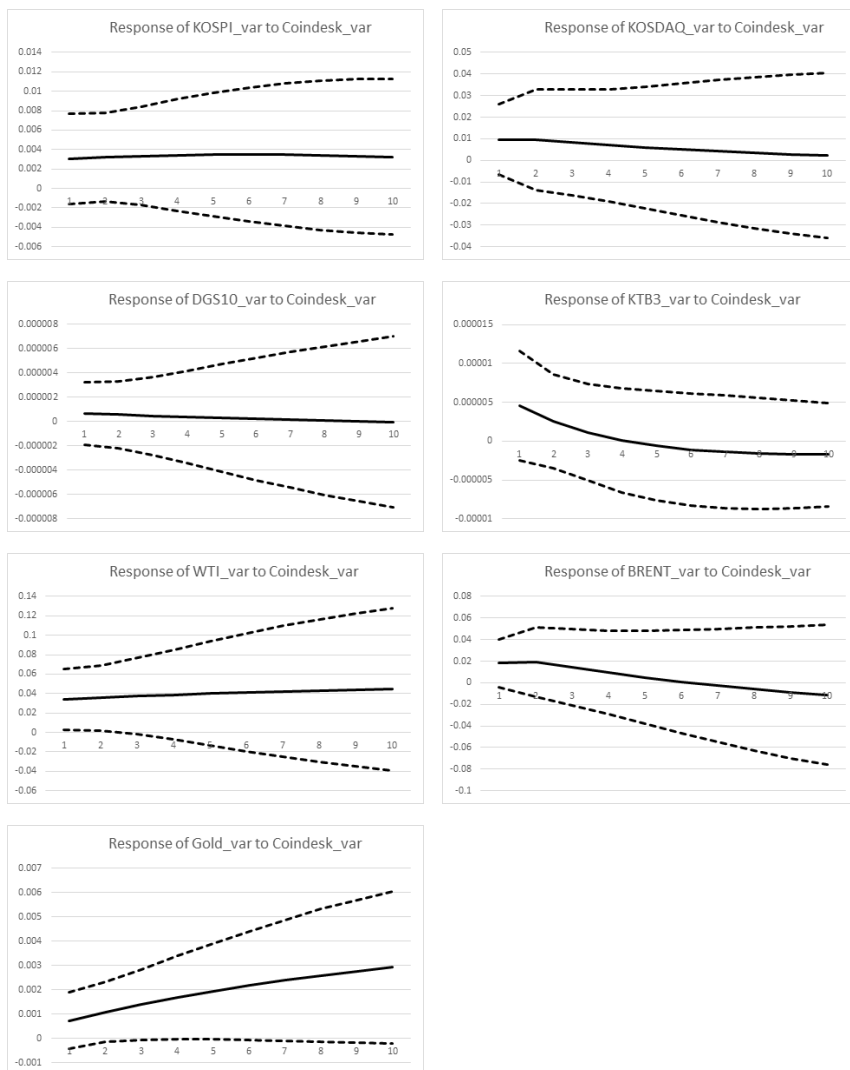
귀무가설	포함된 시차	검정치
DJIA_var \Rightarrow Coindesk_var	4	2.30* (0.06)
SP500_var \Rightarrow Coindesk_var	4	1.93 (0.10)
NASDAQ_var \Rightarrow Coindesk_var	1	0.22 (0.64)
NIKKEI_var \Rightarrow Coindesk_var	1	1.06 (0.30)
KOSPI_var \Rightarrow Coindesk_var	1	0.36 (0.55)
KOSDAQ_var \Rightarrow Coindesk_var	2	0.85 (0.43)
DGS10_var \Rightarrow Coindesk_var	1	1.19 (0.28)
KT33_var \Rightarrow Coindesk_var	1	0.02 (0.88)

귀무가설	포함된 시차	검정치
Gold_var \Rightarrow Coindesk_var	1	0.40 (0.53)
WTI_var \Rightarrow Coindesk_var	1	5.17** (0.02)
Brent_var \Rightarrow Coindesk_var	2	2.87* (0.06)

주) 괄호 안은 P-value임. *,**는 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함을 표시함.

<그림 6>은 비트코인 수익률의 변동성에 충격에 따른 다른 자산 수익률의 변동성 충격반응곡선을 보여주고 있다. 90%신뢰수준에서 모든 자산 수익률의 변동성이 비트코인 자산 수익률의 변동성의 충격에 통계적으로 유의미한 반응을 보이고 있지 않다. 다만 WTI유가 수익률의 변동성은 충격 당일과 다음 날에 통계적으로 유의미한 반응을 보였다. 상품자산을 제외하면 주가, 금리의 변동성에 비트코인의 변동성이 미치는 영향은 미미했다. 그랜저 인과관계 검정과 전체적으로 일치하는 결론이다.



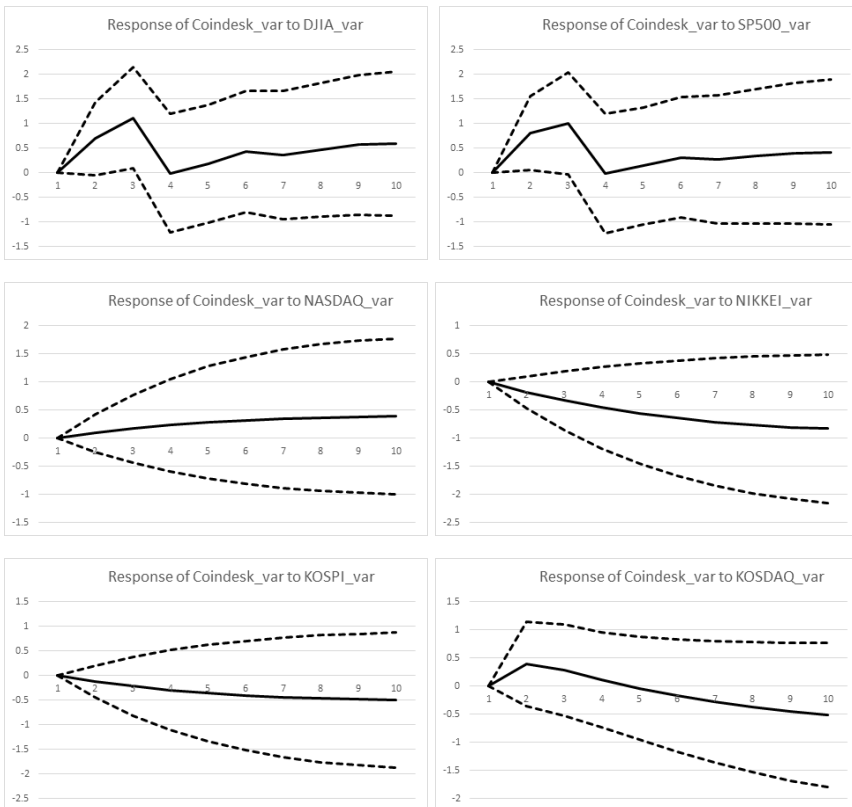


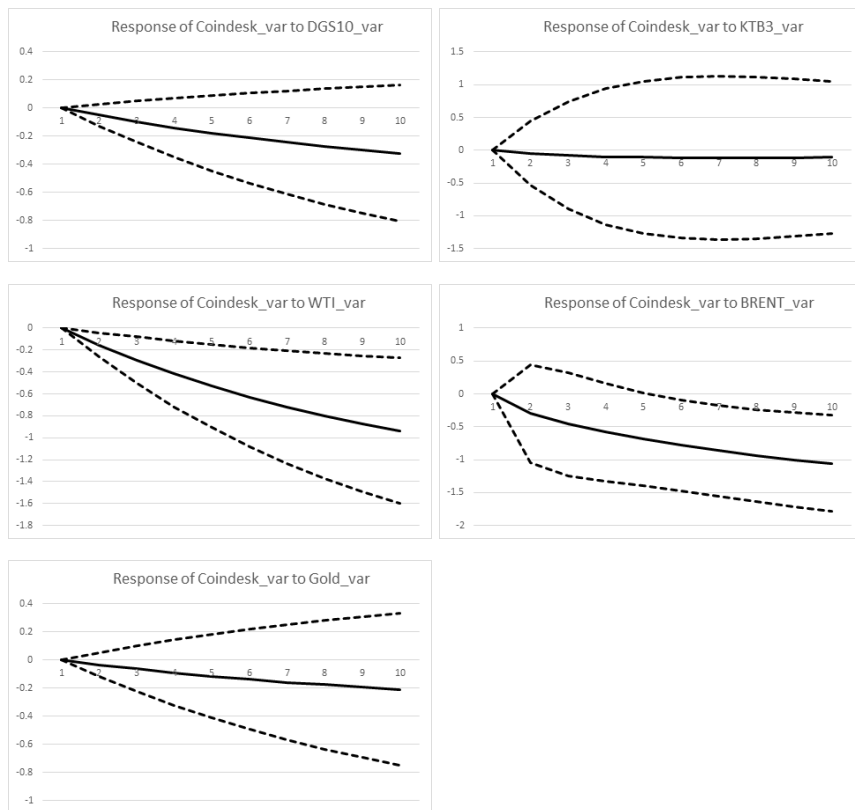
주) 점선은 90% 신뢰구간을 표시함.

[그림 6] 비트코인 변동성 충격에 따른 다른 자산 변동성의 충격반응곡선

<그림 7>은 반대방향, 즉 다른 금융자산 수익률의 변동성의 충격이 비트코인 수익률의 변동성에 미치는 충격반응곡선이다. 그랜저 인과관계

분석의 결과와 비슷하게 미국의 주가지수, 즉 다우존스 산업평균 지수와 S&P500 지수의 변동성에 대한 양의 충격은 비트코인 수익률의 변동성을 확대시켰다. 또한 유가, WTI, BRENT의 변동성에 대한 양의 충격은 비트코인 수익률의 변동성을 줄였다. 주가의 변동성 확대는 투자자의 위험에 대한 참을성을 줄여서 위험자산인 비트코인에 수요를 줄임으로 변동성 확대를 가져온 것으로 볼 수 있다. 상품자산의 대표적인 유가의 변동성 확대는 대체 투자자산인 비트코인의 수요를 늘려 변동성을 줄였다고 할 수 있다. 다만, 충격반응곡선은 두 변수의 선후관계만을 보여줄 뿐 인과관계를 보여주는 것은 아님으로 앞서 서술한 충격반응곡선의 원인은 본 분석에서 유추될 뿐 검증된 것은 아니다.





주) 점선은 90% 신뢰구간을 표시함.

[그림 7] 다른 자산 변동성 충격에 따른 비트코인 변동성의 충격반응곡선

2. 금, WTI의 변동성과 주가, 금리의 변동성간의 관계 분석 결과

이 절에서는 앞서 분석한 비트코인 수익률의 변동성과 다른 자산 수익률의 변동성간의 관계가 어느 정도 의미를 갖는 것인지 비교하기 위해서 이미 잘 형성된 시장을 가지고 있는 상품자산인 금, WTI 가격의 변동성이 주가, 금리에 어떤 영향을 주고받는지를 분석한다.

<표 10>은 금 수익률의 변동성과 주가, 금리의 변동성과의 그랜저 인과 관계 검정 결과이다. 분석결과를 한눈에 알아볼 수 있도록 미국의 주가지수는 3개의 지수 중 다우존스 산업평균 지수를 선택하여 분석하였다.

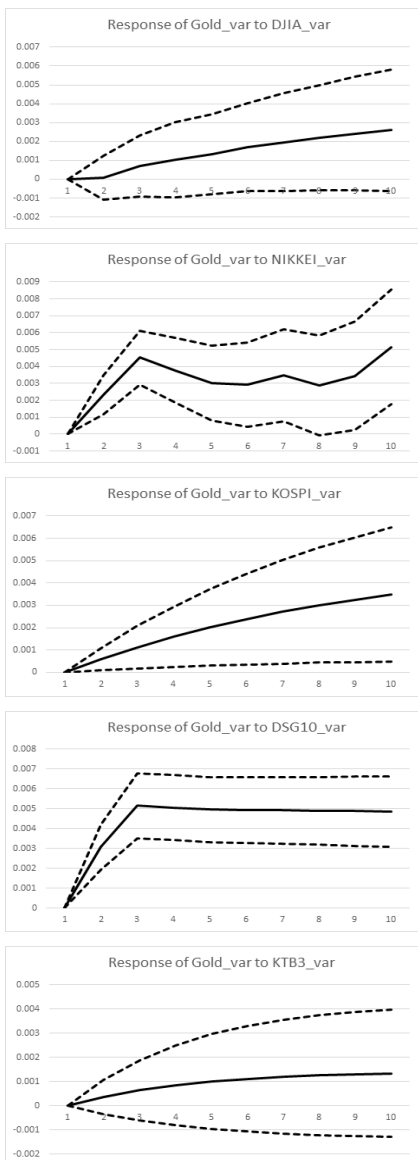
<표 8> <표 9>의 결과와 비교하면 전반적으로 금과 주가, 금리와의 연관 관계 검정치의 유의성이 높아졌다. 특히 금 수익률의 변동성이 KOSPI지수 수익률의 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 이는 금가격의 변동이 달러의 가치, 미 달러 환율의 변동성과 유사하다는 점에서 볼 때, 금 가격 변동성의 직접적인 영향이라기보다는 환율시장을 통한 간접적인 영향일 것으로 추측할 수 있다. 우리나라 주식시장에서 수출관련기업의 차지하는 비중이 매우 높기 때문에 환율의 변동성 확대는 주식시장의 변동성 확대로 이어지기 마련이다. 일본 주식시장, 우리나라 주식시장 및 미국의 금리의 변동성은 금 수익률의 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 전체적으로 금이라는 상품자산은 여러 가지 경로를 통해서 주식, 채권 시장과 연관되어 있음이 그랜저 인과관계 분석을 통해서 파악되었다.

〈표 10〉 금과 주가 수익률, 금리의 변동성 간의 관계 분석 : 그랜저 인과관계

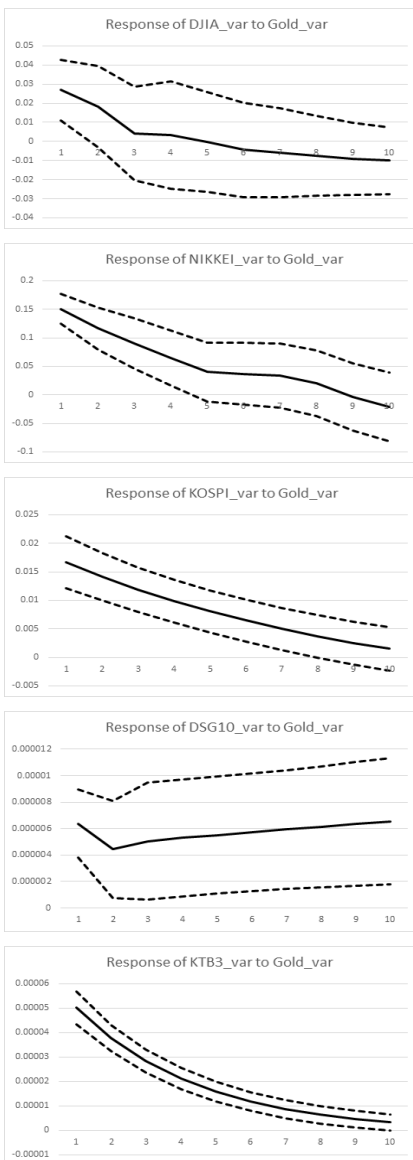
귀무가설	포함된 시차	검정치
Gold_var \Rightarrow DJIA_var	4	1.14 (0.34)
DJIA_var \Rightarrow Gold_var	4	0.52 (0.72)
Gold_var \Rightarrow NIKKEI_var	12	1.24 (0.25)
NIKKEI_var \Rightarrow Gold_var	12	3.61** (0.00)
Gold_var \Rightarrow KOSPI_var	1	5.94** (0.02)
KOSPI_var \Rightarrow Gold_var	1	3.81* (0.05)
Gold_var \Rightarrow DSG10_var	3	1.14 (0.33)
DSG10_var \Rightarrow Gold_var	3	9.47** (0.00)
Gold_var \Rightarrow KTB3_var	1	0.23 (0.63)
KT3_var \Rightarrow Gold_var	1	0.72 (0.40)

주) 괄호 안은 P-value임. *,**는 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함을 표시함.

금 변동성의 반응



금 변동성 충격에 대한 다른 자산들의 변동성의 반응



주) 점선은 90% 신뢰구간을 표시함.

[그림 8] 금과 주가 수익률, 금리의 변동성의 충격 반응 곡선

<그림 8>은 금 수익률의 변동성과 주가 수익률 및 금리의 변동성 간의 충격반응곡선을 보여준다. 그랜저 인과관계보다 금과 주가, 금리의 변동성 간의 관계가 더욱 명확하게 나타났다. 특히 <그림 8>의 왼쪽 열의 충격반응곡선은 금 수익률의 변동성 확대는 주가, 금리의 변동성 확대로 전이되고 있음을 명확히 보여준다. 오른쪽 열은 미국 금리, 일본 주가 및 우리나라 주가 수익률의 변동성 확대가 금 수익률의 변동성 확대로 나타남을 보여준다.

이전에 보아 왔던 비트코인의 수익률의 변동성과 다른 자산 수익률의 변동성과의 관계를 금과 주가, 금리의 변동성간의 관계와 비교하면, 비트코인과 주가, 금리와의 상관관계가 상대적으로 낮음을 알 수 있다. 아직까지 비트코인이 금융시장에 미치는 영향이 금 가격이 금융시장에 미치는 영향에 비해서 적다.

<표 11>은 WTI유가의 변동성과 주가, 금리의 변동성간의 그랜저 인과관계 검정 결과이다. WTI유가가 주가 및 금리의 변동성에 미치는 영향을 통계적으로 유의하지 않았으나, 주가의 변동성은 WTI유가의 변동성에 영향을 미치고 있음을 발견할 수 있다. 한, 미, 일 주가지수의 변동성에 대해서 WTI유가의 변동성이 반응하고 있다.

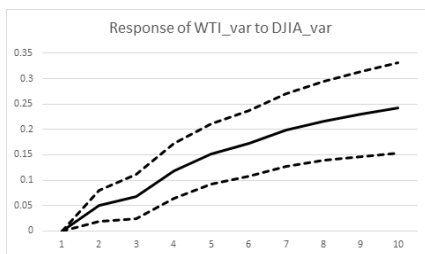
〈표 11〉 WTI과 주가 수익률, 금리의 변동성의 관계 분석 : 그랜저 인과관계

귀무가설	포함된 시차	검정치
WTI_var \Rightarrow DJIA_var	4	1.45 (0.22)
DJIA_var \Rightarrow WTI_var	4	5.90** (0.00)
WTI_var \Rightarrow NIKKEI_var	1	2.28 (0.13)
NIKKEI_var \Rightarrow WTI_var	1	6.42** (0.01)
WTI_var \Rightarrow KOSPI_var	1	0.24 (0.63)
KOSPI_var \Rightarrow WTI_var	1	7.08** (0.01)

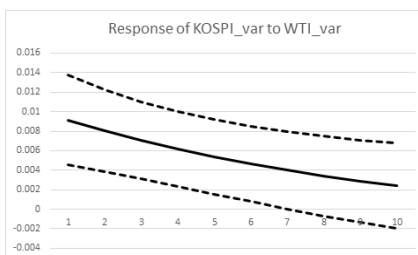
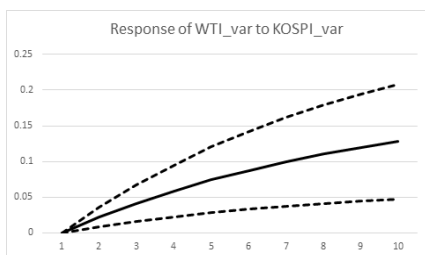
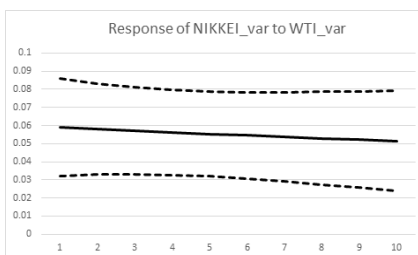
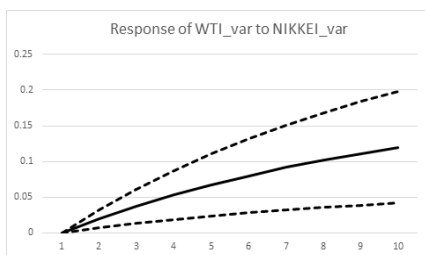
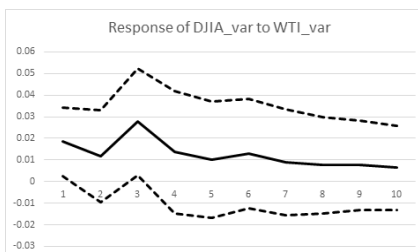
귀무가설	포함된 시차	검정치
WTI_var \Rightarrow DSG10_var	1	0.35 (0.55)
DSG10_var \Rightarrow WTI_var	1	1.46 (0.23)
WTI_var \Rightarrow KTB3_var	2	0.73 (0.48)
KTB3_var \Rightarrow WTI_var	2	0.85 (0.43)

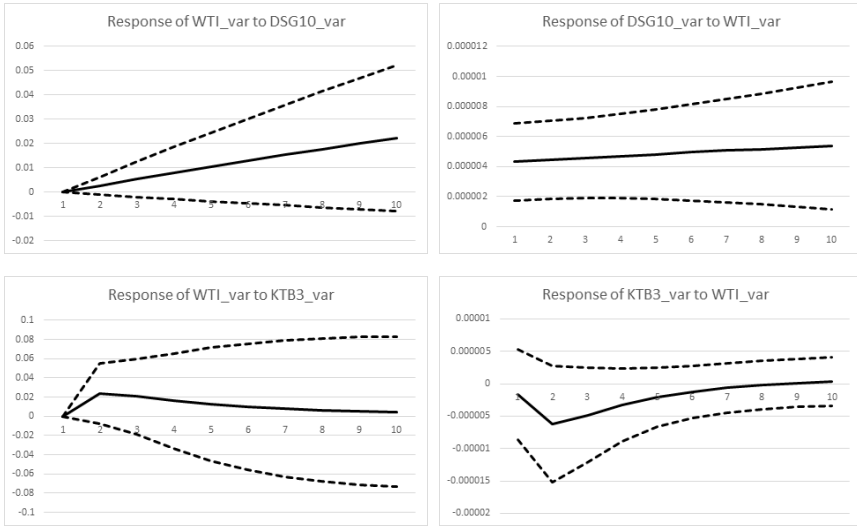
주) 괄호 안은 P-value임. *,**는 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함을 표시함.

WTI 변동성의 반응



WTI 변동성 충격에 대한 다른 자산들의 변동성의 반응





주) 점선은 90% 신뢰구간을 표시함.

[그림 9] WTI와 주가 수익률, 금리의 변동성의 충격 반응 곡선

<그림 9>은 WTI유가 수익률의 변동성과 주가, 금리의 변동성간의 충격 반응곡선을 보여주고 있다. 유가와 한국금리의 관계를 제외하고 유가의 변동은 주가와 금리의 변동을 발생시키는 것으로 나타났다. 또한 유가의 변동은 한, 미, 일 주가지수의 변동성에 영향을 받았다.

비트코인의 수익률의 변동성과 다른 자산 수익률의 변동성과의 관계를 WTI유가와 주가, 금리의 변동성간의 관계와 비교하면, 그 연관관계가 상대적으로 낮음을 알 수 있다. 아직까지 비트코인이 금융시장에 미치는 영향이 WTI유가가 금융시장에 미치는 영향에 비해서 적다.

3. St. Louis 연준의 비트코인 수익률의 변동성과 주가, 금리의 변동성간의 관계 분석 결과

이 절에서는 coindesk.com에서 제공하는 비트코인 자료가 아닌 St. Louis 연방준비은행에서 제공하는 비트코인 자료를 활용한 분석을 제시한다. St. Louis 연방준비은행에서 제공하는 비트코인 자료는 2014년 12월부터 존재

한다. II장에서 살펴본 바와 같이 coindesk.com에서 제공하는 자료와 St. Louis 연방준비은행에서 제공하는 비트코인 자료와 차이가 거의 없다. 따라서 약 1년 2개월 정도의 표본기간이 제외된 비트코인 가격이라고도 볼 수 있다.

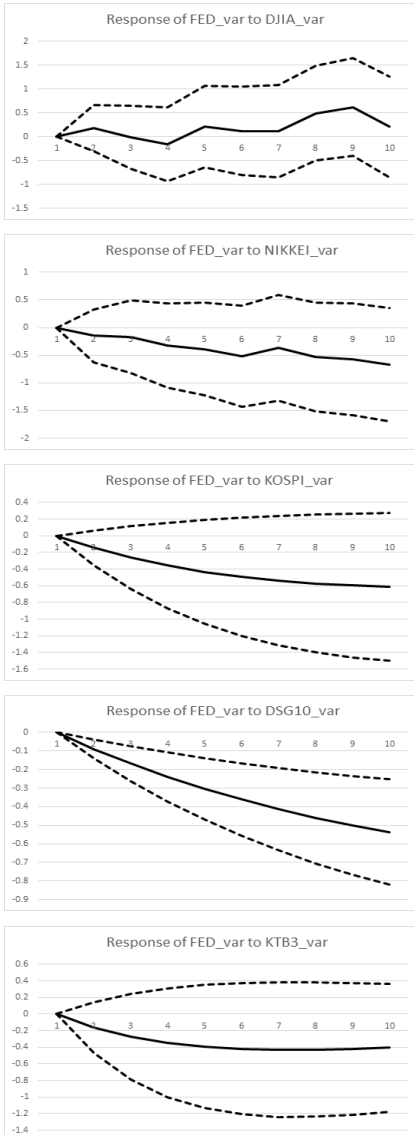
<표 12>에는 비트코인 수익률의 변동성과 주가, 금리의 변동성 간의 그랜저 인과관계 검정결과이다. <표 8>과 <표 9>에서와는 달리 비트코인의 변동성이 미국 주가와 일본 주가의 변동성에 영향을 주지 못한다는 가설이 기각되었다. 또한 미국 금리의 변동성이 비트코인의 변동성에 영향을 주지 못한다는 가설도 기각되었다. 그러나 여전히 비트코인과 주가, 금리의 변동성 간의 관계는 금, 유가와 주가, 금리의 변동성간의 관계만큼 강하지는 않았다.

<표 12> St. Louis 연준의 비트코인자료를 활용한 비트코인과 주가 수익률, 금리의 변동성간의 관계 분석 : 그랜저 인과관계

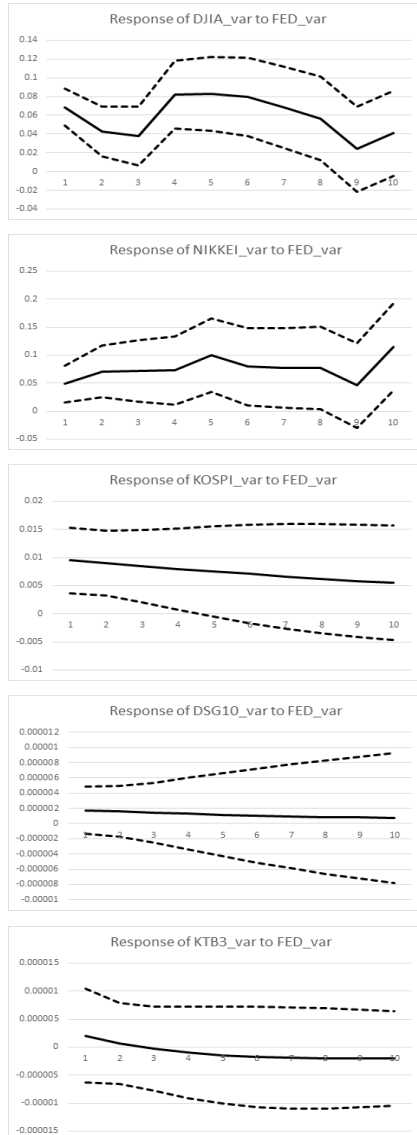
귀무가설	포함된 시차	검정치
FED_var \Rightarrow DJIA_var	10	2.05** (0.03)
DJIA_var \Rightarrow FED_var	10	1.11 (0.35)
FED_var \Rightarrow NIKKEI_var	11	2.09** (0.02)
NIKKEI_var \Rightarrow FED_var	11	0.80 (0.64)
FED_var \Rightarrow KOSPI_var	1	0.08 (0.78)
KOSPI_var \Rightarrow FED_var	1	1.30 (0.25)
FED_var \Rightarrow DSG10_var	1	0.04 (0.84)
DSG10_var \Rightarrow FED_var	1	8.75** (0.00)
FED_var \Rightarrow KTB3_var	1	0.19 (0.66)
KTB3_var \Rightarrow FED_var	1	0.76 (0.38)

주) 괄호 안은 P-value임. *,**는 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함을 표시함.

비트코인 변동성의 반응



비트코인 변동성 충격에 대한 다른 자산들의 변동성의 반응



주) 점선은 90% 신뢰구간을 표시함.

[그림 10] St. Louis 연준의 비트코인자료를 활용한 비트코인과 주가 수익률, 금리의 변동성간의 충격 반응 곡선

<그림 10>은 비트코인과 주가 수익률, 금리의 변동성간의 충격반응곡선을 나타내고 있다. 2014년 12월 이후 자료를 활용한 분석에서는 비트코인의 변동성이 한, 미, 일 주가지수 변동성에 미치는 영향이 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉 비트코인의 변동성이 커지면 한, 미, 일 주가지수의 변동성도 상승하는 것으로 나타났다. 선후관계를 보면 한, 미, 일 주가지수의 변동성이 커졌다고 해서 비트코인의 변동성이 커진 것은 아니었다. 미국 금리의 변동성 확대는 비트코인의 변동성 축소를 연결되었다. 미국 금리 변동성은 현재의 분석기간 초반에 컸다. 비트코인의 변동성은 2017년 이후 크게 상승했다. 자료의 동향이 분석결과로 반영된 것으로 보인다.

St. Louis 연방준비은행 자료를 활용한 비트코인과 주가 수익률, 금리의 변동성의 분석 결과는 비트코인의 변동성이 주가에 영향을 미치는 것으로 보인다. 주가 수익률, 금리의 변동성은 비트코인의 변동성에 영향을 주지 않았다. 다른 상품자산인 금, 유가와 비교해 본다면 연관관계가 쌍방향으로 모두에서 나타나지 않은 점에서 차이가 있다. 금, 유가 수익률의 변동성과 주식의 변동성은 쌍방향으로 영향을 주고받는 것으로 분석되었다. 이러한 차이에도 불구하고 1절에서 분석결과와는 달리 비트코인의 변동성이 주식 시장에 영향을 주고 있음은 금과 유가에서 발견한 관계와 비슷하다.

IV. 결론 및 시사점

비트코인 시장은 2009년도에 도입되었다. 가장 많이 거래되고 있는 가상 통화이나, 아직까지 화폐의 세 가지 기능을 전부 수행한다고 보기는 어렵다. 본 논문에서는 대표적인 비트코인 시장의 영향이 기존의 금융시장에 미치는 영향을 변동성 측면에서 살펴보았다.

비트코인의 2013년 10월 1일부터 2018년 12월 5일까지 자료를 바탕으로 주가, 금리, 상품시장의 변동성과 비교한 결과 아직까지 비트코인 수익률의 변동성이 주가, 금리, 상품시장으로 전이되지 않는다는 가설을 기각하지 못하였다. 충격반응곡선에서도 같은 결론을 얻을 수 있었다. 미국 주가지수 수익률의 변동성은 비트코인 시장의 변동성과 통계적으로 유의미한 양의 상관관계를 보였다. 충격반응곡선에서도 통계적으로 유의미한 영향을

확인할 수 있었다. 채권 금리의 변동성과는 비트코인과 관계를 보인다고 볼 수 없었다. 상품시장에서도 비트코인 수익률의 변동성에 영향을 주지 않았으나, 유가의 변동성 확대는 비트코인의 변동성 축소의 요인으로 작용했다. 이러한 특성을 2014년 12월부터 제공되는 St. Louis 연방준비은행의 Coinbase자료에 따른 비트코인 가격을 이용한 분석에서는 다르게 나타났다. 전통적인 금융자산의 변동성이 비트코인의 수익률의 변동성에 미치는 영향은 없었으나, 각국의 주가의 변동성이 비트코인의 변동성과 같은 방향으로 움직였다. 비트코인과 주가, 금리의 변동성의 상호관계는 유가, 금의 변동성과 주가, 금리의 변동성의 상호관계에 비하면 아직까지 밀접하지 않았다.

아직까지 비트코인 시장의 변동성이 금융시장의 불안을 가져오는 요인이라고 보기는 힘들다. 금융안정이라는 정책목표를 달성하기 위해서는 비트코인 시장에 관심을 갖기는 것은 아직까지 필요치 않을 것으로 보인다. 그러나 분석기간을 달리한 결과에서 볼 수 있듯이 앞으로 비트코인 시장의 금융시장의 불안을 먼저 감지하는 역할을 할 가능성은 존재한다. 따라서 미래를 대비하는 차원에서 금융당국은 비트코인으로 대표되는 가상통화 시장을 예의 주시할 필요가 있다.

참고문헌

1. 이우석, 이한식 (2015) “금융시장간 변동성 전이효과 분석: CDS 프리미엄 중심으로” *시장경제연구*, 44(2), pp. 101-142
2. Baek, C. and M. Elbeck (2015) “Bitcoins as an Investment or Speculative Vehicle? A First Look” *Applied Economics Letters*, 22(1), pp 30-34
3. Bouri, Elie, Peter Molnár, Georges Azzi, David Roubaud, Lars Ivar Hagfors (2017) “On the Hedge and Safe Haven Properties of Bitcoin: Is it really more than a Diversifier?” *Finance Research Letters* 20, pp192-198
4. Brandvold, Morten, Peter Molnár, Kristian Vagstad and Ole Christian Andreas Valstad (2015) “Price discovery on Bitcoin exchanges”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 36, pp18-55
5. Cheah, Eng-Tuck and John Fry (2015) “Speculative Bubbles in Bitcoin Markets? An Empirical Investigation into the Fundamental Value of Bitcoin” *Economics Letters* 130, pp32-36
6. Dyhrberg, Anne Haubo (2016), “Hedging Capabilities of Bitcoin,. Is it the Virtual Gold?” *Finance Research Letters* (16), pp139-144
7. Engle, R.F. (2002) “Dynamic conditional correlation- A simple class of multivariate GARCH models” *Journal of Business Economic Statistics* 20, pp 339-350
8. Geraskin, P., Fantazzini, D. (2013) “Everything you always wanted to know about log periodic power laws for bubble modelling but were afraid to ask” *European Journal of Finance* 219, pp 366-391.
9. MacDonell, A. (2014) “Popping the Bitcoin bubble: an application of log-periodic power law modelling to digital currency”, manuscript
10. Nakamoto, Satoshi (2008) “Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System.” unpublished manuscript, retrieved at <http://pdos.csail.mit.edu/6.824/papers/bitcoin.pdf>
11. Phillips, P.C.B., Wu, Y., Yu, J. (2011) “Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: when did exuberance escalate asset values?” *International Economic Review* 52, pp201-226
12. Urquhart, Andrew (2016) “The Inefficiency of Bitcoin” *Economics Letters* 140, pp80-82
13. Wu, Chen Y., Vivek K. Pandey (2014) “The Value of Bitcoin in Enhancing the Efficiency of an Investor’s Portfolio” *Journal of Financial Planning* 27(9), pp 44-52
14. Yermack, David (2013) “Is Bitcoin a Real Currency? An Economic Appraisal” NBER working paper series 19747.

ABSTRACT

The Relationship between Bitcoin Volatility and the Traditional Financial Market

In HUH*

Interest in cryptocurrencies increased with the advent of Bitcoin. While many expect that Bitcoin will become an investment asset, we examine how Bitcoin volatility affects the volatility of traditional financial instruments. We analyze the relationship between Bitcoin volatility and the volatility of stock indexes in Korea, the US, and Japan; the Korean won; the US interest rate; and gold and oil prices from October 1st 2013 to December 5th 2018. It is hard to say that Bitcoin volatility affected the volatility of the other financial assets. The volatility of American stocks affected Bitcoin volatility. The effect of Bitcoin on stock prices and interest rates is still insignificant compared to that of volatility in commodity assets such as gold and oil. However, when analyzing Bitcoin price data from the St. Louis Fed from December 2014, the relationship between Bitcoin and stocks prices and interest rates increased.

Key Words: Bitcoin, Volatility, Financial Stability

JEL Classification: E4, G1

* Assistant Professor, Department of Economics, The Catholic University of Korea, Tel: 02) 2164-4569, E-mail: inhuh@catholic.ac.kr