

## 암호화자산이 국경 간 자본흐름에 미치는 영향\*

김효상\*\*

본 연구는 암호화자산의 프리미엄이 재정차익거래 가능성의 형태로 국경을 넘어 파급되는 현상을 살펴본다. 암호화자산은 인터넷 망을 통해 거래되어 국제 자본이동이 용이한 특성을 가지고 있어, 그 가격이 전 세계적으로 동일해야 한다. 그러나 김치 프리미엄과 같이 암호화자산 가격이 국가별로 상이한 시기가 실질적으로 나타나고 있다. 암호화자산을 통한 국경 간 자본이동은 직접 관찰할 수가 없기 때문에, 통화별 비트코인 프리미엄의 유출·유입효과를 분석하여 국경 간 자본이동을 유추하였다. Diebold and Yilmaz(2012)의 일반화된 VAR 방법론을 한국, 일본, 유럽, 중국의 비트코인 프리미엄에 적용하여 추정된 결과, 특히 한국과 일본의 비트코인 프리미엄이 상호간 영향을 크게 미친 것으로 나타났다. 한국의 비트코인 프리미엄은 전 세계적으로 비트코인의 위안화 거래가 활발했던 2016년 3기부터 2017년 1분기에는 중국으로부터의 영향이 상대적으로 큰 것으로 나타났으며, 중국 당국의 암호화자산 거래 규제 이후인 2017년 2분기부터 4분기에는 일본으로부터의 영향이 큰 것으로 추정되었다. 이러한 통화별 비트코인 프리미엄의 상호간 파급효과는 암호화자산을 이용한 재정차익거래 유인에 따른 국경 간 자본이동이 있었음을 시사한다.

핵심 용어: 암호화자산, 비트코인, 국제자금흐름, 김치 프리미엄

주제 분류: F32, G14, G15

\* 본 논문은 대외경제정책연구원, 2018. 「디지털 경제 관련 G20 논의 대응방향 점검」, 기획재정부 용역보고서, 안성배 외, 2018. 「개방경제에서의 금융혁신 파급효과와 블록체인기술 발전의 시사점」, 대외경제정책연구원 연구보고서의 일부 내용을 수정·보완하였습니다. 연구 내용은 집필자 개인의견으로 대외경제정책연구원의 공식 견해와는 무관합니다.

\*\* 대외경제정책연구원, 국제거시금융실 국제금융팀 부연구위원, e-mail: hyosangkim@kiep.go.kr

## I. 서론

Satoshi Nakamoto(2008)는 중앙은행이나 금융기관과 같은 제3의 신뢰기관의 개입 없이 분산원장 및 암호화기술을 기반으로 개인간(P2P: Peer-to-Peer) 지급결제시스템을 제안하였고, 이를 비트코인으로 명명하였다. 2009년 1월 최초의 암호화자산<sup>1)</sup>인 비트코인이 발행된 이래로 대중적 관심이 폭발적으로 증가하면서, 2018년 말 기준 2,000여종의 암호화자산이 발행되었다.<sup>2)</sup> 기술 및 용도가 다양한 암호화자산을 엄밀하게 정의하기는 어려우나, 일반적으로 암호화자산은 분산원장과 암호화기술을 기반으로 민간에서 발행되며, 합의한 사람들 사이에서 대금결제 및 투자대상으로 쓰이는 것을 지칭한다. <그림 1>에 서와 같이 2017년 비트코인을 포함한 암호화자산의 가격이 급등하고, 거래량이 증가하면서 주요국 중앙은행 및 IMF, BIS 등 국제기구에서 암호화자산이 기존 화폐를 대체 또는 보완하는 계산단위, 교환매개, 가치저장 수단으로의 가능성에 대한 논의가 진행되고 있다. 암호화자산이 화폐로 통용되기 위해서는 신뢰 및 가치의 안정성이 필수적이거나 높은 가격 변동성, 거래소 해킹 사례 등으로 화폐로서의 역할을 수행하기는 실질적으로 어려울 것으로 평가받고 있다.(한국은행, 2018; IMF, 2018; BIS, 2018).

<그림 1> 비트코인 가격 및 거래량

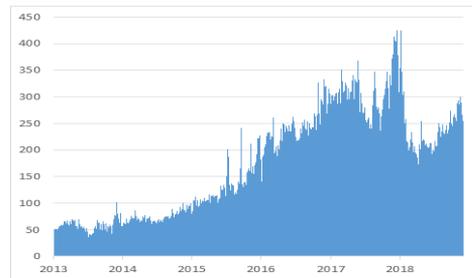
<그림 1-1> 비트코인 가격

(단위: 달러)



<그림 1-2> 비트코인 일일 거래횟수

(단위: 천 건/일)



자료: Blockchain.info.

1) 이 현상을 지칭하는 용어가 통일되어 있지 않아 가상화폐(virtual currency), 디지털코인(digital coin), 암호화폐(crypto-currency) 등이 구별되지 않고 쓰인다. 최근 G20 회의를 중심으로 (1) 화폐로서의 핵심 특성을 결여하고 있고; (2) Currency라는 명칭으로 일반대중이 화폐로 오인할 가능성이 있고; (3) 현실에서 주로 투자의 대상이 되고 있는 점을 감안하여 '암호화자산(crypto-asset)'이 사용되고 있다(한국은행 2018).

2) <https://coinmarketcap.com>에 상장되어 있는 암호화자산 기준

암호화자산의 화폐로 사용 가능성에 대한 회의적인 평가에도 불구하고, 인터넷 망을 통해 전 세계 어디에서도 쉽게, 낮은 거래비용으로 암호화자산을 거래할 수 있는 화폐적 성격을 가지고 있다. 모든 개인간(P2P) 거래가 분산원장에 기록되어 모든 사람이 거래내역을 살펴볼 수 있어 거래의 투명성이 담보될 수 있는 것과는 별개로 암호화자산 거래에 따른 자금흐름, 계정 사용자에 대한 기록 정보는 알기 어려운 측면이 있다.<sup>3)4)</sup> 따라서, 암호화자산 관련 자료는 주로 거래소를 통한 거래로 제한되며, 대부분의 거래소가 거래소 내의 암호화자산 거래내역 공개하고 있지만, 암호화자산을 통한 실질적인 국경 간 자금흐름을 파악하기는 어렵다.<sup>5)</sup> 한편, 암호화자산의 국경 간 이동이 용이함에도 불구하고, 개별 국가 내 법적·제도적 공백, 국가별 규제 차이가 존재하고, 이를 악용하여 전통적인 자본흐름 경로를 벗어난 거래 사례들이 발생하기도 하였다.<sup>6)</sup>

각국의 정책 기조 변화에 따라 비트코인을 비롯한 암호화자산의 통화별 거래비중이 급격히 변화하였다. <그림 2>는 주요 통화별 비트코인 거래비중 추이를 나타낸다. 비트코인 도입 초기 미 달러화 거래비중이 대부분을 차지하였으나, 2013년 후반부터 중국 내에서 비트코인 채굴 및 거래가 크게 활성화되면서 위안화 비중이 확대되었다. 2017년 중국의 암호화자산 거래 규제 조치에 따라 위안화 거래비중이 급격히 감소했고, 상대적으로 일본 엔화 및 한국 원화 거래비중이 증가했다. 최근에는 비트코인 거래에 테더 토큰 거래비중이 70%에 이르는 등 암호화자산 간 거래가 크게 증가하였다.

3) 비트코인의 분산원장은 복식부기가 아닌 사용자 월렛(wallet) 간 비트코인의 이동만을 기록하는 단식부기이며, 비트코인의 이동에 따른 재화나 통화의 거래내역은 기록되지 않는다.

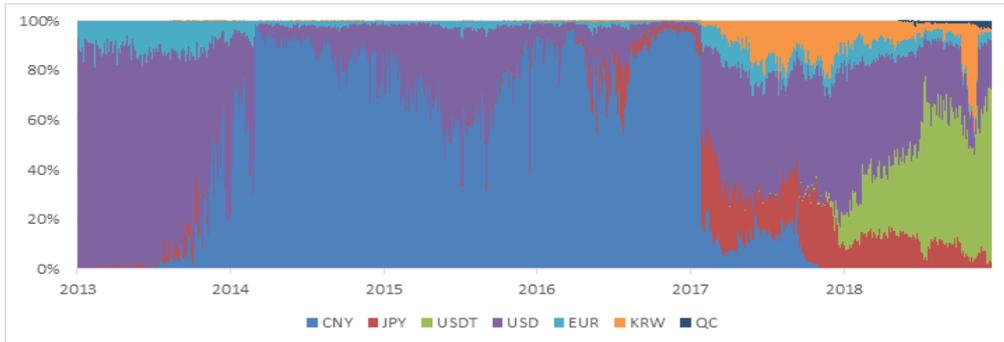
4) <https://bitinfocharts.com/top-100-richest-bitcoin-addresses.html>에서 비트코인을 가장 많이 소유한 100개 월렛의 거래내역을 살펴볼 수 있다.

5) 암호화자산 거래는 크게 거래소를 통한 거래와 P2P 거래로 분류할 수 있으며, 대다수 거래소는 단일 통화, 국경 내 거래를 취급한다.

6) 한국 관세청은 국가 간 환치기계좌의 잔고를 맞추기 위해 암호화자산을 이용하는 신종 환치기수법과 암호화자산 구매 목적으로 해외 미신고 계좌 개설 및 해외 페이퍼 컴퍼니에 은닉 등 1,700억여 원에 달하는 대규모 불법 외환거래 적발하였다(관세청 보도자료, 2018년 1월 31일).

〈그림 2〉 주요 통화의 비트코인 거래비중 추이

(단위: %)



주: 상위 7개 통화와 교환된 비트코인 거래량 비중; USDT는 미 달러화에 1:1로 페그된 테더 토큰, QC는 주요 암호화자산을 거래할 수 있는 중국에 기반을 둔 암호화자산임.

자료: CryptoCompare.com.

각국의 이질적인 규제 도입에 따른 시장 접근성 차이의 결과로 규제차익(regulatory arbitrage)이 발생할 수 있으며, 이러한 프리미엄이 지속되는 경우 재정거래를 위한 국제적 자금흐름이 나타날 수 있다. 상대적으로 자본이동이 쉬운 암호화자산 특성상 국가별로 암호화자산 가격은 일물일가(LOOP: Law of one price)의 법칙이 성립해야 하지만, 암호화자산 가격이 국가별로 상이한 시기가 실질적으로 나타나고 있다.<sup>7)</sup> 원화 및 엔화의 비트코인 프리미엄은 2017년 2분기와 4분기 사이에 빠르게 증가하였으며, 이는 중국의 암호화자산 거래 금지조치로 비트코인의 위안화 거래가 급감한 시기와 겹친다. 암호화자산의 국경 간 이동은 해당 국가의 비트코인 프리미엄에 영향을 미칠 수 있으며, 그 반대급부로 자본이동이 발생했을 가능성이 높다.

암호화자산을 이용한 국경 간 자금흐름을 직접적으로 파악하기 어려우므로, 본 연구에서는 통화 간 잠재적인 재정차익거래(arbitrage) 가능성의 파급효과를 분석하여 국경 간 자금흐름을 간접적으로 유추해 보고자 한다. 2장은 암호화자산에 대한 선행연구를 정리하였으며, 3장은 분석자료 및 방법론을 정리하여, 4장에 분석 결과를 보고하였다. 결론은 5장에 기술하였다.

7) 비트코인 가격이 크게 상승하였던, 2017년 12월과 2018년 1월 사이에 국내 거래소에서 비트코인의 원화 거래가격이 미국 달러화 거래가격에 비하여 최대 40% 차이가 나는 ‘김치 프리미엄’이 발생하였다.

## II. 선행연구

최초의 암호화자산인 비트코인의 발행 이래로 암호학, 전산학 등의 공학 분야에서 암호화자산의 기술적인 측면이 지속적으로 활발하게 연구된 반면, 경제학, 경영학에서 암호화자산에 주목한 것은 상당히 최근이다. Bonneau et al.(2015), Böhme et al.(2015), Yermack(2015)은 비트코인 등 암호화자산의 특징 및 성격, 기술적인 측면, 위험요인, 향후 전망 등을 정성적으로 연구하였다. 경제학 측면에서 블록체인의 합의 알고리즘, 법정통화와 암호화자산 간의 상호작용 등 암호화자산 관련 이론적 모형에 대한 연구(Abadi and Brunnermeier, 2018; Schilling and Uhlig, 2018; Fernandez-Villaverde and Sanches, 2018)가 진행되고 있으며, Bordo and Levin(2017)은 암호화자산 기술의 발전으로 중앙은행이 디지털통화(CBDC: Central Bank Digital Currency)를 발행하는 경우, 통화시스템의 변화 및 통화정책에 미칠 영향을 역사적 통화정책의 변천에 비추어 분석하였다.

암호화자산의 가격 급등으로 암호화자산 시장에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. Baek and Elbeck(2015), Cheah and Fry(2015), Gandal et al.(2018)은 암호화자산 가격 급등에 투기버블(speculative bubble)이 있었는지 여부를 실증분석 하였다. Bouoiyour and Selmi (2016)는 비트코인 가격이 긍정적인 뉴스보다 부정적인 뉴스에 더 크게 반응하는 것을 발견하여, 아직 암호화자산 시장이 성숙되지 않았음을 주장하였다. 이와 유사하게 Urquhart(2016), Bariviera(2017)는 비트코인이 시장 효율적(market efficiency)인지 실증 분석하였으며, 비트코인 시장이 비효율적이지만, 효율적인 시장으로 나아가는 과정에 있음을 주장하였다. Liu(2018), Liu and Tsyvinski(2018)는 암호화자산의 위험-수익률의 상충관계(tradeoff)가 기존 금융자산의 상충관계와 다른 것을 발견하였다. 실증분석 결과, 암호화자산이 주식시장, 외환시장, 상품시장 및 거시경제 요인(factors)에 대한 노출(exposure)이 없는 것으로 나타났다. 암호화자산 수익률이 다른 금융자산의 수익률과 상관관계가 작은 것으로 추정되어, 투자 포트폴리오 다변화 측면에서 투자자들이 암호화자산 보유가 유리한 측면이 있다고 주장하였다.

비트코인 프리미엄을 사용한 연구도 진행되고 있다. Pieters(2017)는 비트코인 환율을 적정 환율로 가정하고, 공식 환율과 비트코인 환율의 차이인 프리미엄으로 각국 중앙은행이 환율 조작(currency manipulation) 여부를 검정하였다. 본 연구와 유사하게 Ju, Lu, and Tu(2016)는 중국 위안화 비트코인 프리미엄을 대리변수(proxy variable)로 사용하여

중국 당국의 규제 언급에 따라 위안화에서 달러화로 급격한 자금 이탈(capital flight)이 있었음을 주장하였다. 본 연구는 통화별 비트코인 프리미엄의 상호간 파급효과를 살펴봄으로써 국경 간 자본이동을 유추해 보았다는 측면에서 차별성이 있다.

### Ⅲ. 분석방법

#### 1. 비트코인 프리미엄

비트코인 환율은 두 국가 간 통화를 비트코인 거래를 통한 교환 비율로 정의한다.  $t$ 기 비트코인의 원화 가격을  $b_t^{Korea}$ , 비트코인의 달러 가격을  $b_t^{USA}$ 라고 한다면, 비트코인 환율은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$e_t^{Bitcoin} = \frac{b_t^{Korea}}{b_t^{USA}}$$

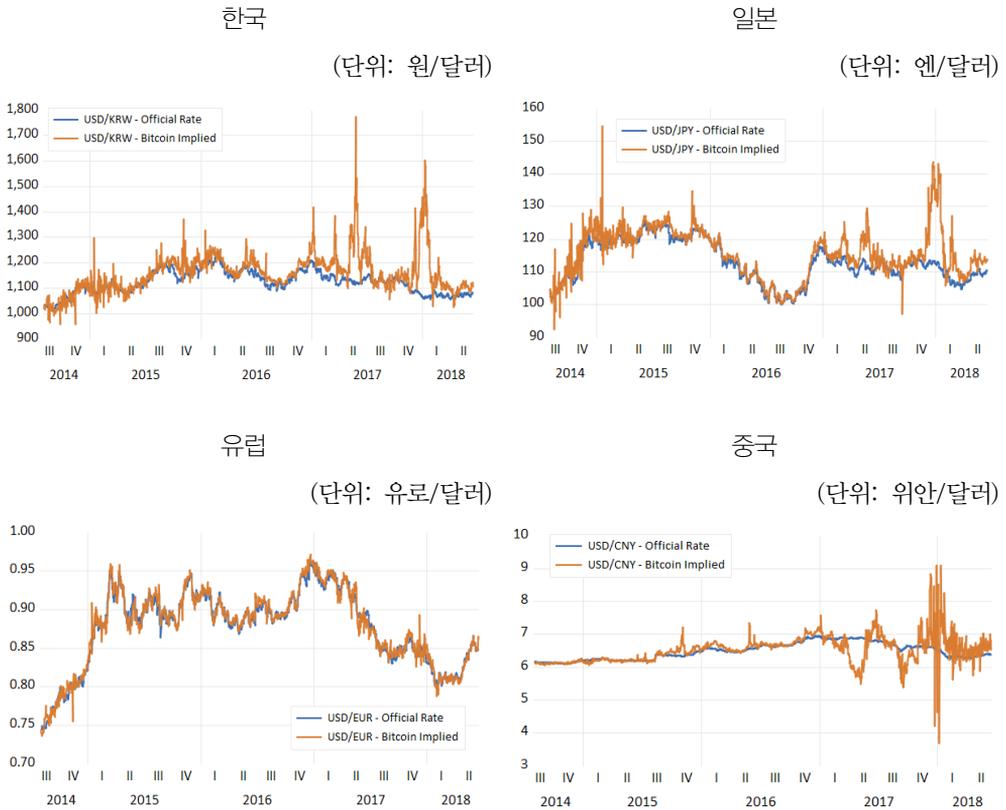
예를 들어, 비트코인 가격이 한국에서 1비트코인에 1,200만 원(KRW/BTC), 미국에서 1만 달러(USD/BTC)라고 한다면, 비트코인 환율은 1,200원(KRW/USD)이다. 만약 원/달러 공식 환율이 1,100원이고, 환전비용 등 거래비용이 없다고 가정하면, 1달러를 비트코인 거래를 통해 원화로 환전하면 100원의 무위험 차익거래 수익을 만들 수 있다.

<그림 3>에서 비트코인 환율과 공식 환율은 상당히 유사한 움직임을 보인다. 그러나 한국 원/달러, 일본 엔/달러는 2017, 2018년 공식 환율에 비하여 비트코인 환율이 높은 프리미엄 구간이 상당기간 지속하였으며, 중국 위안/달러는 동 기간 중 공식 환율에 비하여 비트코인 환율이 낮은 역 프리미엄이 구간이 발생하였다. 이러한 프리미엄은 정부규제, 거래소의 취급 통화 및 신용도, 개인 투자자들의 특성 등에 따른 국가별 암호화자산 거래 시장의 분절 정도에 따라 발생할 수 있을 것이다.<sup>8)</sup> 그러나 궁극적으로 공식 환율과 비트

8) 일부 유럽의 암호화자산 거래소가 유로화 거래뿐만 아니라 달러화 거래를 하고 있어 유로화의 비트코인 프리미엄의 변동성이 다른 통화의 비트코인 프리미엄에 비하여 상대적으로 작을 것으로 유추할 수 있다. 한편, 중국 위안화의 비트코인 프리미엄은 중국 당국의 암호화자산 거래 규제 이후 크게 상승하였다.

코인 환율의 차이가 클수록 무위험 차익거래 수익을 노리는 국경 간 자금흐름이 발생할 가능성이 높다.<sup>9)10)</sup>

〈그림 3〉 주요국 공식 환율 및 비트코인 환율



자료: CryptoCompare.com; Bitcointy.org; 저자 계산.

- 9) 2018년 1월 25일 인천본부세관에서 국내에서 비트코인을 팔아 금괴 68kg을 구매하여 출국하던 일본인을 조사했으나 금을 압수하거나 처벌할 근거가 없어 ‘혐의 없음’ 처분을 하고 출국시켰다 (경향신문 기사, 2018년 1월 31일).
- 10) 관세청이 집계한 거주자 해외여행경비 반출액이 2017년에 전년 대비 두 배 이상 증가하였으며, 2018년 1월 한 달 반출액이 2016년 전체 반출액을 넘어섰다. 특히, 일본, 홍콩, 태국으로의 해외 여행 경비 반출이 크게 증가하였으며, 반출자의 평균연령도 2016년 50대 초반에서 2017년 46세, 2018년 1월 38세로 낮아져 개인들이 재정차익거래를 시도했을 가능성이 높다.

공식 환율과 비트코인 환율에서 비트코인 프리미엄은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\Delta_t = \frac{e_t^{Bitcoin} - e_t^{Official}}{e_t^{Official}}$$

여기서  $e_t^{Bitcoin}$ 는 비트코인 환율,  $e_t^{Official}$ 은 공식 환율을 나타내며, 비트코인 프리미엄  $\Delta_t$ 는 비트코인 환율이 공식 환율에서 이탈한 정도를 나타낸다. 효율적 시장가설(EMH: Efficient Market Hypothesis) 하에서 공식 환율과 비트코인 환율은 정확하게 일치해서 비트코인 프리미엄이 영(0)이 되어야 한다. 그러나 현실적으로 거래비용, 시장의 활성화 정도 등에 따라 비트코인 프리미엄이 발생할 수 있다.

## 2. 자료 및 기초통계량

비트코인의 통화별 거래가격 및 거래량은 가장 많은 거래소를 포함하는 CryptoCompare.com 자료를 기준으로 Bitcointy.org 자료를 보완하여 사용하였다.<sup>11)</sup> 본 분석에는 비트코인의 통화별 일일 거래가 충분히 활성화된 2014년 8월 1일부터 2018년 6월 15일까지 평일 자료를 사용하였다.

<그림 4>는 주요국 비트코인 프리미엄과 미국 달러화 대비 해당 국가 통화의 일일 상대 거래량<sup>12)</sup>을 나타낸다. 한국 원화 거래는 2017년부터 거래량이 증가하고, 비트코인 거래 프리미엄이 상당히 크게 나타나 소위 ‘김치 프리미엄’이 발생하였다. 일본 엔화 거래는 2014년 2월 마운트콕스 사태<sup>13)</sup>로 거래소를 통한 비트코인 거래가 급감하였으나, 2016년부터 거래량이 지속적으로 증가하였으며 2017년 하반기 비트코인 프리미엄이 크게 증가하였다. 유로화 거래는 다른 통화에 비하여 비트코인 프리미엄의 변동성이 작은 편이며,

11) 원화 거래의 경우, CryptoCompare.com은 업비트, 빗썸, 코인원, 코빗 4개 취급업소 거래와 일부 P2P 거래를 포함한다. 일반적으로 암호화자산 자료를 집계하는 사이트에 따라 취급하는 거래소가 달라 통계치가 서로 상이한 경우가 발생하는 문제가 있다.

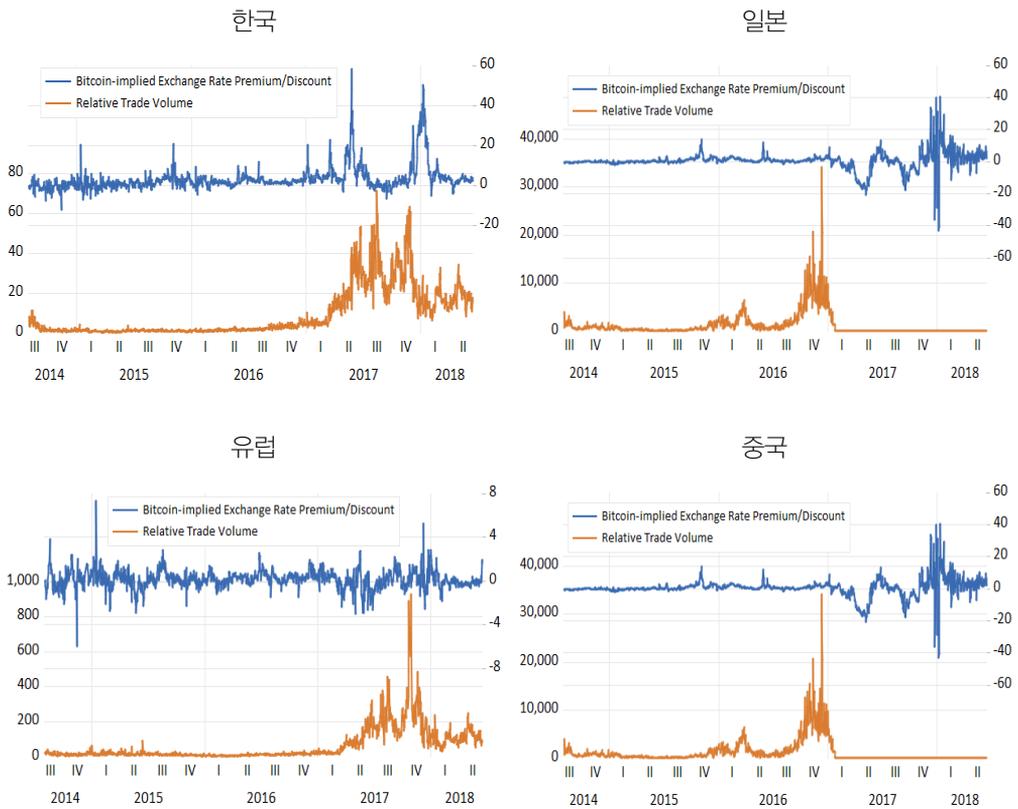
12) 상대 거래량은 달러화 거래량 대비 해당 통화 거래량을 의미한다.

13) 마운트콕스는 2011년 9월 거래소 지갑의 개인키를 도난당했고, 이후 지속적인 해킹으로 총 850,000BTC가 출금되었다 주장하며, 2014년 2월 당시 세계 최대 비트코인 거래소였던 마운트콕스가 파산 절차에 돌입하였다.

비트코인 가격이 급증한 2017년을 제외하고는 상당히 안정적인 거래량을 보인다. 중국 위안화 거래는 2016년 미국 달러화 거래 대비 300배까지 달하면서 거의 대부분의 비트코인 거래가 중국 위안화로 결제가 이루어졌으나, 중국 정부의 암호화자산 거래 금지 규제에 따라 2017년 이후 비트코인의 중국 위안화 거래량이 급감하였고, 이에 비트코인 프리미엄의 변동성이 크게 증가하였다. 비트코인의 낮은 환전비용을 감안하였을 때, 거래비용 이외의 비트코인 프리미엄이 상당기간 존재하는 것을 볼 수 있다.

〈그림 4〉 주요국 비트코인 프리미엄 및 상대 거래량

(단위: %)



자료: CryptoCompare.com; Bitcointy.org; 저자 계산.

〈표 1〉은 통화별 비트코인 프리미엄과 일일 상대 거래량의 기초통계량을 나타낸다. 한국 원화, 일본 엔화 거래에 전체샘플 기간 동안 비트코인 프리미엄이 컸음을 알 수 있으며, 이러한 프리미엄은 일일 거래량의 증가와 더불어 2017년 이후에 급격하게 증가하였다. 유로화 거래의 경우, 비트코인 프리미엄이 전체샘플 기간 동안 상대적으로 작았다. 중국 위안화 거래는 2017년 이전 미국 달러화 거래의 약 18배에 달할 정도로 활발하게 거래되었으나, 중국 당국의 암호자산 규제 이후 거래량이 급격하게 줄었다. 한편 중국 위안화 거래 비트코인 프리미엄은 거래가 활발했던 2017년 이전이 평균적으로 크지만, 프리미엄의 변동성은 거래가 감소한 2017년 이후에 더 큰 것으로 나타났다.

〈표 1〉 주요국 비트코인 프리미엄 및 상대 거래량

(단위: %)

	한국	일본	유럽	중국
<i>Panel A: 전체샘플</i>				
프리미엄	3.082 (6.346)	2.346 (4.041)	0.137 (0.856)	0.527 (5.565)
상대 거래량	8.981 (12.12)	103.3 (111.7)	61.56 (93.91)	1159.6 (2494.5)
<i>Panel B: 2014/08/01 - 2016/12/31</i>				
프리미엄	1.153 (2.558)	1.193 (2.233)	0.182 (0.812)	0.659 (1.505)
상대 거래량	1.729 (1.378)	54.83 (97.57)	14.32 (7.93)	1764.0 (2947.0)
<i>Panel C: 2017/01/01 - 2018/06/15</i>				
프리미엄	6.206 (9.001)	4.225 (5.457)	0.026 (0.916)	0.229 (8.870)
상대 거래량	21.05 (12.45)	184.1 (83.39)	140.2 (116.2)	153.3 (712.5)

주: 표의 숫자는 평균값, 표의 괄호 안 숫자는 표준편차를 나타냄.

자료: CryptoCompare.com; Bitcointy.org; 저자 계산.

〈표 2〉는 분석기간 동안 주요국들의 비트코인 프리미엄의 상관계수를 나타낸다. 한국과 일본의 비트코인 프리미엄의 상관계수가 0.72를 나타내는 등 비트코인 프리미엄의 상

관계수가 높은 통화들이 존재한다. 비트코인 프리미엄이 비트코인의 국내 수요 상승과 같은 국내적인 요인에 의해서만 결정된다면, 통화 간 비트코인 프리미엄의 상관관계가 낮아야 할 것이다. 따라서 이러한 높은 상관계수는 통화별 비트코인 프리미엄 간 상호연관성이 있을 수 있음을 시사한다.

〈표 2〉 주요국 프리미엄 상관관계

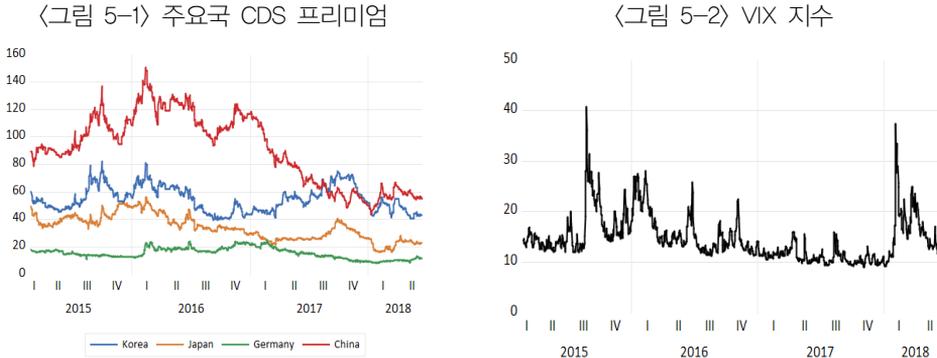
(단위: %)

	AUS	BRA	CAN	CHN	EUR	GBR	JPN	KOR	MEX	POL	RUS	THA	UKR	VNM
AUS	100	17	17	-1	13	18	13	9	20	8	18	7	25	32
BRA		100	10	-9	21	14	17	25	23	31	12	17	15	14
CAN			100	-5	5	16	-1	-8	5	3	34	3	24	20
CHN				100	-5	-7	19	20	3	6	2	9	2	-2
EUR					100	15	17	8	17	43	13	5	13	12
GBR						100	6	-2	5	9	21	-5	28	16
JPN							100	72	15	22	13	18	5	6
KOR								100	20	18	3	27	-9	-5
MEX									100	25	8	21	21	28
POL										100	18	12	23	22
RUS											100	1	27	26
THA												100	5	10
UKR													100	48
VNM														100

주: AUS는 호주, BRA는 브라질, CAN은 캐나다, CHN은 중국, EUR은 유로존, GBR은 영국, JPN은 일본, KOR는 한국, MEX는 멕시코, POL은 폴란드, RUS는 러시아, THA는 태국, UKR은 우크라이나, VNM은 베트남을 나타냄  
 자료: CryptoCompare.com; Bitcointy.org; 저자 작성.

한편 통화별 비트코인 프리미엄의 파급효과에 국내·외 실물 여건 및 금융 여건을 통제하기 위하여 국가별 신용부도 스왑(CDS: Credit Default Swap) 프리미엄 및 VIX 지수(Volatility Index)를 사용하였다. 〈그림 5〉는 주요국 CDS 프리미엄과 VIX 지수를 나타낸다. 대다수의 거시 변수들이 월별, 분기별 자료로 제공이 되는 반면, 본 분석은 일일 자료를 분석하기 때문에 일반적인 거시 변수를 분석에 사용하기 어렵다. 이에 각국의 국내 실물충격은 국가별 CDS 프리미엄, 해외 금융충격은 미국 주식시장의 변동성에 대한 시장의 기대를 나타내는 VIX 지수를 대리 변수(proxy variable)로 사용한다.

〈그림 5〉 주요국 CDS 프리미엄과 VIX 지수



자료: Bloomberg.

### 3. 실증분석 방법론

본 분석에서는 암호화자산 프리미엄 간 파급효과(spillover effect)를 분석하기 위하여 Diebold and Yilmaz(2012)가 제안한 방법론을 사용한다. Diebold and Yilmaz(2012)는 일반화된 벡터자기회귀(Generalized VAR: Generalized Vector Autoregression) 모형을 추정하고, 예측오차 분산분해(FEVD: Forecast Error Variance Decomposition)을 통해 각 변수 간 파급효과를 추정하는 방법론을 제안하였다. Koop, Pesaran and Potter(1996), Pesaran and Shin(1998)이 처음 제안한 일반화된 벡터자기회귀(Generalized VAR) 모형은 변수 순서에 결과가 달라지지 않는 특성이 있으며, 일간자료, 주간자료와 같이 분석시계(time-frequency)가 짧아 구조적 충격을 식별하기 어려운 금융자료 분석에 많이 활용된다. 한편, 예측오차 분산분해(FEVD)는 한 내생변수의 예측기간에 따라 얻어지는 예측오차의 분산에서 모형 내의 설명변수의 변동에 기인하는 부분을 백분율로 나타낸 것으로, 내생변수 변동에 대한 모형 내 개별 설명변수들의 상대적 중요성을 측정할 수 있으며, 이는 설명변수 간 파급효과를 의미한다. 한편, 암호화자산 프리미엄 간 파급효과를 동태적으로 살펴보기 위하여 롤링윈도우(rolling window)<sup>14)</sup> 방법론을 사용하여 반복적으로 추정한다.

14) 동태적 파급효과를 추정하는 방법론은 크게 롤링윈도우와 반복추정법(recursive estimation)이 있다. 롤링윈도우는 최신 자료를 추가하는 동시에 가장 오래된 자료를 제외시키면서 반복적으로 추정하는 기법으로 추정에 사용하는 데이터 개수 즉, 윈도우 크기(window size)가 고정된다. 반면에 반복추정법은 추정에 사용하는 데이터 개수를 늘려가면서 반복적으로 추정하는 기법으로

## 1) 벡터자기회귀(VAR) 모형

과거시차가  $p$ 인 VAR( $p$ ) 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

여기서  $X_t = (x_1, x_2, \dots, x_N)'$ 는  $N \times 1$  벡터, 즉  $N$ 개의 관심변수를 나타내며,  $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ 는 독립동일분포(*i.i.d.*: independent and identically distributed)를 가정한다. 오차벡터 VAR( $p$ ) 모형은 다음과 같이 이동평균(moving average) 형태로 나타낼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (1)$$

여기서  $A_i$ 는  $N \times N$  계수행렬이며,  $A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}$ 을 만족한다 ( $A_0 = I$ 이며,  $i < 0$ 에 대하여  $A_i = 0$ ). 즉, 관심변수들의 현재값  $X_t$ 는 시스템에 영향을 주었던 과거 충격들  $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$ 의 가중평균값으로 나타낼 수 있다. 그러나 과거 충격의 정확한 값은 데이터에서 관찰 불가능하다.

안정된 정상상태의 시스템에 충격이 가해져 나타나는 변수들의  $h$ 기 후 평균적인 반응은  $A_h$ 에 집약되어 있다. 행렬  $A_h$ 의  $j$ 번째 열에는 변수  $x_j$ 에 대한 충격이  $h$ 기 후 변수들의 실현치에 미치는 평균적인 영향이 나타나고, 행렬  $A_h$ 의  $i$ 행  $j$ 열 원소에는 변수  $x_j$ 에 대한 충격이  $h$ 기 후 변수  $x_i$ 에 미치는 평균적인 영향이 나타난다. 그러나 각 변수의 충격이 독립적이지는 않으며, 일반적으로 충격의 독립성을 구성하기 위해서는 식별(identification) 문제를 해결해야 한다. 일반적으로 식별조건에 따라  $A_h$ 이 달라질 수 있다.

---

분석시계가 늘어감에 따라 전체기간에 대한 추정치로 수렴한다. 본 연구는 비트코인 프리미엄 간 파급효과의 변화를 동태적으로 추정하는 것이 목적으로 롤링윈도우 방법론이 보다 적합하다.

## 2) 예측오차 분산분해(FEVD)

식 (1)과 같은 이동평균 형태에서 변수  $x_j$ 에 대한 충격에 따른 변수  $x_i$ 의  $H$ 기 이후 예측(누적)오차 분산분해  $\theta_{ij}^g(H)$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_j)^2}$$

여기서  $\Sigma$ 는 오차벡터의 분산,  $\sigma_{ii}$ 는  $i$  번째 방정식의 표준편차,  $e_i$ 는  $i$  번째 항은 1, 나머지는 0인 벡터를 의미하며, 이에 행렬  $A_h$ 의  $(i, j)$  원소는  $e_i' A_h e_j$ 로 나타낼 수 있다.

## 3) 일반화된 벡터자기회귀(Generalized VAR) 모형 하에서 파급효과 추정

별다른 식별조건을 부과하지 않은 상태에서는 변수  $x_j$ 에 대한 충격이 다른 변수에 대한 충격과 상관관계를 가지므로 다른 변수에 대한 충격 반응을 포함하며 이는  $\theta_{ij}^g(H)$ 에서 분모에 해당하는 값으로 조정할 수 있다. 한편, 분산분해 값을  $j$ 에 대하여 더한 값이 1이 되도록 다음과 같은 방법으로 정규화한다.

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)}$$

따라서  $\tilde{\theta}_{ij}^g(H)$ 는 변수  $x_i$ 의  $H$ 기 앞 예측오차에서 변수  $x_j$ 에 대한 충격이 기여한 비율로 해석할 수 있으며, 유입효과  $S_{i-}^g(H)$ 와 유출효과  $S_{i+}^g(H)$ 는 각각 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$S_{i-}^g(H) = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \times 100, \quad S_{-j}^g(H) = \frac{\sum_{i=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \times 100$$

유입효과  $S_{i-}^g(H)$ 는 변수  $x_i$ 의 변동성에 대한 다른 변수( $j$ )들의 영향력의 총합을 나타내며, 유출효과  $S_{-j}^g(H)$ 는 변수  $x_j$ 에 대한 충격이 다른 변수( $i$ )들에 미친 영향을 모두 합한 값을 나타낸다. 한편, 총파급효과(total spillover)는 다음과 같은 방법으로 도출할 수 있다.

$$S^g(H) = \frac{\sum_{i \neq j} \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \times 100$$

총파급효과는 모든 변수에 대하여 변수에 대한 충격이 자신 외의 다른 변수에 미친 영향을 모두 합한 값을 의미한다.

## IV. 실증분석 결과

본 분석에 사용한 일반화된 벡터자기회귀모형의 분석 결과는 일주일(5일)의 과거시차( $p$ ), 2주(10일) 이후( $H$ )의 예측오차 분산분해 결과를 기준으로 작성하였다. 동태적 분석 결과는 롤링윈도우의 윈도우 크기를 200일로 고정하고 반복적으로 추정하였다. 추정 결과는 과거시차, 예측오차 분산분해의 예측기간, 윈도우 크기에 대하여 상당히 강건한 결과를 보인다.<sup>15)</sup>

15) 5, 10일의 과거시차( $p$ ), 10, 20일 이후( $H$ )의 예측오차 분산분해, 200, 250, 300일의 윈도우 크기에 대하여 분석결과가 유사하게 추정되었다.

## 1. 통화별 비트코인 거래 프리미엄 파급효과

〈표 3〉은 Diebold and Yilmaz(2012) 방법론을 한국, 일본, 유럽, 중국의 비트코인 프리미엄에 적용하여 정태적으로 추정된 결과를 나타낸다. 해당 변수를 제외한 다른 변수로 충격이 전달되는 총파급효과는 전체 충격의 15.2%를 설명하며, 이는 금융변수 변동성 간 파급효과에 비하여 상대적으로 큰 편이다.<sup>16)</sup> 한국 비트코인 프리미엄은 상대적으로 유럽(4.9%), 중국(4.4%)에 비하여 일본(15.3%) 비트코인 프리미엄에 큰 영향을 미치는 것으로 추정되었고, 동시에 한국 비트코인 프리미엄은 유럽(1.5%), 중국(0.9%)에 비하여 일본(23.2%) 비트코인 프리미엄에 큰 영향을 받는 것으로 추정되었다. 한국 비트코인 프리미엄의 순파급효과는 일본( $7.9\%=23.2\%-15.3\%$ ) 비트코인 프리미엄으로부터 영향을 받고, 유럽( $-3.4\%=1.5\%-4.9\%$ ) 및 중국( $-3.5\%=0.9\%-4.4\%$ ) 비트코인 프리미엄에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일본 비트코인 프리미엄은 한국 비트코인 프리미엄과 유사한 결과를 보이며, 유럽과 중국의 비트코인 프리미엄의 파급효과는 한국과 일본의 비트코인에 비하여 상대적으로 미미한 것으로 추정되었다.

〈표 3〉 프리미엄 파급효과(Diebold-Yilmaz Spillover) 추정결과(1)

(단위: %)

	한국	일본	유럽	중국	유입효과
한국	74.4	23.2	1.5	0.9	25.6
일본	15.3	80.5	3.9	0.3	19.5
유럽	4.9	4.8	90.0	0.3	10.0
중국	4.4	1.1	0.2	94.3	5.7
유출효과	24.6	29.1	5.6	1.5	60.8
총유출효과 (자국효과 포함)	99.0	109.6	95.6	95.7	총파급효과: (60.8/400):15.2%

주: 각 행은 특정국가의 비트코인 거래 프리미엄이 타국의 프리미엄으로부터 받는 상대적 영향을 나타내며, 예측시점 10일 이후 예측오차 분산분해 결과로부터 얻은 수치임.

자료: 저자계산.

16) Diebold and Yilmaz(2012)는 1999년부터 2010년 사이 주식, 채권, 상품, 외환시장 변동성 간 파급효과를 분석하였고, 총파급효과는 12.6%로 추정되었다.

국내·외 실물, 금융여건을 고려한 비트코인 프리미엄의 파급효과를 살펴보기 위하여 비트코인 파급효과가 상대적으로 크게 추정된 한국, 일본의 비트코인 프리미엄에 한국과 일본의 CDS 프리미엄, VIX 지수를 추가하여 일반화된 벡터자기회귀 모형을 추정하였다. <표 4>는 그 결과를 나타낸다. <표 3>의 결과와 유사하게 한국과 일본의 비트코인 프리미엄은 서로 상당한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 한국 비트코인 프리미엄이 일본 비트코인 프리미엄의 15.7%를 설명하고, 일본 비트코인 프리미엄이 한국의 비트코인 프리미엄의 22.8%를 설명하는 것으로 추정되어, <표 3>의 결과 15.3%와 23.2%와 유사하게 추정되었다. 그러나 한국 비트코인 프리미엄에 한국의 실물 및 금융여건(한국 CDS 프리미엄, 0.7%) 및 대외 금융여건(VIX 지수, 0.1%)이 미치는 영향은 미미한 것으로 추정되었다. 한편 일본 비트코인 프리미엄도 한국 비트코인 프리미엄과 유사하게 일본의 실물 및 금융여건(일본 CDS 프리미엄, 0.6%) 및 대외 금융여건(VIX 지수, 0.1%)이 미치는 영향은 작은 것으로 추정되었다. 따라서 비트코인 프리미엄 형성에 국내·외 실물 및 금융여건이 미치는 영향은 미미하다고 할 수 있다.

<표 4> 프리미엄 파급효과(Diebold-Yilmaz Spillover) 추정결과(2)

(단위: %)

	원화 프리미엄	엔화 프리미엄	한국 CDS	일본 CDS	VIX	유입효과
원화 프리미엄	76.4	22.8	0.7	0.0	0.1	23.6
엔화 프리미엄	15.7	83.4	0.1	0.6	0.1	16.6
한국 CDS	0.4	0.3	75.1	8.2	15.9	24.9
일본 CDS	0.1	0.2	11.3	79.6	8.9	20.4
VIX	0.1	0.1	9.0	4.7	86.1	13.9
유출효과	16.3	23.3	21.2	13.6	25.0	99.4
총유출효과 (자국효과 포함)	92.7	106.7	96.3	96.3	111.1	총파급효과: (99.4/500):19.9%

주: 각 행은 특정변수가 다른 변수로부터 받는 상대적 영향을 나타내며, 예측시점 10일 이후 예측오차 분산분해 결과로부터 얻은 수치임.

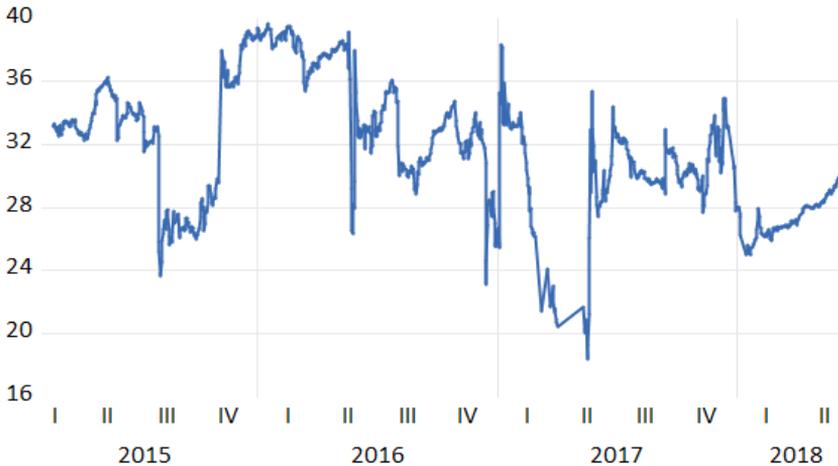
자료: 저자계산.

## 2. 동태적 파급효과 분석

롤링윈도우를 사용하여 한국, 일본, 유럽, 중국의 비트코인 프리미엄의 파급효과를 동태적으로 추정하였다. <그림 6>은 비트코인 프리미엄의 총파급효과(total spillover)를 동태적으로 나타낸다. 다른 나라의 비트코인 프리미엄의 총파급효과는 지속적으로 전체 분산예측의 30%정도 설명하고 있다. 2015년 4분기, 2016년 1분기에는 38%로 상승하였고, 2017년 1분기, 2분기에 하락하여 20% 수준으로 하락하였다.

<그림 6> 시기별 총파급효과 추정

(단위: %)



자료: 저자계산.

<그림 7>은 국가별 비트코인 프리미엄의 동태적 파급효과 중 유입효과를 나타낸다. 한국은 2016년 3기부터 2017년 1분기까지 중국에서의 영향이 상대적으로 큰 것으로 나타났으며, 이후 2017년 2분기에서 4분기까지는 일본으로부터의 영향을 크게 받은 것으로 추정되었다. 2016년 3기부터 2017년 1분기는 중국의 비트코인 거래가 가장 활발한 시기이며, 이후 중국 당국의 규제로 비트코인의 중국 위안화 거래가 급감하였다. 김치 프리미엄이 이슈가 된 2017년 2분기에서 4분기에 일본의 비트코인 프리미엄의 유입효과가 큰 것으로 유추된다. 한국에 비해서 일본, 유럽, 중국은 자국의 효과가 크게 추정되어 다른 나라에서의 파급효과는 상대적으로 미미한 것으로 추정되었다.

〈그림 7〉 프리미엄의 동태적 파급효과(유입효과)

(단위: %)

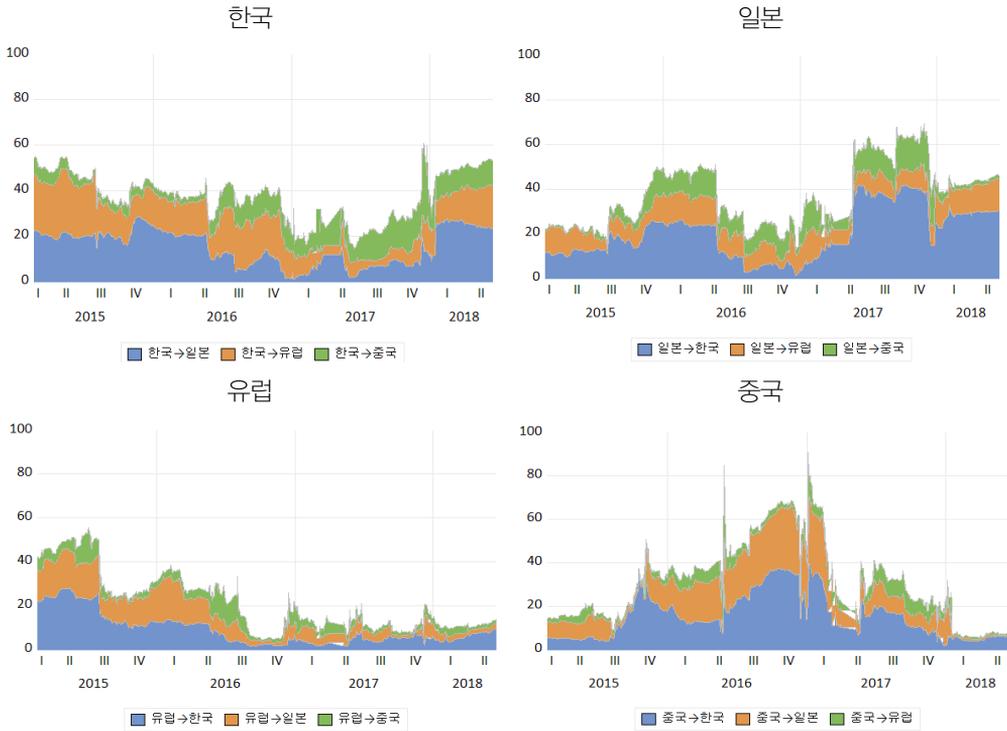


자료: 저자 계산.

〈그림 8〉은 국가별 비트코인 프리미엄의 동태적 파급효과 중 유출효과를 나타낸다. 동태적 파급효과를 유출 측면에서 살펴보면, 2015년 3분기까지는 유로화, 2015년 4분기부터 2016년 2분기까지는 일본 엔화, 2016년 2분기부터 2017년 1분기까지는 위안화의 파급효과가 크게 추정되었다. 2017년 2분기부터 2017년 4분기까지 일본 엔화의 파급효과가 증가하였으며 특히 한국 비트코인 프리미엄으로의 파급효과가 상당히 크게 추정되었다. 최근에는 한국 원화로부터 다른 통화의 비트코인 프리미엄으로의 파급효과가 증가하는 모습을 보인다.

〈그림 8〉 프리미엄의 동태적 파급효과(유출효과)

(단위: %)



자료: 저자 계산.

## V. 결론

본고는 암호화자산의 프리미엄이 재정차익거래 가능성의 형태로 국경을 넘어 파급되는 현상을 살펴보았다. 암호화자산은 인터넷 망을 통해 거래되어 국제자본이동이 용이한 특성을 가지고 있어, 그 가격이 전 세계적으로 동일해야 하지만, 김치 프리미엄과 같이 암호화자산 가격이 국가별로 상이한 시기가 실질적으로 나타나고 있다. 이러한 프리미엄이 투자자들의 암호화자산에 대한 수요 증가와 같은 국내적인 요인에 의해서만 발생되었다면, 통화별 프리미엄의 상호간 파급효과는 미미할 것이다. 한편, 암호화자산을 통한 국경 간 자본이동은 직접 관찰할 수가 없기 때문에, 통화별 비트코인 프리미엄의 유출·유입효과

를 분석하여 국경 간 자본이동을 유추하였다.

Diebold and Yilmaz(2012)의 일반화된 벡터자기회귀 모형을 한국, 일본, 유럽, 중국의 비트코인 프리미엄에 적용하여 추정한 결과, 특히 한국과 일본의 비트코인 프리미엄이 상호간 영향을 크게 미친 것으로 나타났다. 한국의 비트코인 프리미엄은 전 세계적으로 비트코인의 위안화 거래가 활발했던 2016년 3기부터 2017년 1분기에는 중국으로부터의 영향이 상대적으로 큰 것으로 나타났으며, 중국 당국의 암호화자산 거래 규제 이후인 2017년 2분기부터 4분기에는 일본으로부터의 영향이 큰 것으로 추정되었다. 이러한 통화별 비트코인 프리미엄의 상호간 파급효과는 암호화자산을 이용한 재정차익거래 유인에 따른 국경 간 자본이동이 있었음을 시사한다.

<참고문헌>

- 경향신문, 2018년 1월 31일, 「비트코인 팔아 한국 금괴 68kg 갖고 출국한 일본인, 금거래소선 VIP 대접」. [http://news.khan.co.kr/kh\\_news/khan\\_art\\_view.html?artid=201801310942001](http://news.khan.co.kr/kh_news/khan_art_view.html?artid=201801310942001)
- 관세청, 2018년 1월 31일, 「관세청, 가상통화 이용 신종 환치기 등 불법외환거래 적발」, 보도자료
- 대외경제정책연구원, 2018, 「디지털 경제 관련 G20 논의 대응방향 점검」, 기획재정부 용역보고서, 2018/8.
- 안성배 · 김효상 · 신평비 · 장희수 · 김지수, 2018, 「개방경제에서의 금융혁신 파급효과와 블록체인기술 발전의 시사점」, 연구보고서 18-00, 대외경제정책연구원.
- 한국은행, 2018, 「암호자산과 중앙은행」, 한국은행.
- Abadi, J. and Brunnermeier, M., 2018, “Blockchain Economics,” Mimeo Princeton University.
- Baek, C. and Elbeck, M., 2015, “Bitcoins as An Investment or Speculative Vehicle? A First Look,” *Applied Economics Letters*, Vol. 22(1), 30-34.
- Bariviera, A.F., 2017, “The Inefficiency of Bitcoin Revisited: A Dynamic Approach,” *Economics Letters*, Vol. 161, 1-4.
- BIS. 2018, “Cryptocurrencies: Looking Beyond the Hype,” BIS Annual Economic Report Chapter 5.
- Böhme, R., Christin, N., Edelman, B. and Moore, T., 2015, “Bitcoin: Economics, Technology, and Governance,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 29(2), 213-38.
- Bonneau, J., Miller A., Clark, J. Narayanan, A. Kroll, J.A. and Felten, E.W., 2015, “SoK: Research Perspectives and Challenges for Bitcoin and Cryptocurrencies,” IEEE Symposium on Security and Privacy.
- Bordo, M.D. and Levin, A.T., 2017, “Central Bank Digital Currency and the Future of Monetary Policy,” *National Bureau of Economic Research*, No. w23711.
- Bouoiyour, J. and Selmi, R., 2016, “Bitcoin: A Beginning of A New Phase,” *Economics Bulletin*, Vol. 36(3), 1430-1440.
- Cheah, E.T. and Fry, J., 2015., “Speculative Bubbles in Bitcoin Markets? An Empirical Investigation into the Fundamental Value of Bitcoin,” *Economics Letters*, Vol. 130, 32-36.
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K., 2012, “Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 28(1), 57-66.

- Fernández-Villaverde, J. and Sanches, D.R., 2018, “On the Economics of Digital Currencies,” Working Paper.
- Gandal, N., Hamrick, J.T., Moore, T. and Oberman, T., 2018, “Price Manipulation in the Bitcoin Ecosystem,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 95, 86-96.
- IMF. 2018, “A Bumpy Road Ahead,” Global Financial Stability Report.
- Ju, L., Lu, T., & Tu, Z., 2016, “Capital Flight and Bitcoin Regulation,” *International Review of Finance*, Vol. 16(3), 445-455.
- Koop, G., Pesaran, M.H. and Potter, S.M., 1996, “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 74(1), 119-147.
- Liu, W., 2018, “Portfolio Diversification across Cryptocurrencies,” *Finance Research Letters*, Vol. 29, 200-205.
- Liu, Y. and Tsyvinski, A., 2018, “Risks and Returns of Cryptocurrency,” *National Bureau of Economic Research* No. w24877.
- Nakamoto, S., 2008, “Bitcoin: A Peer-to-peer Electronic Cash System”.
- Pesaran, H.H. and Shin, Y., 1998, “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models,” *Economics Letters*, Vol. 58(1), 17-29.
- Pieters, Gina C. 2017, “Bitcoin Reveals Exchange Rate Manipulation and Detects Capital Controls,” Working Paper.
- Schilling, L. and Uhlig, H., 2018., “Some Simple Bitcoin Economics,” *National Bureau of Economic Research*. No. w24483.
- Urquhart, A., 2016, “The Inefficiency of Bitcoin,” *Economics Letters*, Vol. 148, 80-82.
- Yermack, D., 2015, “Is Bitcoin a Real Currency? An Economic Appraisal,” *Handbook of Digital Currency*, 31-43.

<Abstract>

## The Impact of Crypto-Asset on Cross-Border Capital Flows

Hyo Sang Kim

Korea Institute for International Economic Policy

This study investigates the phenomenon of cross-border crypto-asset premium spillover as potential arbitrage opportunities. Crypto-assets can easily transact anywhere online, so its price should be the same throughout the world. In reality, however, there are some periods that its price differs by countries, known as the Kimchi premium. As cross-border capital flows via crypto-assets are not directly observed, we estimate the spillover effects among Bitcoin premia by currencies to deduce such movements. By adopting the generalized VAR of Diebold and Yilmaz (2012) to bitcoin premia in Korea, Japan, Europe, and China, we find strong spillover effect between the bitcoin premia of Korean Won and Japanese Yen. During 2016Q3 and 2017Q1, when bitcoin trading dominated with Chinese Yuan, the premium of the Korean Won received substantial spillover effect from that of the Chinese Yuan. After 2017Q2, when the Chinese government imposed regulations on crypto-asset transactions, the impact of the premium of the Japanese Yen has become more significant to that of Korean Won. Our results suggest that there are cross-border capital flows that follow arbitrage opportunities.

**Keywords:** crypto-assets, bitcoin, international capital movements, Kimchi premium

**JEL Classification:** F32, G14, G15