

## 전통 및 이슬람 주식시장 간의 관계 분석: 말레이시아와 인도네시아를 중심으로\*

이선호\*\* · 이충열\*\*\*

### 국문초록

본 연구는 말레이시아와 인도네시아를 중심으로 전통적 주시시장과 이슬람 주식시장 간의 관계를 분석하고자 하였으며, 이때 실증분석은 국가별, 국가 간 분석의 두 가지로 구분하여 수행하였다. 구체적으로 실증분석을 위해 주가지수 자료의 가용성에 따라 2007년 1월 22일부터 2019년 7월 12일까지 일간 전통 및 이슬람 주가지수 자료를 활용하였으며, 분석모형은 상호영향력의 방향 및 크기를 파악할 수 있는 BEKK-GARCH 모형을 사용하였다. 또한, 분석결과의 강건성 확인을 위해 시간가변적 상관관계를 파악할 수 있는 DCC-GARCH 모형의 분석결과도 함께 제시하였다.

먼저 국가별 실증분석 결과에서는 예상치 못한 수익률 충격에 대해 말레이시아와 인도네시아가 상이한 성격을 가지는 것으로 제시되었다. 즉, 말레이시아는 전통 및 이슬람 주식시장 간 보완성을 가지는 반면, 인도네시아는 대체성을 가지는 것으로 제시되었다. 또한, 변동성 전이효과에 있어서도 말레이시아의 두 주식시장은 투자자들에게 분산투자효과가 나타날 수 있는 대체성을 가지는 반면 인도네시아는 분산투자효과가 없는 보완성을 가지는 것으로 제시되었다. 다음으로, 국가 간 분석 결과에서는 두 시장 모두에서 예상치 못한 수

\* 이 논문은 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2018S1A5A2A03036162)

\*\* 제1저자. 한남대학교 경제학부 조교수. sunho.eco@hnu.kr

\*\*\* 교신저자. 고려대학교 경제학과 교수. cllee@korea.ac.kr

익률 충격 전이에 대해 보완성을 가지며, 변동성 전이 측면에서도 투자자들의 분산투자의 효과가 나타날 수 있는 대체성이 존재하는 것으로 제시되었다. 이러한 결과의 강건성을 확인하기 위해 주식시장의 시간가변적인 상관관계를 분석한 결과 국내 주식시장 간 높은 상관관계가 있는 것으로 제시된 반면, 국가 간 주식시장의 상관관계는 비교적 낮게 제시되었다. 이는 양국 모두 국내 투자자 비중이 높은 반면, 외국인 투자자 비중이 낮은 특징을 가진다는 점을 고려하였을 때, 이상의 충격전이 분석 결과가 타당성을 가짐을 시사하였다.

**주제어:** 전통적 주식시장, 이슬람 주식시장, BEKK-GARCH, DCC-GARCH, 상호영향력

## I. 머리말

1990년대 시작된 전 세계적인 금융시장 개방화와 자유화의 기조 속에서 국제투자 및 자본수요 확대에 의해 국가 간 자본이동이 활발히 이루어지고 있다. 또한, 금융시장 중 특히 자본시장은 기업의 직접자금조달과 가계의 자산 증식 투자처로서의 역할과 더불어 금융시장의 유동성을 공급하는 등 금융시스템의 필수적 역할을 수행하기에 국가 경제성장에 매우 중요한 부분을 차지하고 있다(Levine and Zervos, 1996; Lloyd, 1977; Yadirichukwu and Chigbu, 2014 등).

한편, 이슬람 금융은 1960년대 이집트를 중심으로 이슬람 은행이 설립 및 운영되었으며, 1970년대 국가유가 급등에 따른 오일머니 유입으로 인해 중동국가를 중심으로 이슬람 은행이 설립되는 등 본격적인 성장세를 보였다. 이 후 1980년대 이슬람 투자회사의 설립이 본격화되고, 특히 1990년대 수쿱, 펀드 등 다양한 금융상품 및 이슬람 주가지수 등이 개발되는 등 지속적인 성장을 이룩하였다. 또한, 2000년대에는 막대한 오일머니 축적과 더불어 이를 활용하고자 하

는 전 세계적인 관심 집중과 무슬림 인구증가에 따른 이슬람 금융 수요 증가로 인해 영국, 싱가포르, 일본 등 비이슬람 국가에서도 이슬람 금융을 도입하고자 하는 노력이 이루어졌으며, 이를 통해 이슬람 금융은 급격히 성장할 수 있었다. 이러한 발전과정에서 이슬람 자본시장<sup>1)</sup>이 가지는 상대적인 비투기성, 안정적 수익 확보 가능성, 손익분담 원칙 적용, 자원배분의 효율성 등의 특징이 부각되면서 이슬람 은행과 더불어 이슬람 자본시장도 급격히 성장하였다(Maiyaki, 2013; Najeeb and Vejzagic, 2013).

이상과 같은 이슬람 금융의 발전 과정과 더불어 글로벌 금융위기를 계기로 전통적 금융시장과 이슬람 금융시장 간 관계에 대한 관심이 고조되었으며, 특히 자본시장을 중심으로 이들 간의 관계 규명에 대한 수많은 연구가 최근까지도 이루어지고 있다(Hasan, 2019; Jebran et al., 2017; Khamlichi et al., 2014; Jawadi et al., 2014; Saiti and Masih, 2016; Majid and Kassim, 2016; Pranata and Nurzanah, 2015; Karim and Gee, 2006 등). 이처럼 다양한 연구에도 불구하고 기존 연구들은 대부분 글로벌 이슬람 주식시장에 대한 연구가 주를 이루고 있으며, 소수의 개별국가 차원의 연구에서도 한 국가 내 이슬람 및 전통 주식시장 간 관계만을 고려하고 있다는 한계를 가진다.

이에 본 연구의 주요 특징을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 동남아시아 국가 중 인도네시아와 말레이시아는 전통금융시장과 이슬람금융시장이 공존하는 “이중 금융시스템”이 운영되고 있다는 특징을 가지고 있으며, 전통적 자본시장의 발전과 더불어 이슬람 자본시장의 발전도 상당히 진전되어 있다. 이에 본 연구는 인도네시아와 말레이시아 각 국의 이슬람 자본시장을 구성하는 주식, 펀드, 채권시장 중

1) 이슬람 자본시장은 은행 및 보험사가 제공하는 주식, 투자 펀드, 채권 등을 포함하고 이슬람 금융시스템의 유동성을 공급한다는 점에서 전통적 금융시장과 큰 차이가 없으나, 이러한 금융서비스가 이슬람 율법에 부합해야 한다는 조건이 충족되어야 하는 특징을 가진다.

주식시장을 중심으로 전통적 주식시장과 이슬람 주식시장의 시간가변적 관계를 파악하고자 한다.

둘째, 본 연구에서는 개별 국가 분석에 국한된 선행연구의 한계를 보완하기 위해 주식시장 간 관계 및 상관성 분석을 다음과 같은 두 가지로 구성한다. 먼저, 각 국가별 이슬람 주가수익률과 전통적 주가수익률 간 관계를 분석하는 것으로, 이를 통해 개별 국가의 이슬람과 전통적 주식시장의 대체성 또는 보완성 여부를 판단한다. 다음은 인도네시아와 말레이시아의 두 국가 간 주식시장의 관계 및 상관성을 분석하는 것으로, 이를 통해 이 두 국가의 주식시장 간 관계를 파악한다.

셋째, 주식시장 간 관계 파악의 강건성 확인을 위해 두 가지 분석 결과를 제시한다. 즉, 본 연구에서는 주식시장 간 상호 영향력의 크기와 방향을 파악할 수 있는 BEKK-GARCH 모형을 사용하여 주식시장 간 관계를 실증적으로 분석한다. 이와 더불어 시간가변적 조건부 상관관계를 고려한 DCC-GARCH 모형의 분석 결과를 부록으로 제시하여 분석 결과의 강건성을 확인한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 말레이시아와 인도네시아 주식시장의 발전과정 및 현황을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 실증분석을 위한 자료 설명과 분석모형을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 일련의 실증분석 결과를 살펴보고, 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론을 제시한다.

## Ⅱ. 기존연구 분석 및 주식시장 현황

### 1. 기존연구 분석

2000년대 오일머니 축적과 이를 활용하고자 하는 노력의 일환으

로 이슬람 금융은 급격히 발전할 수 있었으며, 이와 더불어 전통적 금융시장과 이슬람 금융시장에 대한 체계적인 연구들도 이루어졌다. 특히, 글로벌 금융위기를 기점으로 이들 관계에 대한 관심 고조와 더불어 활발한 연구가 진행되었으며, 이와 관련된 최근 기존연구들의 구체적인 내용은 다음과 같다.

먼저, Pranata and Nurzanah(2015)는 2006년부터 2015년까지 인도네시아의 전통적 주가지수와 이슬람 주가지수를 사용하여 이들의 성과와 변동성을 분석하였다. 그 결과, 인도네시아의 전통 및 이슬람 주가지수의 개별적인 성과는 큰 차이가 없지만, 이슬람 주가지수에 대한 금융당국의 관리를 통해 이슬람 주가지수는 전통적 주가지수보다 환율, 유가와 같은 외부적 요인에 의한 영향이 크지 않고, 상대적으로 변동성이 작은 특징을 가지고 있음을 밝혔다.

다음으로, Khamlich et al.(2014)은 2011년 3월까지 다우존스, FTSE, S&P, 모건스텐리에서 제공하는 각각의 가용한 전통적 및 이슬람 주가지수를 활용하여 이들 간 공적분 관계를 파악하고, 이를 통해 분산투자의 가능성을 분석하고자 하였다. 또한, 분산비 검정 (variance ratio test)을 통해 전통적 주가지수와 관련된 이슬람 주가지수의 효율성 수준을 분석하고자 하였다. 분석결과, 다우존스와 S&P의 이슬람 주가지수와 전통적 주가지수 간 공적분 관계가 없는 반면, FTSE와 MSCI 간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이를 통해 다우존스와 S&P의 이슬람 주가지수는 전통적 주가지수와 동조성 및 장기적인 분산투자의 이점을 가지기에 국제 투자자들에게 매력적인 투자처로 인식될 수 있음을 주장하였다. 한편, 효율성 분석 결과, 이슬람 주가지수의 효율성이 기존의 전통적 주가지수와 동일함을 밝혀, 이슬람 주가지수에 대한 투자는 투자자들의 신념을 훼손하지 않으면서도 위험조정 이익을 극대화하기 위한 대체효과를 가짐을 주장하였다.

Jawadi et al.(2014)은 유럽과 미국, 세계의 3개 지역을 중심으로 2000년부터 2011년까지 이슬람 주가지수와 전통적 주가지수 자료를 사용하여 이들의 금융성과를 분석하였다. 특히, 분석기간에 글로벌 금융위기 기간을 포함함으로써 위험에 따른 이슬람 및 전통 주식시장의 성과를 비교분석하였다. 분석결과, 전통적 주식시장에 대한 투자는 글로벌 금융위기 이전 및 큰 위험이 없는 기간에 높은 성과가 나타난 반면, 이슬람 주식시장에 대한 투자는 글로벌 금융위기 이후와 변동이 심한 시기에 높은 성과를 나타냈음을 밝혔다. 또한, 글로벌 금융위기의 영향은 이슬람 주식시장보다 전통적 주식시장에 크게 나타나 글로벌 투자자에게 이슬람 금융상품이 새로운 투자기회를 제공할 수 있음을 주장하였다.

Saiti and Masih(2016)는 아시아 지역의 4개 전통적 주가지수와 3개 이슬람 주가지수<sup>2)</sup>의 일간 수익률 자료를 활용하여 이들 간 동태적 관계를 분석하고자 하였다. 분석결과, Shariah China Index는 전통적 및 이슬람 주가지수와 장기적인 동조성을 가지며, 그랜저 인과성을 가짐을 밝혔다. 또한, Majid and Kassim(2016)은 인도네시아와 말레이시아를 중심으로 2004년부터 2015년까지 월간 전통 및 이슬람 주가지수를 활용하여 주가수익률의 차이와 캘린더 이상현상(calendar anomalies)<sup>3)</sup>의 여부를 분석하였다. 분석결과, 두 국가의 전통 및 이슬람 주가는 비슷한 움직임을 보이며, 주가수익률 간에도 큰 차이점이 존재하지 않아 두 시장의 통합이 잘 이루어져 있음을 주장하였다. 한편, 캘린더 이상현상에 대한 분석결과, 인도네시아의 전통적 주식시장에서는 4월과 7월, 이슬람 주식시장에서는 4월에 캘

2) Financial Times Stock Exchange Shariah China Index, Asia Shariah Index, Malaysia EMAS Shariah Index, China Shanghai Stock Exchange Composit Index, Hang Seng Index, Nikkei225, KOSPI

3) 기업의 분기실적 발표 전 주가가 상승 또는 하락하는 등 특정 시점에 일정한 흐름을 보이는 현상으로, 주식시장의 효율성을 판단하는 근거로 활용된다.

린더 이상현상이 발생하고 있음을 제시하였으며, 이를 통해 말레이시아 주식시장이 인도네시아 주식시장보다 더 효율적임을 주장하였다.

Jebran et al.(2017)은 파키스탄의 2008년 9월부터 2015년 9월까지 전통 및 이슬람 주가지수를 활용하여 두 지수 간 장·단기 관계를 분석하려 하였으며, 장기적 관계 분석을 위해 Johanson and Juselius 공적분 방법을, 단기적 관계 분석을 위해 VECM 모형을 사용하였다. 실증분석 결과, 이슬람과 전통적 주가지수 간 통계적으로 유의한 장·단기 관계를 확인할 수 있었으며, 이들 간 비대칭적인 양방향 변동성 전이효과가 있음을 밝혔다. 이러한 실증분석을 통해 Jebran et al. (2017)는 파키스탄의 국내 투자자들이 이슬람과 전통적 주가지수 모두를 포트폴리오를 구성하는 것은 낮은 분산투자의 기회를 가지게 되는 것임을 지적하는 반면, 국제 투자자의 경우 전통 및 이슬람 주가지수 중 한 가지를 포트폴리오에 활용함으로써 분산투자에 따른 이점을 확보할 수 있을 것이라 주장하였다.

마지막으로, Hasan(2019)은 2014년 1월부터 2018년 6월까지 방글라데시의 일간 전통적 주가지수와 이슬람 주가지수를 사용하여 이들 간 동조성 및 변동성 전이효과를 분석하였다. ARDL 한계검정법과 GARCH 모형을 사용한 분석결과, 전통 및 이슬람 주가지수 간 장·단기적인 동조성이 있으며, 전통적 주식시장에서 이슬람 주식시장으로의 변동성 전이가 이루지고 있음을 밝혔다. 이와 같은 결과를 통해 전통적 주식과 이슬람 주식을 포트폴리오로 구성하고 있는 방글라데시 투자자들의 경우 분산투자의 이점을 가질 수 없으며, 이에 위험 완화를 위해 전통 및 이슬람 주가지수가 아닌 다른 범주의 자산을 포트폴리오에 포함하여야 함을 주장하였다.

이상의 연구들은 대부분 두 주식시장 간 동조성 분석에 초점을 맞추고 있다. 즉, 주식시장 간 통합<sup>4)</sup> 및 동조화 정도가 크다는 것은

국제 투자자들이 두 시장으로부터 차익 거래에 따른 수익을 획득할 수 없으며, 포트폴리오 분산효과에 따른 이점도 상실할 수 있음을 의미한다. 이에 이러한 연구들은 국제 투자자들의 포트폴리오 결정에 매우 중요한 정보를 제공한다는 측면에서 의의를 가진다. 그러나 이러한 기존연구들은 대부분 세계적 차원 및 지역적 측면에서 이슬람 주가시장과 전통적 주식시장 간 관계를 분석하는데 초점을 맞추고 있어, 개별 국가의 특성을 반영하지 못하고 있다는 한계를 가진다. 한편, 개별국가를 대상으로 분석한 연구의 경우, 개별국가 내 주식시장 간 동조성 및 장·단기 영향 관계만을 분석하고 있어, 유사한 자본시장 구조를 가진 국가 간 상호영향에 대한 분석은 미흡하다는 한계를 가진다. 이에 본 연구에서는 동남아시아 국가 중 2중 금융시스템을 구축하고 있는 이슬람 국가인 말레이시아와 인도네시아를 중심으로 개별 국가별 분석 및 국가 간 분석을 통한 전통 및 이슬람 주식시장 간 관계를 분석하고자 한다.

## 2. 주식시장 현황

말레이시아의 주식시장 발전은 크게 세 기간으로 나누어 살펴볼 수 있다. 먼저 1988년부터 1990년까지 기간은 말레이시아 정부의 주식시장 자유화, 외국 기관의 중개활동 제한조치 완화 등 자본시장 개혁을 통한 주식시장 및 주식 중개기관의 발전이 눈에 띄게 나타났고, 다음으로 1993년에는 수퍼불(superbull)<sup>5)</sup> 발생으로 단기자본의

4) Cheng(2000)은 통합(integration)을 주식시장이 상호 관계 속에서 동일한 움직임을 보이고, 장기적인 안정적 관계를 가지는 것으로 정의하였다.

5) 1990년대 초, 글로벌 경제의 하강국면에도 불구하고 말레이시아는 높은 경제성장률(9.9%)과 링깃의 평가절상, 높은 수출증가율, 낮은 인플레이션(3.6%) 등에 힘입어 외국투자자들에게 매력적인 투자처로 인식되었으며, 이에 1994년 4월 말레이시아에 대한 외국인 자본의 급격한 유입으로 말레이시아 주가지수가 급격히 상승하였다.



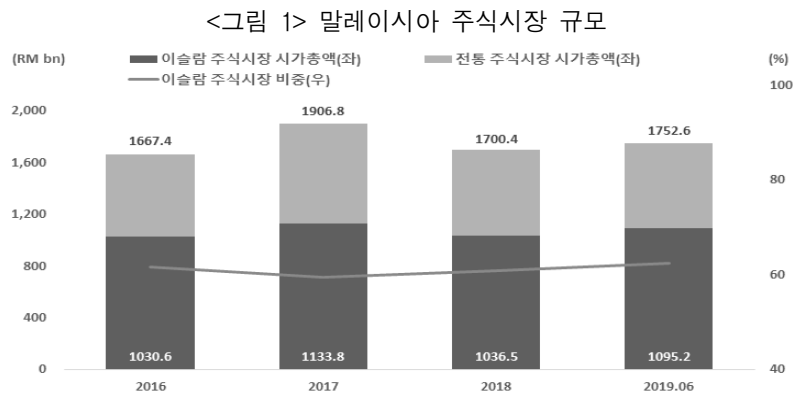
유입이 크게 증대되었을 뿐만 아니라 증권위원회<sup>6)</sup>가 설립되어 주식 시장이 발전이 지속되었다. 마지막으로 1997년 동아시아 외환위기로 인해 말레이시아 정부는 중기적으로 주식시장을 운영하고 자본 시장 마스터플랜 시행을 통해 말레이시아 주식시장의 향후 발전을 위한 기반을 마련하게 되었다.

이와 같은 과정을 통해 말레이시아 주식시장은 지속적으로 발전할 수 있었으며, 현재 동남아시아에서 가장 큰 주식시장을 형성하고 있다. 또한, 말레이시아는 국제 이슬람 투자자 수요를 충족시키기 위해 2007년 샤리아 적격 투자 상품으로 FTSE Bursa Malaysia EMAS Shariah Index<sup>7)</sup>와 FTSE Bursa Malaysia Hijrah Shariah Index<sup>8)</sup>를 개설하여 운영하고 있다. 이러한 지수를 구성하는 기업들은 말레이시아 증권위원회의 샤리아 자문위원회(Shariah Advisory Council, SAC)에 의해 검토 및 선정<sup>9)</sup>되고 있다. 이처럼 자본시장 발전을 위한 체계적 관리 및 적극적인 정부정책 등에 힘입어 말레이시아 주식시장은 해외 자본 투자의 유입을 통해 급속히 성장할 수 있었다.

최근 2019년 6월 기준으로 말레이시아 증권거래소(Bursa Malaysia)<sup>10)</sup>에는 920개 기업이 상장되어 있으며, 전체 시가총액은

- 
- 6) 자본시장의 체계적 발전과 투자자 보호를 위한 규제 마련 및 시행을 위해 재무부가 설립한 자체자금조달 법정기관으로 증권위원회법, 증권업법, 선물업법, 증권업법에 따라 자본시장을 규제한다.
  - 7) 본 지수는 샤리아 자문위원회의 샤리아 적격 심사 방법에 따른 FTSE Bursa Malaysia EMAS Index와 FTSE Bursa Malaysia Small Cap Index, FTSE Bursa Malaysia Mid-S Cap Index로 구성되어 있다.(FTSE Russell)
  - 8) 본 지수는 샤리아 자문위원회와 Yassar의 샤리아 적격 심사방식에 따라 FTSE Bursa Malaysia EMAS Index의 전체 시가총액 중 상위 30개 기업으로 구성되어 있다.(FTSE Russell)
  - 9) 샤리아 자문위원회는 ①이자 기반 금융서비스 제공, ②도박, ③비할랄 상품의 제조 및 판매, ④전통적 보험업, ⑤샤리아에 부합되지 않는 엔터테인먼트 활동, ⑥담배 상품 및 관련 상품의 제조 및 판매, ⑦샤리아 비적격 증권의 거래 및 중개, ⑧샤리아에 부합되지 않는 것으로 여겨지는 기타 활동 등의 8가지 기업 활동 여부를 판단하여 샤리아 적격 심사를 수행하고 있다.
  - 10) 말레이시아 증권거래소는 1960년 3월 설립되었으며, 1961년 싱가포르와 쿠알라룸

1,753십억 링깃으로 약 4,229천억 달러에 이른다. 이 중 697개인 76%가 샤리아를 준수하고 있으며, 이때 샤리아 준수 증권(Shariah-compliant securities)은 기업의 샤리아 원칙 준수 여부에 따라 투자 허용 대상으로 분류된 증권 거래소 상장 회사의 유가증권을 의미한다. 이러한 샤리아 준수 증권 목록은 1997년 6월 증권위원회(SC)의 샤리아 자문위원회(SAC)에서 도입되었으며, 이 목록은 기업의 연간 재무보고서와 기업 정보에 대한 설문조사, 기업 경영진에 대한 특정 문의를 통해 1년에 5월과 11월 두 번 재선정된다. 이와 같은 절차를 거쳐 선정된 2019년 6월 기준 샤리아 준수 증권의 시가총액은 1,095십억 링깃(약 2,643천억 달러)으로 전체 시가총액의 약 62.5%를 차지하고 있다.



자료: Securities Commission Malaysia, Equities Market Overall Statistics.

프 간 단일시장 거래소 시스템을 수립하였다. 1965년 싱가포르의 분리로 말레이시아-싱가포르 증권거래소(Stock Exchange of Malaysia and Singapore, SEMS)가 설립되었으며, 1973년 싱가포르와의 통화 상호교환(currency interchangeability) 종료와 말레이시아 화폐의 유동화를 위해 말레이시아 증권거래소는 쿠알라룸푸 증권거래소(KLSE)와 싱가포르 증권거래소(SES)로 분리되었다. 2004년 주식회사 전환법에 따라 쿠알라룸푸 증권거래소는 주식회사로 전환되었으며, 이때 증권거래업무를 부르사 말레이시아 증권회사로 이관함과 동시에 상호를 부르사 말레이시아 주식회사(Bursa Malaysia Berhad)로 개칭하여 현재의 증권거래소가 되었다.

한편, 인도네시아는 1977년 자카르타 증권거래소(JSX)가 재설립된<sup>11)</sup> 이후, Pakdes package를 통한 다양한 규제 개혁<sup>12)</sup>으로 1990년대 중반까지 주식시장이 크게 발전하였다. 현재 인도네시아 증권거래소(IDX)는 최초 자카르타 증권거래소(JSX)로 알려져 있으며, 2007년 수라바야 증권거래소(SSX)와 합쳐지면서 지금의 인도네시아 증권거래소가 되었다.

이와 같은 인도네시아 주식시장에서 이슬람 주식과 관련된 지수는 크게 인도네시아 샤리아 주가지수와 자카르타 이슬람 지수의 두 가지로 구분할 수 있다. 먼저, 인도네시아 샤리아 주가지수(Indonesia Sharia Stock Index; ISSI)는 2011년 5월 개설되었으며, 이는 인도네시아 금융감독청이 매 6개월마다 공표하는 샤리아 증권을 포함하는 주식으로 구성된 종합지수이다. ISSI는 인도네시아 이슬람 주식시장의 성과를 나타내며, 이를 구성하는 요소들은 1년에 5월과 11월 두 번 재설정된다. 다음으로 자카르타 이슬람 지수(Jakarta Islamic Index; JII)는 2000년 7월 개설된 인도네시아 자본시장의 최초 이슬람 주식지수이다. JII의 구성요소는 인도네시아 증권거래소(IDX)에 상장되어 있는 30개 주요 이슬람 주식으로 ISSI와 마찬가지로 1년에 5월과 11월 두 번 재설정 된다<sup>13)</sup>. 이와 같은 인도네시아 주식시장은

11) 1912년 네덜란드 식민 정부가 증권거래소를 설립하면서부터 자본시장이 형성되었으나, 주식거래에 대한 정부의 수많은 규제 도입에 따른 자본시장 침체로 1956년 증권거래소가 폐쇄되었다. 1977년 재무부의 자본시장 운영위원회(Capital Market Operation Board)가 새롭게 창설되면서 자카르타 증권거래소(JSX)가 재설립되었다.

12) Pakdes package 1987은 증권거래소에서 정부의 역할 축소, 시장 원리에 따른 주가 변동 허용, 장외거래와 더불어 외국인의 증권거래소를 통한 주식 매매를 허용하였다. 이후 Pakdes package 1988을 통해 비은행 금융기관과 자본시장에 대한 규제 완화(민간 소유의 증권거래소 허용, 자카르타 외곽의 주요 도시에 새로운 거래소 설립 기회 제공 등)가 가속화되었다.

13) IDX는 JII 구성요소를 결정함에 있어 다음과 같은 절차를 거친다. 먼저, 샤리아 주식은 최근 6개월 ISSI에 기록되어진 주식을 포함하여야 하며, 지난 1년간 평균 시가총액이 가장 높은 주식을 중심으로 60개 주식을 선정한다. 이 후 일간 거래가치가 높은 30개 주식을 선별하여 이를 구성항목으로 선정한다.

2018년 기준 622개 기업이 상장되어 있으며, 이 중 64%에 해당하는 400개 기업이 샤리아를 준수하고 있다. 또한, 전체 상장기업의 시가총액은 약 IDR 7,023조이며, 샤리아 준수 기업의 시가총액은 약 3,653조로 전체 시가총액의 52% 수준이다. 한편, 2017년 인도네시아 증권거래소의 전체 주식거래 금액은 약 IDR 2,040조에 달하며, 샤리아 주식거래는 IDR 1,110조로 전체 주식거래 중 54%를 차지하고 있다.

<표 1> 인도네시아 주식거래 현황

	IDX 총 주식거래		이슬람 주식거래		이슬람 주식거래 비중(%)
	거래량 (백만)	거래금액 (10억 IDR)	거래량 (백만)	거래금액 (10억 IDR)	
합계	2,536,279	2,040,086	1,494,125	1,109,966	54%
일 평균	10,568	8,500	6,226	4,625	54%

자료: IDX, Yearly Statistics 2018.

### Ⅲ. 자료 및 추정모형

#### 1. 자료

본 연구는 말레이시아와 인도네시아를 중심으로 전통적 주식시장과 이슬람 주식시장 간의 관계를 실증적으로 분석하고자 하며, 분석을 위해 Yahoo Finance와 Bloomberg에서 제공하는 2007년 1월 22일부터 2019년 7월 12일까지 국가별 일간 전통 및 이슬람 주가지수 자료를 사용하였다<sup>14)</sup>. 이때, 실증분석을 위한 말레이시아와 인도네

14) 말레이시아 이슬람 주가지수인 Bursa Malaysia Hijrah Sharia Index가 작성 및 공표

시아의 전통 주가지수는 각각 FTSE Bursa Malaysia KLCI Index (KLCI)와 Indonesia Composite Index(IDX)를 사용하였으며, 이슬람 주가지수는 각각 FTSE Bursa Malaysia Hirjah Sharia Index(Hirjah)와 Jakarta Islamic Index(JII)를 사용하였다.

한편, 일반적으로 금융시계열 자료가 가지는 불안정성을 해결하기 위해 식(1)과 같이 주가지수를 자연대수로 차분하여 안정적 시계열인 주가수익률로 전환하여 사용하였다. 이때  $R_t$ 는  $t$ 기의 해당 주식의 주가수익률을 나타내며,  $P_t$ 와  $P_{t-1}$ 은 각각  $t$ 기와  $t-1$ 기의 주가지수를 나타낸다.

$$R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \times 100 \quad (1)$$

이상과 같은 식(1)을 사용하여 도출한 국가별 전통 및 이슬람 주가수익률 자료의 기초통계량은 <표 2>와 같다. <표 2>에서 말레이시아와 인도네시아의 전통 및 이슬람 주가수익률의 평균은 모두 양(+)의 값을 가지며, 이는 분석기간 동안 해당 주식에 대한 투자수익이 발생하고 있음을 의미한다. 한편 국가별 주가수익률의 왜도는 모두 음(-)의 값으로 평균을 중심으로 왼쪽으로 치우친 모습을 나타내며, 첨도도 정규분포인 3보다 큰 첨예한 모습을 보이고 있다. 또한, Jarque-Bera 통계량도 1% 유의수준에서 정규성 가정을 기각하고 있으며, Ljung-Box 검정 결과도 국가별 주가수익률의 자기계열상관이 없다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이와 같은 기초통계량 분석 결과는 국가별 주가수익률 자료가 이분산성 및 자기계열상관의 특성을 가지고 있음을 제시하고 있으며, 이에 GARCH 유형의 모형을 사용한 실증분석이 적절할 것으로 판단하였다.

---

되고 있는 2007년 1월 22일 이후부터 2019년 7월 12일까지를 분석기간으로 설정하였다.

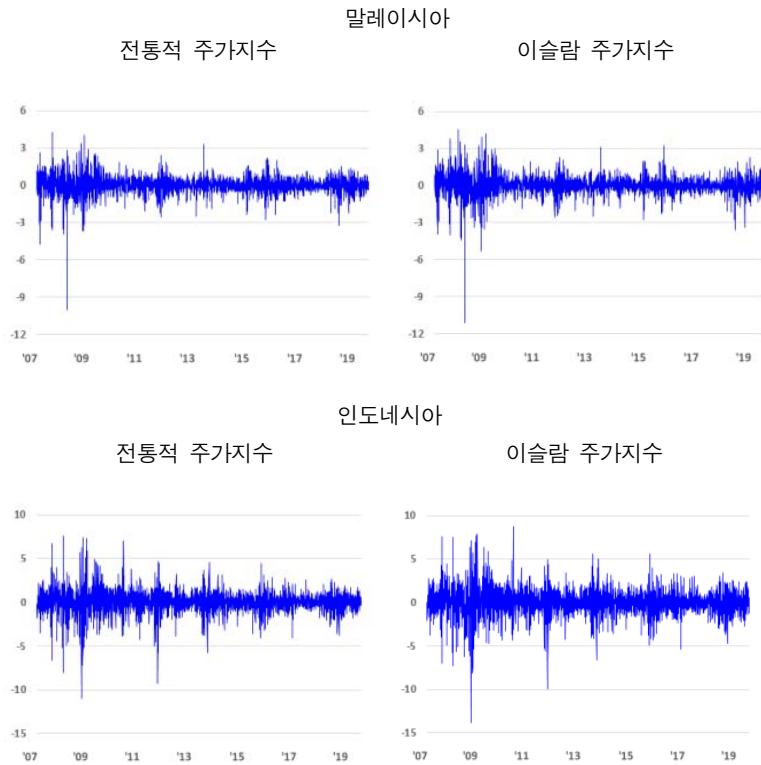
&lt;표 2&gt; 국가별 전통 및 이슬람 주가수익률의 기초통계량

	말레이시아		인도네시아	
	전통	이슬람	전통	이슬람
평균	0.01	0.02	0.04	0.03
중위값	0.01	0.01	0.06	0.03
최대값	4.26	4.54	7.62	8.75
최소값	-9.98	-11.09	-10.95	-13.86
표준편차	0.73	0.78	1.28	1.52
왜도	-1.15	-1.11	-0.65	-0.53
첨도	18.27	20.30	11.84	9.93
Jarque-Bera	31,483.93 [0.00]	40,159.61 [0.00]	10,547.10 [0.00]	6,481.23 [0.00]
$Q(20)$	68.57 [0.00]	66.04 [0.00]	106.91 [0.00]	77.83 [0.00]
$Q^2(20)$	361.78 [0.00]	310.21 [0.00]	1,656.00 [0.00]	1224.10 [0.00]
관측치	3,168	3,168	3,168	3,168

주:  $Q$ 는 Ljung-Box 검정통계량으로 20시차는 영업일 기준으로 4주에 해당하며, [ ] 안의 수는 P-값을 나타냄.

한편, 말레이시아와 인도네시아의 전통 및 이슬람 주가수익률 변화 추이는 <그림 2>와 같으며, 국가별 모든 경우에서 양(+) 또는 음(-)의 주가수익률 분산 변화가 일정기간 지속되는 변동성 군집현상을 확인할 수 있다.

<그림 2> 말레이시아와 인도네시아의 주가수익률 추이



자료: Yahoo Finance(<http://finance.yahoo.com>), Blommborg Database

다음으로 국가별 주가수익률 자료의 정상성 여부를 확인하기 위해 각 주가수익률 자료에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정을 실시하였다. 이러한 단위근 검정 결과는 <표 3>과 같으며, 그 결과 모든 주가수익률 자료가 정상성을 가지는  $I(0)$  변수인 것으로 나타났다.

&lt;표 3&gt; 단위근 검정 결과

		유형	ADF 검정		
			절편	추세+절편	없음
말레이시아	전통	수준	-50.36*** [0.00]	-50.36*** [0.00]	-50.35*** [0.00]
		1차 차분	-22.62*** [0.00]	-22.61*** [0.00]	-22.62*** [0.00]
	이슬람	수준	-50.20*** [0.00]	-50.21*** [0.00]	-50.18*** [0.00]
		1차 차분	-22.70*** [0.00]	-22.70*** [0.00]	-22.70*** [0.00]
인도네시아	전통	수준	-51.11*** [0.00]	-51.11*** [0.00]	-51.08*** [0.00]
		1차 차분	-23.30*** [0.00]	-23.29*** [0.00]	-23.30*** [0.00]
	이슬람	수준	-53.13*** [0.00]	-53.13*** [0.00]	-53.13*** [0.00]
		1차 차분	-23.65*** [0.00]	-23.65*** [0.00]	-23.66*** [0.00]

주: (i) [ ] 안의 수는 p-값을 나타냄. (ii) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함.

## 2. 추정모형

일반적인 다변량 GARCH 모형은 변수의 수가 증가함에 따라 추정해야 할 모수의 수가 급격히 증가한다는 단점을 가진다. 이에 Bollerslev(1990)는 조건부 공분산이 조건부 분산에 비례한다는 가정을 도입한 다변량 CCC-GARCH(Constant Conditional Correlation Multivariate GARCH) 모형을 제시함으로써 추정 모수의 수를 줄이는데 기여하였으나, 추정상의 편의를 위해 조건부 상관관계가 일정하다는 제약을 사용하여 금융변수 간 시간가변성을 고려하지 못하였다는 단점을 가진다. 이에 Engle(2002)은 CCC-GARCH 모형의 단



점을 보완하여 시간가변적 조건부 상관관계를 고려한 DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH)모형을 제시함으로써 한 나라 또는 해당 주식수익률 변동이 다른 나라 또는 다른 주식수익률에 미치는 충격전이 효과를 검증할 수 있도록 하였다.

그러나 CCC-GARCH 및 DCC-GARCH 모형은 잔차들 간의 조건부 상관관계에 특정 제약을 가함으로써 추정 모수의 수를 줄이고 추정상의 효율성 및 편리성을 향상시켰음에도 불구하고 충격전이의 크기와 방향성을 정확히 파악하기 어렵다는 단점을 가진다. 이에 본 연구에서는 Engle and Kroner(1995)가 제안한 변수 간 상관관계 구조의 제한이 없는 BEKK-GARCH 모형을 사용하여 주가수익률 간 변동성 및 충격전이 효과를 파악한다.

본 연구에서 사용한 BEKK-GARCH 모형은 다음과 같으며, 여기에서 식(1)과 식(2)는 평균방정식을, 식(3)은 분산방정식을 나타낸다.

$$r_t = \mu_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

$$r_t = \mu_t + r_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (2)$$

$$H_t = C' C + A' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B \quad (3)$$

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (4)$$

식(1)에서  $r_t$ 는  $t$ 시점에서 두 주가수익률을 나타내는 벡터이며,  $\mu_t$ 는 장기추세계수를 나타낸다. 또한,  $\epsilon_t$ 는  $t$ 시점에서의 오차 벡터를 나타내며, 이는  $t-1$ 시점의 시장정보( $I_{t-1}$ ) 하에서 평균이 0, 분산이  $H_t$ 인 정규분포를 따른다. 한편, 본 연구에서는 두 주가수익률(전통/

이슬람) 간 관계 및 두 국가(말레이시아/인도네시아) 간 관계를 분석함에 있어 식(1)과 같은 일반적 평균방정식(이하 BEKK)과 더불어 전기의 두 주기수익률 및 국가 간 상호간 영향을 고려하여 식(2)와 같은 형태의 평균방정식(이하 VAR(1)-BEKK)도 함께 고려하여 분석한다.

다음으로 식(3)에서  $H_t$ 는  $t$ 시점에서의 조건부 분산-공분산 행렬이며, 식(4)와 같이 상수 계수로 이뤄진 하방삼각행렬(C), 조건부 잔차행렬(A), 조건부 공분산 행렬(B)의 조합으로 이루어져 있다. 여기에서 A행렬은 예기치 않은 충격에 대한 조건부 변동성이 영향을 받는 충격 전이 정도를 나타낸다. 구체적으로 A행렬의 대각 원소( $a_{11}, a_{22}$ )는 해당 주기수익률의 예기치 않은 충격에 대한 조건부 변동성이 영향을 받는 정도를 의미하며, 비대각원소( $a_{12}, a_{21}$ )는 해당 주기수익률에서의 예기치 않은 충격이 다른 주기수익률 변동성에 미치는 영향을 의미한다. 다음으로 B행렬은 변동성 전이 효과를 나타내며, B행렬의 대각 원소( $b_{11}, b_{22}$ )는 해당 주기수익률이 자신의  $t-1$ 기 변동성에 영향을 받는 정도를, 비대각원소( $b_{12}, b_{21}$ )는 해당 주기수익률에서의  $t-1$ 기 변동성이 다른 주기수익률의 조건부 변동성에 미치는 영향을 의미한다.

이상과 같은 BEKK-GARCH 모형은 식(5)와 같은 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 통해 추정되며, 여기서  $T$ 는 관측치 수이며,  $\theta$ 는 추정될 수 있는 모수의 벡터를 의미한다.

$$L(\theta) = -T \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \{ \ln |H_t(\theta)| + \epsilon_t(\theta)' H_t^{-1} \epsilon_t(\theta) \} \quad (5)$$

### Ⅲ. 실증분석 결과

#### 1. 실증분석

본 연구의 실증분석은 전통 및 이슬람 주가수익률 간 국가별 분석과 국가간 분석으로 구분하여 실행하였다. 이 중 국가별 전통 및 이슬람 주가수익률 간 BEKK-GARCH 모형 추정결과는 다음 <표 4>와 같다.

<표 4>의 평균방정식 추정결과, 인도네시아와 말레이시아 모두 전기의 전통적 주가수익률은 현재의 전통 주가수익률과 이슬람 주가수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 반면, 전기의 이슬람 주가수익률은 현재의 전통 및 이슬람 주가수익률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 4> 국가별 주가수익률 관계 추정결과

	인도네시아		말레이시아	
	BEKK	VAR(1)-BEKK	BEKK	VAR(1)-BEKK
평균방정식				
$C_1$	0.06*** (4.25)	0.03*** (2.83)	0.02** (2.55)	0.02** (2.27)
$C_2$	0.05*** (2.89)	0.01 (0.59)	0.03*** (3.12)	0.03*** (2.85)
$R_{t-1}^{11}$		0.53*** (24.30)		0.10** (2.48)
$R_{t-1}^{12}$		-0.004 (-0.30)		0.02 (0.47)
$R_{t-1}^{21}$		0.85*** (47.59)		0.13*** (2.96)
$R_{t-1}^{22}$		-0.14 (-11.04)		0.002 (0.05)

분산방정식				
$C_{11}$	0.02*** (5.04)	0.003** (2.54)	0.01*** (4.82)	0.01*** (4.88)
$C_{21}$	0.02*** (4.91)	0.002** (2.09)	0.01*** (4.80)	0.01*** (4.82)
$C_{22}$	0.02*** (4.97)	0.004*** (3.25)	0.01*** (4.55)	0.01*** (4.54)
$\alpha_{11}$	0.28*** (15.58)	0.33*** (20.59)	0.29*** (7.02)	0.29*** (6.87)
$\alpha_{12}$	-0.06** (-2.28)	-0.01 (-1.17)	0.11*** (2.85)	0.11*** (2.75)
$\alpha_{21}$	-0.02 (-1.02)	-0.04** (-2.29)	0.06 (1.50)	0.05 (1.42)
$\alpha_{22}$	0.29*** (15.63)	0.28*** (19.80)	0.22*** (5.90)	0.22*** (5.74)
$\beta_{11}$	0.96*** (204.83)	0.95*** (191.80)	0.92*** (57.28)	0.92*** (57.50)
$\beta_{12}$	0.01* (1.79)	0.003 (1.29)	-0.05*** (-3.69)	-0.05*** (-3.73)
$\beta_{21}$	0.002 (0.57)	0.01*** (2.66)	0.01 (0.58)	0.01 (0.62)
$\beta_{22}$	0.95*** (174.99)	0.96*** (264.76)	0.98*** (84.25)	0.99*** (82.72)
$MVQ(20)$	102.64 (0.02)	77.87 (0.30)	72.61 (0.59)	67.70 (0.62)
Eigen value	0.98	0.98	0.98	0.99

주: i) ( ) 안의 수는 t-값임. ii) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄. iii) MVQ는 다변량 GARCH모형에서 잔차의 자기상관관계를 검정하는 Portmanteau Q 검정통계량으로 20은 영업일 기준 4주를 나타냄. iv) Eigenvalue는 GARCH 특성다항식의 고유값으로 1보다 작을 경우, 공적분 정상성(covariance stationary)을 가지는 것으로 판단함.

분산방정식 추정결과에서 먼저, A행렬의 경우 전기에 발생한 예기치 않은 자신의 수익률 충격이 현재 수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로, 예기치 않은 전 통 주가수익률 충격이 이슬람 주가수익률에 미치는 영향은 인도네시아의 BEKK 모형에서만 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는

것으로 나타난 반면, 말레이시아는 모든 모형에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 예기치 않은 이슬람 주가수익률 충격이 전통 주가수익률에 미치는 영향은 인도네시아 VAR(1)-BEKK 모형에서만 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 다른 모형들에서는 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다.

B행렬의 변동성 전이효과는 말레이시아와 인도네시아 모두 전기의 변동성이 현재 자신의 조건부 변동성에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 전통적 주가수익률의 변동성이 이슬람 주가수익률 변동성에 미치는 영향은 인도네시아 BEKK 모형에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 말레이시아는 모든 모형에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편, 이슬람 주가수익률의 변동성이 전통적 주가수익률 변동성에 미치는 영향은 인도네시아의 VAR(1)-BEKK 모형에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 국가 간 전통 및 이슬람 주가수익률에 대한 BEKK-GARCH 모형 추정결과는 다음 <표 5>와 같다.

<표 5>의 평균방정식 추정결과, 말레이시아의 전통 주가수익률은 자신의 전기 주가수익률과 인도네시아 전통 주가수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 받는 반면, 인도네시아는 통계적으로 유의한 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 또한, 말레이시아의 이슬람 주가수익률은 자신의 전기 주가수익률과 인도네시아 전기 이슬람 주가수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 받는 반면, 인도네시아는 말레이시아의 전기 이슬람 주가수익률에는 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 받으나 자신의 이슬람 주가수익률에는 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

분산방정식 추정결과에서 먼저, A행렬의 경우 전통 및 이슬람 주식시장의 전기에 발생한 예기치 않은 자신의 수익률 충격이 현재 수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로, 예기치 않은 말레이시아의 전통 및 이슬람 주가수익률 충격은 인도네시아 전통 및 이슬람 주가수익률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 반면, 인도네시아의 전통 및 이슬람 주가수익률 충격은 말레이시아 전통 및 이슬람 주가수익률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 5> 국가 간 주가수익률 관계 추정결과

	양국 전통주식 간		양국 이슬람 주식 간	
	BEKK	VAR(1)-BEKK	BEKK	VAR(1)-BEKK
평균방정식				
$C_{MA}$	0.02** (2.39)	0.02** (1.99)	0.03*** (3.24)	0.03*** (2.92)
$C_{IND}$	0.06*** (3.71)	0.06*** (3.62)	0.05** (2.30)	0.04** (2.15)
$R_{t-1}^{11}$		0.08*** (3.97)		0.12*** (6.01)
$R_{t-1}^{12}$		0.05*** (4.68)		0.02** (2.56)
$R_{t-1}^{21}$		0.02 (0.60)		0.26*** (7.21)
$R_{t-1}^{22}$		0.03 (1.31)		-0.04** (-2.25)
분산방정식				
$C_{11}$	0.01*** (4.68)	0.01*** (4.77)	0.01*** (4.51)	0.01*** (4.42)
$C_{21}$	0.004* (1.87)	0.004* (1.69)	0.01*** (3.81)	0.01*** (3.92)
$C_{22}$	0.01*** (3.80)	0.01*** (3.90)	0.02*** (3.99)	0.03*** (4.16)
$\alpha_{11}$	0.31*** (15.90)	0.32*** (15.92)	0.28*** (16.01)	0.28*** (15.80)

$\alpha_{12}$	0.11*** (3.57)	0.09*** (2.91)	0.18*** (6.37)	0.18*** (6.04)
$\alpha_{21}$	-0.003 (-0.21)	-0.004 (-0.31)	0.01 (1.15)	0.01 (1.54)
$\alpha_{22}$	0.25*** (14.00)	0.25*** (14.11)	0.22*** (14.40)	0.23*** (14.59)
$\beta_{11}$	0.94*** (133.88)	0.94*** (120.03)	0.96*** (189.24)	0.96*** (182.18)
$\beta_{12}$	-0.02* (-1.84)	-0.02 (-1.35)	-0.05*** (-5.84)	-0.05*** (-5.42)
$\beta_{21}$	-0.0004 (-0.08)	0.001 (0.18)	-0.01** (-1.99)	-0.01** (-2.45)
$\beta_{22}$	0.96*** (171.36)	0.96*** (167.49)	0.97*** (215.60)	0.96*** (201.51)
$MVQ(20)$	87.33 (0.18)	84.75 (0.14)	85.19 (0.22)	76.91 (0.32)
Eigen value	0.98	0.98	0.98	0.98

주. i) ( ) 안의 수는 t-값임. ii) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄. iii) MVQ는 다변량 GARCH모형에서 잔차의 자기상관관계를 검정하는 Portmanteau Q 검정통계량으로 20은 영업일 기준 4주를 나타냄. iv) Eigenvalue는 GARCH 특성다항식의 고유값으로 1보다 작을 경우, 공적분 정상성(covariance stationary)을 가지는 것으로 판단함.

B행렬의 변동성 전이효과는 전통적 주식시장과 이슬람 주식시장 모두 전기의 변동성이 현재 자신의 조건부 변동성에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 전통 주식시장의 경우 말레이시아의 전일 변동성이 인도네시아 현재 전통 주가수익률 변동성에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 이슬람 주가수익률의 경우에서도 통계적으로 유의한 음(-)의 영향이 나타났다. 한편, 인도네시아의 전기 변동성이 말레이시아 현재 주가수익률 변동성에 미치는 영향은 양국 전통적 주식시장 간 모형에서는 통계적으로 유의한 영향이 없는 반면, 이슬람 주식 간 모형에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

## 2. 경제적 의미

이상의 추정결과를 통한 경제적 의미 파악을 위해 주식시장 간 관계를 도식화하였으며, 먼저 국가별 전통 및 이슬람 주식시장 간 관계는 <그림 3>과 같다.

<그림 3> 국가별 전통 및 이슬람 주식시장 간 관계

구분	말레이시아		인도네시아	
	t-1	t	t-1	t
수익률 전이	전통 이슬람	전통 이슬람	전통 이슬람	전통 이슬람
예상치 못한 수익률 충격 전이	전통 이슬람	전통 이슬람	전통 이슬람	전통 이슬람
변동성 전이	전통 이슬람	전통 이슬람	전통 이슬람	전통 이슬람

주: 실선은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을, 점선은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 나타냄.

첫째, 수익률 전이는 말레이시아와 인도네시아 모두 전통적 주식 시장에서 전통 및 이슬람 주식시장으로 나타나는 반면 이슬람 주식 시장의 수익률 전이는 나타나지 않았다. 이는 2장에서 살펴본 바와 같이 말레이시아와 인도네시아의 이슬람 주식시장이 시가총액 및 샤리아 준수 기업 측면에서 아직 전통적 주식시장의 절반 정도 수준에 그치고 있어 이슬람 주식시장의 수익률 변화가 전통적 주식시장에 영향을 미치지 못한 것으로 이해할 수 있다. 또한, 대부분의 내국



인 투자자인 무슬림들은 종교적 교리에 부합되는 이슬람 주식시장에 대한 접근성이 높지만, 전통적 주식시장을 통한 투자에는 접근이 제한적이거나 소극적일 수 있다. 한편, 국제 투자자들은 전통 및 이슬람 주식시장에 대한 접근성에 종교적 제한이 없고, 두 시장을 선택 가능한 무차별적인 시장으로 인식할 수 있다. 이에 전통적 주식시장의 수익률 변화가 전통 및 이슬람 주식시장 수익률에 모두 전이될 수 있지만, 반대의 경우는 성립될 가능성이 낮기 때문에 발생한 현상으로 이해할 수 있다.

둘째, 예상치 못한 수익률 충격에 대해 말레이시아는 전통적 주식시장과 이슬람 주식시장 간 보완성을 가지는 반면, 인도네시아는 대체성을 가지는 것으로 나타났다. 일반적으로 경제학에서 두 재화의 관계를 규명하는데 있어 해당 재화 가격변화에 따른 상대재화의 수요량 변화에 따라 두 재화 간 대체성 또는 보완성을 가지는 것으로 판단한다. 예를 들어, 전통적 주식과 이슬람 주식을 선택 가능한 금융상품으로 고려할 경우, 해당 주식의 수익률 상승은 주가 상승을 의미하며, 이는 상대 주식에 대한 수요량 변화를 야기하여 상대 주식의 수익률을 상승 또는 하락시킬 수 있다. 만약, 해당 주가수익률 상승이 상대 주가수익률 상승을 야기할 경우, 두 주식시장은 보완성을 가지는 것으로 판단할 수 있는 반면, 상대 주가수익률 하락을 야기할 경우 두 주식시장은 대체성을 가지는 것으로 판단할 수 있다. 이를 바탕으로 예상치 못한 수익률 충격에 대한 말레이시아와 인도네시아의 전통 및 이슬람 주가수익률 간의 관계를 살펴볼 때, 말레이시아에서는 두 주식시장 간 보완성을 가지는 반면, 인도네시아에서는 대체성을 가지는 것으로 판단할 수 있다.

셋째, 주가수익률의 변동성 증대를 위험(risk)으로 인식할 경우, 변동성 전이측면에서 말레이시아는 두 주식시장 간 대체성을 가지는 반면, 인도네시아에서는 보완성을 가지는 것으로 나타났다. 즉, 말레

이시안은 전통적 주식시장의 위험성 증가가 이슬람 주식시장에서 변동성을 흡수 또는 완화하며, 이는 투자자 입장에서 위험 회피를 위한 분산투자의 효과를 발생시킬 수 있다. 반면, 인도네시아에서는 전통 및 이슬람 주식시장의 위험성 증가가 상호 간의 위험성 증가로 나타나 투자자 입장에서 분산투자의 효과가 나타나지 않으며, 이들 시장 간에는 단지 수익률에 따른 보완성만이 존재하는 것으로 판단할 수 있다.

이와 같은 국가별 전통 및 이슬람 주식시장 관계는 투자자들의 인식 및 행동에 따라 상호영향을 받기 때문에 두 시장 사이에 높은 상관관계가 성립할 때 그 신뢰성을 확보할 수 있다. 만약, 두 주식시장 간 상관성이 낮다면, 이는 독립된 두 시장이 각각 다른 요인에 의해 개별적인 성격을 가짐을 의미한다. 이에 [부록2]에서 제시한 DCC-GARCH 모형의 결과를 살펴보면, 말레이시아와 인도네시아 모두 모형의 적합성과 더불어 0.85~0.92의 높은 시간가변적 상관관계를 가지는 것으로 제시되었으며, 이처럼 두 주식시장 간 상호관계가 높게 나타나 이상의 결과에 대한 신뢰성을 확인할 수 있었다.

다음으로 국가 간 주식시장의 관계는 <그림 4>와 같으며, 이를 통한 경제적 의미는 다음과 같다.

첫째, 전통적 주식시장에서 전기 말레이시아와 인도네시아의 수익률이 현재 말레이시아 주식시장에 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있으며, 이는 말레이시아의 자본시장이 인도네시아에 비해 비교적 더 성숙되어 있는데 따른 결과로 판단된다. 또한, 말레이시아와 인도네시아는 이슬람 국가로써 이슬람 주식시장에 대한 접근성이 용이한 반면, 전통적 주식시장에 대한 접근성은 제한적이라 볼 수 있다. 이에 전통적 주식시장은 국제 투자자들의 역할에 따라 시장이 더욱 개방되고 성숙된 말레이시아 주식시장이 크게 영향을 받는 반면, 이슬람 주식시장은 이슬람 국가인 두 국가 상호간에 수익률 전이효과

가 나타나는 것으로 이해할 수 있다.

<그림 4> 국가 간 주식시장 관계

구분	전통적 주식시장		이슬람 주식시장	
시점	t-1	t	t-1	t
수익률 전이	MA IND	MA IND	MA IND	MA IND
예상치 못한 수익률 충격 전이	MA IND	MA IND	MA IND	MA IND
변동성 전이	MA IND	MA IND	MA IND	MA IND

주: 실선은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을, 점선은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 나타냄.

둘째, 예상치 못한 수익률 충격에 대해 전통적 주식시장과 이슬람 주식시장 모두 양국 간 보완성을 가지는 것으로 나타났다. 즉, 말레이시아와 인도네시아의 전통 또는 이슬람 주식을 선택 가능한 금융 상품으로 고려할 경우, 말레이시아에서 발생한 예상치 못한 주식가격의 상승이 주가수익률 증가를 야기하고, 이러한 주가수익률의 상승은 인도네시아 주식에 대한 수요 증가에 영향을 미쳐 주가수익률 증가를 야기하는 보완성을 가진다고 볼 수 있다.

셋째, 변동성 전이측면에서 두 국가 간 주식시장은 대체성을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로, 한 국가에서 발생한 주식시장의 위험성 증가가 다른 국가 주식시장에서 변동성을 흡수 또는 완화하는 것으로 나타났으며, 이는 투자자 입장에서 주식시장의 위험을 분산

투자를 통해 상쇄시킬 수 있음을 의미한다. 이로 인해 투자자들은 변동성 전이 측면에서 말레이시아와 인도네시아 주식시장을 분산투자가 가능한 대체성을 가지는 것으로 인식할 수 있다.

한편, [부록3]에서 제시한 바와 같이 국가 간 주식시장의 시간가변적 상관성을 분석한 DCC-GARCH 모형의 결과를 살펴보면, 전통 및 이슬람 주식시장에 대한 말레이시아와 인도네시아의 관계는 0.31~0.47로 제시되었다. 이는 개별 국가 내 주식시장 간의 관계보다는 상관성이 다소 낮게 제시되었으며, 인도네시아와 말레이시아의 외국인 투자자 비중이 40% 수준인 상황을 고려할 때 국제 투자자들의 입장에서는 말레이시아와 인도네시아 주식시장을 분산투자의 이점을 확보할 수 있는 투자처로 인식할 수 있으나 대다수를 차지하는 내국인 투자자의 경우 양 국가 간 거래보다 자국 내 주식시장을 대체성 또는 보완성에 따른 포트폴리오 구성요소로 인식할 가능성이 높음을 시사했다.

또한, 말레이시아와 인도네시아의 외국인 투자 규제 완화 조치도 이상과 같은 국가 간 주식시장 사이의 대체성 및 보완성 성립의 원인으로 작용하였다고 판단할 수 있다. 외국인 투자규제 완화와 관련하여 말레이시아는 말레이인의 의무 지분보유율을 조정하는 등 다수민족 우대정책을 축소하고, 외국인 지분소유 한도의 상향조정으로 외국계 자산운용사의 시장진입을 활성화하고자 노력하였다. 또한, 인도네시아도 1980~1990년대 다수의 규제완화와 더불어 투자 관련 법령을 정비하는 등 외국인 투자환경 개선에 힘쓰고 있다. 이와 같은 정부의 노력은 인도네시아와 말레이시아 주식시장에 대한 국제 투자자들의 접근성을 개선시켰으며, 이로 인해 국제 투자자들은 분산투자의 이점 및 수익극대화를 위한 선택 가능한 투자처로 두 국기를 인식할 수 있었기 때문이다.

#### IV. 맺음말

본 연구는 2007년 1월 22일부터 2019년 7월 12일까지 말레이시아와 인도네시아의 일간 전통 및 이슬람 주가지수 자료를 사용하여 주식시장 간 관계를 분석하였다. 이때, 주식시장 간 관계분석을 위한 실증분석은 국가별 이슬람 주식시장과 전통적 주식시장, 국가간 이슬람 주식시장과 전통적 주식시장으로 구분하여 실행하였다. 구체적으로 국가별 분석에서는 개별 국가의 이슬람 주식시장과 전통적 주식시장 간 대체성 또는 보완성, 분산투자 효과의 가능성을 분석하였고, 국가 간 분석에서는 두 국가 간 주식시장의 관계 및 상관성을 분석하는 두 가지 경우로 구분하여 연구를 수행했다.

BEKK-GARCH 모형을 활용한 실증분석에서 국가별 분석 결과, 예상치 못한 수익률 충격에 대해 말레이시아는 전통 및 이슬람 주식시장 간 보완성이 있는 반면, 인도네시아는 대체성이 있는 상이한 특성을 가지는 것으로 제시되었다. 또한, 변동성 전이효과에 있어 말레이시아의 두 주식시장은 투자자들의 분산투자효과가 나타날 수 있는 대체성을 가지는 반면 인도네시아는 분산투자효과가 없는 보완성을 가지는 것으로 제시되었다. 이러한 결과는 [부록2], [부록3]에 제시한 DCC-GARCH 모형의 결과에서도 자국 내 전통적 주가지수 및 이슬람 주가지수 간에 시간가변적으로 높은 상관관계를 가지는 것으로 제시되었기에 결과의 신뢰성 높다고 판단할 수 있다. 한편, 국가 간 분석 결과에서는 두 시장 모두에서 예상치 못한 수익률 충격에 대한 보완성을 가지며, 변동성 전이 측면에서도 투자자들의 분산투자의 효과가 나타날 수 있는 대체성이 존재하는 것으로 제시되었다. 또한, DCC-GARCH 모형에서도 시간가변적인 상관관계가 나타남을 확인할 수 있었다.

이상과 같이 말레이시아와 인도네시아를 중심으로 국가별 및 국

기간 분석을 통해 전통 및 이슬람 주식시장의 관계를 분석한 유의미한 결과에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점을 가진다. 첫째, 본 연구의 실증분석은 분석 자료의 한계성을 가진다. 실제로 말레이시아 전통적 주가지수는 전체 상장기업 중 시가총액 상위 30개 기업에 대한 주가지수이며, 이슬람 주가지수는 샤리아 자문위원회와 Yassar의 샤리아 적격 심사방식에 선정된 기업 중 시가총액 기준으로 상위 30개 기업에 대한 주가지수이다. 또한, 이슬람 주가지수를 구성하는 30개 기업은 1년에 두 번 재선정되기에 전통적 주가지수 구성기업과 중복되어 선정될 가능성이 있다. 즉, 일부 기업들이 이슬람 주가지수와 전통적 주가지수를 구성하는데 중복 적용되어 상호간에 영향을 동시에 미칠 가능성이 존재한다. 이를 해결하기 위해서는 해당 주가지수를 구성하는 기업들을 매 기간 동안 추적하여 조사하고, 중복 선정된 기업을 제외한 주가지수를 구성하여 이들 간의 관계를 분석해야 할 것이다. 이러한 과정은 상당한 시일과 선별과정이 필요하기에 본 연구가 아닌 추후 추가적인 연구로 남겨두었다.

둘째, 관계 해석에 대한 추가적인 연구의 진행이 필요하다. 실제 두 주식시장 간 관계를 살펴봄에 있어 본 연구는 변동성 전이 및 수익률 충격 전이 등에 따른 주식시장 간 관계적 특성을 파악하는데 초점을 맞추었다. 그러나 이러한 특성을 파악하는 것과 더불어 중요한 연구과제는 그 특성의 원인을 규명하는 것이다. 특성의 원인 규명을 위해서는 다양한 가설을 제시하고 이를 검증하는 일련의 과정이 필요하기에 앞서 설명하였던 중복적인 영향을 통제한 주가지수 구성과 더불어 원인 규명을 위한 추가적인 연구가 진행되어야 할 것이다.

[부록1] DCC\_GARCH 모형

Engle(2002)의 DCC-GARCH 모형은 다음과 같다.

$$r_t = \mu_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \tag{6}$$

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{7}$$

$$h_t = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \tag{8}$$

$$u_t = \frac{\epsilon_t}{\sqrt{h_t}} = D_t^{-1} \epsilon_t, \quad u_t \sim N(0,1) \tag{9}$$

식(6)의 조건부 평균방정식에서  $r_t$ 는 t시점에서 전통 주가수익률( $R_t^{CS}$ )과 이슬람 주가수익률( $R_t^{IS}$ )에 대한 벡터이며,  $\epsilon_t$ 는 오차항 벡터를 나타낸다. 이때  $I_{t-1}$ 은 t-1기까지의 정보집합이며, 이러한 정보집합 하에  $\epsilon_t$ 는 정규분포를 따른다. 한편,  $u_t$ 는 표준화된 잔차(Standardized Residuals)의 벡터를 나타내며,  $h_{i,t}$ 는 조건부 분산을,  $H_t$ 는 조건부 공분산 행렬(Conditional Covariance Matrix)을 나타낸다. 또한,  $D_t$ 는 조건부 분산의 대각행렬을 의미하고,  $R_t$ 는 시간 가변적 상관계수 행렬(Time Varying Correlation Matrix)로 다음과 같은 식(10)과 식(11)으로 표현된다.

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} = Q_t^{*-\frac{1}{2}} \times Q_t \times Q_t^{*-\frac{1}{2}} \tag{10}$$

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \bar{Q} + \lambda_1 u_{t-1} u'_{t-1} + \lambda_2 Q_{t-1} \tag{11}$$

여기서  $Q_t$ 는 시간 가변적 공분산행렬을,  $\bar{Q}$ 는  $u_t$ 의 비조건부 공분산 행렬을 의미한다. 한편, 이상의 모형에서  $\alpha$ 는 충격의 강도가 클수록 시간가변 상관관계의 분산이 커짐을,  $\beta$ 는 평균회귀속도로 충격의

소멸까지 소요되는 시간을 의미한다. 이때,  $\alpha + \beta$ 는 상관관계의 지속성을 의미하며, 모형의 안정성을 위해  $\alpha + \beta < 1$  조건을 만족해야 한다. 한편, 시간 가변적 상관계수 행렬인  $R_t$ 는 다음 식(12)와 같이 유도된다.

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (12)$$

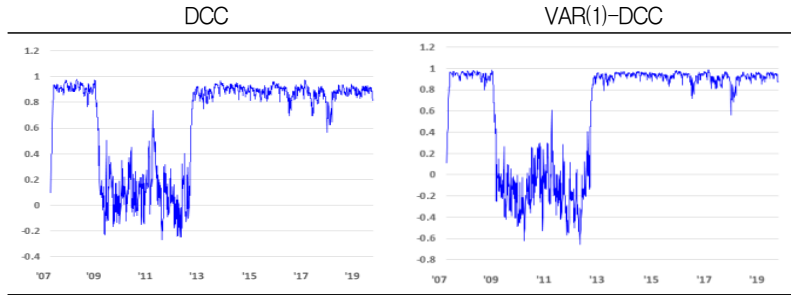
[부록2] 국가별 전통 및 이슬람 주가수익률 간  
DCC-GARCH 분석 결과

	인도네시아				말레이시아			
	DCC		VAR(1)-DCC		DCC		VAR(1)-DCC	
	CS	IS	CS	IS	CS	IS	CS	IS
C	0.07*** (4.60)	0.06*** (3.29)	0.03*** (2.86)	0.01 (0.95)	0.02** (2.41)	0.03*** (3.04)	0.02** (2.11)	0.03*** (2.75)
$R_{t-1}^{CS}$			0.53*** (23.12)	0.85*** (45.23)			0.08** (1.98)	0.10** (2.29)
$R_{t-1}^{IS}$			-0.01 (-0.69)	-0.16*** (-11.41)			0.03 (0.79)	0.02 (0.57)
$\omega$	0.02*** (5.98)	0.03*** (5.71)	0.01*** (4.81)	0.01*** (4.56)	0.01*** (5.47)	0.01*** (5.98)	0.01*** (5.45)	0.01*** (5.96)
$\alpha$	0.09*** (14.30)	0.09*** (13.35)	0.10*** (14.44)	0.10*** (13.29)	0.08*** (10.10)	0.07*** (10.25)	0.08*** (10.20)	0.07*** (10.30)
$\beta$	0.90*** (135.27)	0.90*** (126.53)	0.89*** (132.51)	0.89*** (116.82)	0.90*** (95.72)	0.92*** (118.55)	0.90*** (96.59)	0.92*** (118.38)
corr	0.92*** (60.68)		0.85*** (21.46)		0.92*** (139.55)		0.92*** (137.11)	
$\lambda_1$	0.08*** (12.96)		0.09*** (13.38)		0.03*** (8.00)		0.03*** (8.11)	
$\lambda_2$	0.91*** (123.87)		0.90*** (119.09)		0.94*** (137.21)		0.94*** (136.31)	
obs	3,168		3,167		3,168		3,167	

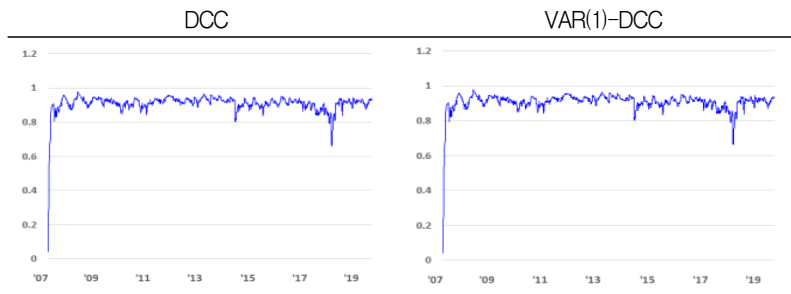
주: ( ) 안의 수는 t-값임. ii) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.



인도네시아(상관관계 추이)



말레이시아(상관관계 추이)



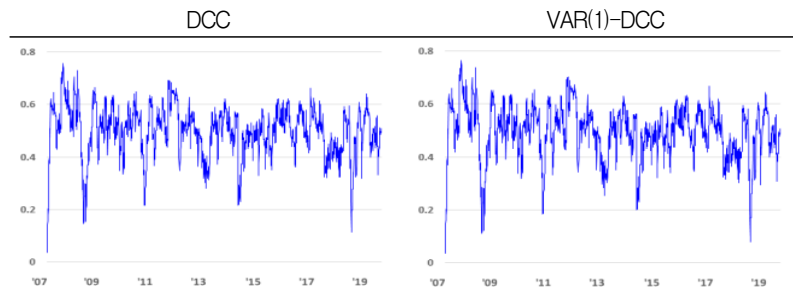
[부록3] 국가 간 전통 및 이슬람 주가수익률의  
DCC-GARCH 분석 결과

	전통적 주식시장				이슬람 주식시장			
	DCC		VAR(1)-DCC		DCC		VAR(1)-DCC	
	MA	IND	MA	IND	MA	IND	MA	IND
$C$	0.03*** (3.05)	0.07*** (4.25)	0.02** (2.53)	0.06*** (4.09)	0.03*** (3.40)	0.05** (2.31)	0.03*** (3.03)	0.04** (2.13)
$R_{t-1}^{MA}$			0.09*** (4.21)	0.02 (0.78)			0.11*** (5.65)	0.26*** (7.16)
$R_{t-1}^{IND}$			0.04*** (3.42)	0.02 (1.02)			0.02** (3.03)	-0.04** (-2.22)
$\omega$	0.01*** (5.03)	0.02*** (4.84)	0.01*** (5.04)	0.02*** (4.79)	0.01*** (4.58)	0.02*** (4.16)	0.01*** (4.57)	0.03*** (4.19)

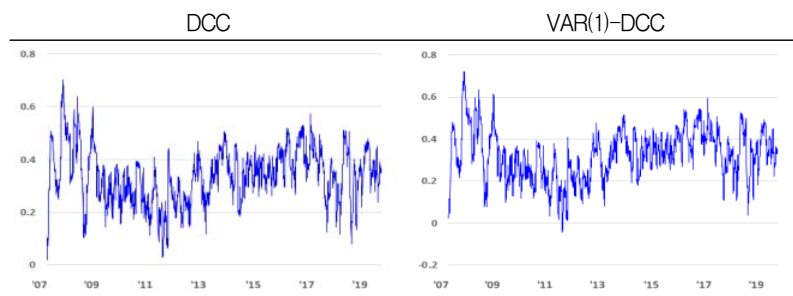
$\alpha$	0.12*** (8.92)	0.09*** (9.29)	0.11*** (8.92)	0.09*** (9.22)	0.09*** (8.14)	0.07*** (9.01)	0.09*** (8.22)	0.08*** (8.78)
$\beta$	0.86*** (56.58)	0.89*** (80.24)	0.86*** (57.62)	0.89*** (80.08)	0.90*** (75.39)	0.92*** (102.47)	0.90*** (75.27)	0.91*** (93.14)
corr	0.47*** (19.12)		0.47*** (18.50)		0.32*** (10.65)		0.31*** (9.62)	
$\lambda_1$	0.03*** (5.41)		0.03*** (5.51)		0.03*** (5.69)		0.03*** (6.29)	
$\lambda_2$	0.93*** (73.81)		0.93*** (68.65)		0.94*** (122.57)		0.94*** (127.76)	
obs	3,168		3,167		3,168		3,167	

주: ( ) 안의 수는 t-값임. ii) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

전통적 주식시장(상관관계 추이)



이슬람 주식시장(상관관계 추이)



〈참고문헌〉

- Bollerslev, T.. 1990. "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange rates: A Multivariate Generalized ARCH Model." *The Review of Economics and Statistics* 72: 498-505.
- Cheng, H.. 2000. *Cointegration Test for Equity market Integration: The case of the Great China Economic Area(Mainland China, Hon Kong, and Taiwan), Japan, and the United States.* George Washington University.
- Engle, R. F.. 2002. "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of multivariate GARCH Models." *Journal of Business and Economic Statistics* 20: 339-350.
- Engle, R. F. and K. F. Kroner. 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH." *Econometric Theory* 11: 122-150.
- Hasan, M. A.. 2019. "Co-movement and Volatility Transmission between Islamic and Conventional Equity Index in Bangladesh." *Islamic Economic Studies* 26(2): 43-71.
- Jawadi F., N. Jawqdi and W. Louhichi. 2014. "Conventional and Islamic Stock Price Performance: An Empirical Investigation." *International Economics* 137: 73-87.
- Jebran, K., S. Chen and M. Z. Tauni. 2017. "Islamic and Conventional Equity Index Co-movement and Volatility Transmission: Evidence from Pakistan." *Future Business Journal* 3: 98-106.
- Karim, M. Z. A. and C. S. Gee. 2006. "Stock Market Integration between Malaysia and Its Major Trading Partners." *Applied Econometrics and International Development* 6(3): 203-224.
- Khamlichi, A. E., K. Sarkar, M. Arouri and F. Teulon. 2014. "Are

- Islamic Equity Indices More Efficient than Their Conventional Counterparts? Evidence from Major Global Index Families.” *The Journal of Applied Business Research* 30(4): 1137-1150.
- Levine, R. and S. Zervos. 1996. “Stock Market Development and Long-Run Growth.” *The World Bank Economic Review* 10(2): 323-339.
- Lloyd, Bruce. 1977. “The Role of Capital Markets in Developing Countries.” *Intereconomics* 23(3): 96-102.
- Maiyaki, A. A. 2013. “Principles of Islamic Capital Market.” *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences* 3(4): 278-283.
- Majid, M. S. A. and S. Kassim. 2016. “Do Conventional and Islamic Stock Markets Subject to Different Market Anomalies? Empirical Evidences from Indonesia and Malaysia.” *Journal of Applied Economic Sciences* 5(43): 848-856.
- Najeeb, S. F. and M. Vejzagic. 2013. “Development, Growth and Challenges of Islamic Capital Markets: Comparative Insights from the Malaysian, Indonesian, United Arab Emirates and Brunei Markets.” *Journal of Emerging Economies and Islamic Research* 1(3): 1-38.
- Pranata, N. and Nurzanah. 2015. “Conventional and Islamic Indices in Indonesia: A Comparison on Performance, Volatility, and The Determinants.” *Indonesian Capital Market Review* 7(2): 113-127.
- Rowter, K.. 2016. “Indonesian Capital market Developments and Challenges.” *Nomura Journal of Asian Capital Markets* 1(1): 9-13.

- Saiti, B. and M. Masih. 2016. “The Co-movement of Selective Conventional and Islamic Stock Markets: Is There Any Impact on Shariah Compliant Equity Investment in China?” *International journal of Economics and Financial Issues* 6(4): 1895-1905.
- Yadirichukwu, E. and E. E. Chigbu. 2014. “The Impact of Capital Market on Economic Growth: The Nigerian Perspective.” *International journal of Development and Sustainability* 3(4): 838-864.

(2019.09.27. 투고, 2019.10.07. 심사, 2019.10.28. 게재확정)

<Abstract>

An Analysis of the Relationship between  
Conventional and Islamic Stock Market:  
Focusing on Stock Market of Malaysia and Indonesia

LEE Sun Ho  
(Hannam University)

LEE Choong Lyol  
(Korea University)

This study aims to analyze the relationship between conventional and Islamic stock market, focusing on Malaysia and Indonesia. At this time, empirical analysis was performed in two ways: individual country analysis and cross country analysis. Specifically, we used the conventional and Islamic stock index data from January 22, 2007 to July 12, 2019, depending on the availability of stock index data for empirical analysis. The analysis model used the BEKK-GARCH model to identify the direction and size of mutual influence. In addition, DCC-GARCH model used to identify the time-varying correlations to confirm the robustness of the analysis results.

At first, the results of individual countries suggest that Malaysia and Indonesia have different characteristics for unexpected returns shocks. In other words, Malaysia has been shown to have complementarity between conventional and Islamic stock markets, while Indonesia have

substitutability. In addition, in terms of the volatility transfer effect, conventional and Islamic stock markets in Malaysia have substitutability that may have diversification effect on investors, while conventional and Islamic stock markets in Indonesia have complementarity without diversification effect.

At second, Next, the cross-country analysis has complementarity to the unexpected return shock transition in all cases. In addition, in terms of the volatility transfer effect, it is suggested that there is a substitutability for diversification effect of investors in all cases.

At last, in order to confirm the robustness of these results, the analysis of the time-varying correlation of the stock market showed that there was a high correlation between domestic stock markets, while the stock market correlation between countries was relatively low.

This implies that the results of this shock transition analysis are valid considering that both countries have a high proportion of domestic investors and a low proportion of foreign investors.

**Key Words:** Conventional stock market, Islamic stock market, BEKK-GARCH, DCC-GARCH, Mutual influence

