

유가 변화가 우리나라 주식시장 유동성에 미치는 영향*

김상배**

요 약

본 연구는 마코프 국면전환모형을 이용하여 유가의 변화가 우리나라 주식시장 유동성에 미치는 영향을 분석한다. 본 연구에서 유가의 상승과 하락이 주식시장에 비대칭적인 영향을 미칠 수 있기 때문에, 유가 상승과 유가 하락이 두 가지 국면에서 우리나라 주식시장 전체 유동성과 각 산업별 유동성에 미치는 영향을 분석한다. 분석 결과 상승국면에서는 유가 상승은 주식시장 전체 유동성에 영향을 미치지 않는 반면, 유가 하락은 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 유가 하락이 세계 경제 하락의 신호로 해석되고, 경제 하락시 주식보다는 안전자산을 선호하기 때문에 유동성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다. 또한, 산업별 유동성을 분석한 결과, 산업별로 유가의 상승과 하락에 대한 유동성의 반응이 다른 것으로 나타났다. 대표적으로 제조업의 경우 상승국면에서 유가 하락이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 유가 하락으로 인해 국내 주요 제조업 원가부담이 하락하고, 이로 인해 유동성이 증가하는 것으로 판단된다.

주요 단어 : 유가 변화, 주식시장, 유동성, 국면전환모형
경제학문헌목록 주제분류 : C20, Q43

* 이 논문은 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2018S1A5A2A01036750).

** 경북대학교 경영학부 교수 (주저자 및 교신저자). sbkim@knu.ac.kr

I. 서 론

대부분의 에너지를 수입하고 있으며, 다양한 에너지원 가운데서도 원유에 대한 의존도가 높은 우리나라의 경우 국제유가의 변화는 기업의 생산비용에서의 변화를 유발하고, 인플레이션을 유발하여 소비를 위축시키는 등 다양한 경제활동에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 유가의 변화는 실물경제와 금융시장에 큰 영향을 미칠 수 있으며, 이로 인해 Hamilton(1983)의 연구 이후 많은 연구에서 다양한 국가를 대상으로 유가 변화가 실물경제 및 금융시장에 미치는 영향을 검토하여 왔다. 실물경제와의 관계를 검토한 대표적인 해외 연구로는 Narayan et al.(2014), Balcilar et al.(2015a), Herrera et al.(2016) 등을 들 수 있으며, 국내연구로는 김동현, 김영식(2012), 배성중, 박상우(2012), 차경수(2015) 그리고 황선웅, 박하일, 이지혜(2016) 등이 있다. 이들 연구는 주로 유가 변화는 실물경제에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 또한, 주식시장과의 관계를 연구한 해외 연구에는 Jones and Kaul(1996), Park and Ratti(2008), Zhu et al.(2017), 그리고 최근 국내 연구에는 박동욱, 장병기(2016), 김상배(2018, 2019) 등이 있다.

본 연구에서는 유가 변화와 우리나라 주식시장 유동성(liquidity)과의 관계를 검토하고자 한다. 주식시장에서의 유동성은 거래의 용이성(ease of trading)이라고 할 수 있다(Amihud et al., 2006). 즉, 주식시장에서의 유동성이란 시장에서 거래되는 자산의 가격에 현저한 영향을 미치지 않으면서 그 자산을 매수하거나 매도할 수 있는 정도를 의미한다. 주식시장의 유동성은 주식시장의 미시구조(microstructure), 자산가격결정 등을 금융경제학의 다양한 분야에 활용되고 있다(양철원, 2012). 특히, Pastor and Stambaugh(2003), Acharya and Pedersen(2005) 그리고 Sadka(2006)에 의하면 유동성은 주식시장 전체적으로

공통요인을 가지고 있으며, 이 공통요인에 대한 민감도에 따라 자산가격결정에서의 위험요인(risk factor)으로까지 작용할 수 있다고 논의하고 있다. 또한, Acharya and Pedersen(2005)은 투자자들이 투자의사결정을 할 때 유동성의 수준, 그리고 유동성과 투자자산들 사이의 공분산 등을 반영하여 기대수익률의 수준을 결정한다고 주장하고 있으며, Behaert et al.(2007)은 신흥시장(emerging market)에서 유동성의 증가는 자본비용(cost of capital)을 감소시키는 데 기여한다고 하였다. 또한, 유동성 위험은 2008년 글로벌 금융위기 이후 금융위기의 주요 요인 가운데 하나로 고려되었다(Brunnermeier, 2009). Paster and Stambaugh(2003)는 유동성은 자산가격 결정에 영향을 미치는 중요한 상태변수(state variable)라고 하였다.

이러한 측면들에서 볼 때, 우리나라 주식시장에서 유가 변화가 유동성에 미치는 영향을 이해하는 것은 기존 연구에서 다루었던 주식수익률과 유가와와의 관계를 이해하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다. 또한, 유가 변화와 유동성 사이의 관계를 검토한 해외 연구로는 Sklavos et al.(2013), Ratti and Vespignani(2013) 그리고 Zheng and Su(2017)¹⁾가 있으나, 국내 연구는 전무한 실정이다.

본 연구가 가지는 해외 선행연구와의 차이점을 세 가지로 정리하면 다음과 같다. 먼저, Sklavos et al.(2013)은 130개의 개별 기업의 유동성을 분석하였다면, 본 연구에서는 주식시장 전체 유동성과 유가 변화 사이의 관계를 연구한다는 점이다. 둘째, Ratti and Vespignani(2013)의 경우 시장 유동성의 대용치로 M2를 활용하였다면, 본 연구에서는 주식시장의 미시구조(microstructure) 상황을 반영할 수 있는 주식시장 유동성 지표를 활용한다. 마지막으로 중국

1) Sklavos et al.(2013)은 130개 미국 기업의 유동성을 분석한 결과, 유가 상승은 거래비용(cost of trading)을 떨어뜨리고 시장의 깊이(market depth)를 낮추어 후속 거래에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. Ratti and Vespignani(2013)는 시장 유동성의 대용치로 M2를 활용하여 유가와 유동성 사이의 관계를 분석하였다. 또한, Zheng and Su(2017)에서는 중국 주식시장의 유동성에 유가 충격이 미치는 영향을 분석한 결과, 양(+)의 원유 수요 충격에는 유동성이 증가하는 반면, 공급충격의 경우 유동성과 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.

주식시장을 대상으로 주식시장 유동성과 유가 변화 사이의 관계를 분석한 Zheng and Su(2017)는 VAR(Vector Autoregression)모형을 활용하였다면, 본 연구는 마코프 국면전환모형(Markov regime-switching model)을 활용하여 분석한다는 점을 들 수 있다.

많은 연구에서 거시경제변수 혹은 금융변수는 호황과 불황일 때 서로 다른 움직임을 보여준다고 보고하고 있다. Zhu et al.(2017)에 의하면, 변동성 국면에 따라 유가충격이 주식수익률에 미치는 영향이 다른 것으로 나타났으며, 김상배(2019)는 분위수 회귀분석을 이용한 분석을 통해 주식시장의 국면에 따라 유가 변화가 우리나라 지수수익률에 미치는 영향은 비대칭적이라고 주장하고 있다. 이러한 비대칭적인 움직임을 반영하기 위해 많이 활용되는 방법 가운데 하나는 마코프 국면전환모형(Switzer and Picard, 2016)²⁾이며, 본 연구에서는 마코프 국면전환모형을 활용하여 처음으로 유가 변화와 주식시장 유동성 사이의 관계를 분석하고자 한다.

추정결과, 상승국면에서 유가 상승은 주식시장 전체 유동성에 영향을 미치는 않지만, 유가 하락의 경우 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 유가의 하락은 세계 경제가 하락할 수 있다는 신호로 해석될 수 있고, 이로 인해 주식보다는 국채와 같은 안전자산에 대한 수요가 증가하기 때문에 주식시장에서의 유동성이 하락하는 것으로 판단된다. 산업별로 구분하여 유가의 상승과 하락이 유동성에 미치는 영향을 살펴본 결과, 산업별로 유가의 상승과 하락에 대한 유동성의 반응이 다른 것으로 나타났다. 예를 들어, 제조업의 경우 상승국면에서 유가 하락이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 원료가 되는 유가의 하락은 국내 주요 제조업의 원가부담을 하락시켜 유동성을 증가시키는 것으로 판단된다. 하지만, 제조업 내의 세부업종별로 살펴보면, 그 영향에서 차이가 있다는 것을 발견하였다.

2) 마코프 국면전환모형을 활용하여 유가 충격과 주식수익률 사이의 관계를 분석한 연구로는 Aloui and Jammazi(2009), Reboredo(2010), Balcilar et al.(2015b) 그리고 Zhu et al.(2017)을 들 수 있다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 주식시장의 유동성 측정치 및 실증분석모형인 마코프 국면전환모형에 대해 간략하게 살펴보고, 제III장에서는 표본자료와 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 제IV장에서는 논문의 결과를 요약하고 결론을 내린다.

II. 유동성 측정치 및 실증분석모형

1. 유동성 척도

본 연구에서는 유동성 측정치로 먼저 Amihud(2002)의 시장 비유동성 측정치(이하 AM측정치)를 이용하고자 한다. 이는 유가 변화와 유동성 사이의 관계를 연구한 세 가지 선행연구 가운데 Sklavos et al.(2013)과 Zheng and Su(2017)에서 모두 AM측정치를 활용하고 있으며, 우리나라 주식시장의 유동성에 대한 연구인 양철원(2012)에 의하면 AM측정치가 주식의 유동성을 잘 포착한다고 주장하고 있기 때문이다. 주식시장에서의 AM측정치를 추정하기 위해서, 김상배(2013), 강장구, 정기호(2018), Zheng and Su(2017)에서와 같이 먼저 다음 식 (1)을 이용하여 개별 주식의 월별 비유동성을 추정한다.

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|R_{i,d,t}|}{v_{i,d,t}} \quad (1)$$

위 식에서 $R_{i,d,t}$ 와 $v_{i,d,t}$ 는 각각 개별 주식 i 의 t 월 d 거래일의 수익률과 거래대금을 나타내며, $D_{i,t}$ 는 t 월 중 주식 i 의 거래일수이다. 식 (1)에서 볼 수 있듯이, AM측정치는 개별 주식 i 의 t 월에서의 거래가 가격 변동을 유발하는 정도를 측정하는 척도로서, 가격 충격에 대한 대응치로 많이 활용된다(강장구, 정기호, 2018). AM측정치는 개별 주식의 비유동성을 나타내기 때문에, 본 연

구에서는 해석의 편의를 위해 Karolyi et al.(2012)에서와 같이 식 (1)을 통해 추정된 개별 주식의 AM추정치에 -1을 곱하여 사용한다. 또한, 개별 주식의 월별 유동성을 추정할 때 유효한 일별 주식수익률과 거래대금 정보가 거래일 기준 15일 미만으로 존재하는 주식은 제외하였다.

주식시장 전체에서의 월별 유동성은 Zheng and Su(2017)에서와 같이 개별 주식의 AM추정치의 시계열 평균을 통해 추정하며, AM추정치의 정상성(stationarity)을 확보하기 위해 Fujimoto(2004)에서와 같이 시장전체의 시가총액 비율(m_t/m_0)을 곱하여 계산하며, 이를 식으로 표현하면 다음 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$AM_t = \left(\frac{m_t}{m_0} \right) \left(\frac{1}{N_t} \right) \sum_{i=1}^{N_t} -ILLIQ_{i,t} \quad (2)$$

식 (2)에서 m_t 는 t-1월 말의 주식시장 전체 시가총액이고, m_0 는 기준 월인 2000년 1월의 시가총액을 나타낸다. 또한, N_t 는 t월에 유가증권시장에서 존재하는 개별 주식의 수를 나타낸다.

본 연구에서는 두 번째 시장유동성 측정치로 Pastor and Stambaugh(2003)가 제안한 유동성 척도(이하 PS측정치)를 활용한다. 개별 주식에 대한 PS측정치는 자산의 유동성이 낮을수록 거래량에 대한 일시적인 가격 변화가 크다는 점을 이용(강장구, 장지원, 2015. An et al., forthcoming)한 것으로, 다음 회귀모형을 이용하여 추정할 수 있다.

$$R_{i,d+1,t} = \theta_{i,t} + \phi_i R_{i,d,t} + \zeta_{i,t} \text{sign}(R_{i,d,t}^e) \times v_{i,d,t} + \epsilon_{i,d+1,t} \quad (3)$$

식 (3)에서 $R_{i,d,t}^e$ 는 시장조정수익률로 $R_{i,d,t} - R_{m,d,t}$ 로 계산되며, 이 때 $R_{m,d,t}$ 는 t월 d거래일의 시장수익률을 나타낸다. 또한 $\text{sign}(R_{i,d,t}^e)$ 는 $R_{i,d,t}^e$ 의 부호를 나타내는 더미변수로서 $R_{i,d,t}^e$ 가 양수(음수)이면 +1(-1)의 값을 가진

다. 위 식을 통해 추정된 계수인 $\zeta_{i,t}$ 는 개별 주식의 유동성 측정치로, $\zeta_{i,t}$ 가 큰 음(-)의 값을 가질수록 비유동적이라는 것을 의미한다. 본 연구에서는 t월의 시장 유동성 측정치인 PS측정치는 AM추정치와 마찬가지로 개별 주식의 월별 유동성을 평균함으로써 해당 월의 시장 유동성을 계산한다.

또한, 본 연구에서는 AM추정치와 PS추정치를 계산할 때, Acharya and Pedersen(2005)와 강장구, 정기호(2018)에서와 같이 표본기간 동안 우리나라 유가증권시장(KOSPI)에 상장된 모든 주식들을 대상으로 매월말 종가가 5,000원 이상이고 1,000,000원 이하인 개별 주식만을 대상으로 하였다.

2. 실증분석모형: 마코프 국면전환모형

마코프 국면전환모형은 경제 혹은 금융변수와 같은 시계열변수의 확률과정이 비관측 상태변수(state variables) s_t 에 종속되는 모형이다. 만약 N개의 상태가 가능하다면 $s_t = n$, $n = 1, 2, \dots, N$ 로 표현할 수 있으며, 이 때 국면전환모형에서는 각 상태별로 다른 회귀모형이 존재한다는 것을 가정한다. 본 연구에서 활용하고자 하는 마코프 국면전환모형은 다음과 같다³⁾.

$$\begin{aligned} Liquid_t = & \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}\Delta Oil_t + \alpha_{2,t}r_t + \alpha_3liquid_{t-1} \\ & + \alpha_4\Delta Foreign_{t-1} + \alpha_5\Delta FX_{t-1} + \sigma(m)\epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

여기서, $\alpha_{0,t}$, $\alpha_{1,t}$, $\alpha_{2,t}$ 는 국면에 따라 변화하는 계수(switching parameter)이며, α_3 , α_4 , α_5 는 국면에 불변하는 계수(non-switching parameter)이다. $Liquid_t$, ΔOil_t , r_t 는 각각 t기의 유동성, 유가 변화율 그리고 KOSPI지수 수익률을 나타내며, $\Delta Foreign_{t-1}$, ΔFX_{t-1} 은 각각 t-1기의 외국인지분율의 변화율과 환율 변화율을 나타낸다. 또한 오차항 $\sigma(m)\epsilon_t$ 는 상태에 따라 변화

3) 마코프 국면전환모형에 대한 추정절차는 김동훈, 최봉석(2018)에 자세히 제시되어 있어 본 연구에서는 실증분석모형만을 간략하게 소개하고자 한다.

한다. 오차항에서 ϵ_t 는 i.i.d(independently and identically distributed) 표준정규분포를 따르는 것으로 가정하며, 표준편차인 $\sigma(m)$ 은 상태에 의존한다.

양철원(2010)에 의하면 우리나라의 경우 (1) 시장전반적인 상황의 변화는 투자자의 기대를 변화시키고 또한 최적 포트폴리오의 구성을 변화시킬 수 있기 때문에, 주식시장의 변화를 고려할 필요가 있고, (2) 우리나라와 같은 신흥시장의 경우 주식시장의 유동성은 외국인에 의해 영향을 받을 수 있으며, (3) 수출입에 의존하는 우리나라 산업구조상 환율의 영향이 클 수 있다. 따라서, 본 연구에서는 이러한 점을 감안하기 위해 KOSPI지수 수익률, 외국인지분율의 변화, 그리고 원/달러 환율의 변화를 통제변수로 활용하고자 한다⁴⁾.

또한, Alsalman(2016), 정준환, 김형건(2011), 김상배(2019)에 의하면, 유가의 상승과 하락은 주가에 비대칭적 영향을 미친다고 보고하고 있다. 따라서, 본 연구에서는 유가의 상승과 하락이 국면에 따라 우리나라 주식시장의 유동성에 미치는 영향의 차이가 존재하는지를 살펴보기 위해 식 (5)에서와 같이 유가 변화를 상승과 하락으로 구분하고자 한다.

$$Liquid_t = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}^+ \Delta Oil_t^+ + \alpha_{1,t}^- \Delta Oil_t^- + \alpha_{2,t} r_t + \alpha_3 liquid_{t-1} + \alpha_4 \Delta Foreign_{t-1} + \alpha_5 \Delta FX_{t-1} + \sigma(m) \epsilon_t \quad (5)$$

여기서, $\Delta Oil_t^+ = \max(0, \Delta Oil_t)$ 이고, $\Delta Oil_t^- = \min(0, \Delta Oil_t)$ 이다.

4) 본 연구에서는 Chuffart and Hooper(2019)에서와 같은 방법으로 통제변수를 국면에 따라 변화하는 변수와 그렇지 않은 변수를 구분하였다. 이들 연구에서는 하나의 통제변수가 국면에 따라 통계적으로 다른 영향을 미친다면 변수의 영향이 국면에 따라 그 영향이 변화한다는 것으로 해석하고, 이를 통해 국면에 따라 변화하는 변수와 그렇지 않은 변수를 구분하였다. 추정결과는 제시하지 않으나, 저자에게 요청할 수 있다.

Ⅲ. 표본자료 및 실증분석 결과

1. 표본자료 및 기초통계량

유가 변화가 우리나라 주식시장 유동성에 미치는 영향을 살펴보기 위해, 본 연구에서는 2000년 1월 1일부터 2020년 3월 31일까지 우리나라 유가증권시장에 상장된 주식을 대상으로 표본기간(2000년 1월부터 2020년 3월)⁵⁾ 동안의 월별 주식시장 유동성을 계산하고자 한다. 또한, 국제 유가는 정준환, 김형진(2011)과 이종용(2015)에서와 같이 두바이유의 가격을 활용하며, 표본기간 동안의 자료는 한국석유공사의 페트로넷(www.petronet.co.kr)에서 입수하였다. 또한, 통제변수로 활용되는 KOSPI지수(혹은 산업별 지수)와 외국인지분율은 Fn-Guide를 통해 입수하였으며, 원/달러 환율은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 활용하였다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

	수준변수		차분변수	
	AM측정치	PS측정치	AM측정치	PS측정치
ADF	-3.116	-15.001*	-15.265*	-13.955*
PP	-5.799*	-15.003*	-23.347*	-97.092*
KPSS	0.092	0.073	0.076	0.125

주: *는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄. 단위근 검정은 모두 상수항과 추세를 포함하였음. ADF검정과 PP검정에서의 임계값은 -3.429(5%)과 -3.996(1%)이며, KPSS 검정의 임계값은 0.146(5%)와 0.216(1%)임.

5) 본 연구에서는 우리나라의 대표적인 주식시장인 유가증권시장 뿐만 아니라 유가 변화가 산업별 유동성에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 유가증권시장의 일부 산업지수(의료정밀, 전기가스업 등)의 경우 외국인지분율이 2000년 1월부터 제공되기 때문에 표본기간을 2000년 1월 이후로 설정하였다.

본 연구에서는 먼저 유동성 측정치인 AM측정치와 PS측정치의 단위근(unit root) 존재 여부를 판단하기 위해 세 가지 단위근 검정(ADF, PP, KPSS)을 실시하였으며, 그 결과는 <표 1>에 제시되어 있다. ADF검정과 PP검정의 경우 귀무가설은 단위근이 존재한다는 것이며, KPSS검정의 귀무가설은 단위근이 존재하지 않는다는 것이다. <표 1>의 추정결과를 살펴보면, 전반적으로 수준변수에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단된다.

<표 2>에서는 유동성 측정치(AM측정치와 PS측정치), 두바이유 가격 변화율, KOSPI지수 수익률, 외국인 지분율의 변화율, 그리고 환율(원/달러 환율) 변화율에 대한 기초통계량이 제시되어 있다. 추정된 왜도, 첨도 그리고 Jarque-Bera 통계량으로 판단할 때, 모든 변수들이 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 기초통계량

	AM	PS	두바이유	코스피지수	외국인지분율	환율
평균	5.663	-1.608	0.150	0.256	0.212	0.035
중앙값	1.580	-1.290	1.775	0.690	-0.092	-0.050
최대	46.000	26.300	19.938	20.254	13.878	13.814
최소	0.012	-21.700	-47.544	-26.311	-4.452	-16.474
표준편차	9.561	6.015	9.233	6.251	1.941	3.029
왜도	2.424	0.296	-1.453	-0.469	1.733	0.142
첨도	8.366	6.508	7.178	4.634	12.333	8.945
Jarque-Bera 통계량	527.422	127.634	261.113	35.795	999.451	357.189
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

주: 괄호 안에는 유의확률이 나타나 있음.

2. 전체 주식시장에 대한 실증분석 결과

본 연구에서는 추정모형의 단순성(parsimony)을 위해 Switzer and Picard(2016)

그리고 김동훈, 최봉석(2018)에서와 같이 2개 국면(상승국면과 하락국면)이 존재하다는 가정하에 유가 변화가 주식시장 유동성에 미치는 영향을 검토하였으며, 식 (4)에 대한 추정결과는 <표 3>에 제시되어 있다.

<표 3>의 추정결과, 두 가지 유동성 측정치 모두에서 유가의 변화는 상승국면에서 주식시장 전체 유동성에 부정적인 영향을 미치고, 하락국면에서는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 유가는 주가에 부정적인 영향을 미친다고 주장하고 있는 박동욱, 장병기(2016)의 결과와 유사하다. Jones and Kaul(1996)에서 볼 수 있듯이 유가의 상승은 기업의 생산비용을 증가시키고 이로 인해 기업의 미래 현금흐름이 감소할 것으로 예상되며, 또한, 유가의 상승으로 인해 인플레이션이 나타날 수 있고, 이로 인해 중앙은행은 이자율을 상승시킨다. 이자율의 상승은 투자자로 하여금 대체 투자자산에 대한 투자를 증가시킴으로써 주식에 대한 거래가 감소하고, 이로 인해 유동성이 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다⁶⁾.

<표 3> 유가 변화의 영향에 대한 추정결과

	AM측정치		PS측정치	
	상승국면	하락국면	상승국면	하락국면
$\alpha_{o,t}$	-19.702* (0.000)	-1.225* (0.000)	1.649 (0.375)	-1.943* (0.000)
$\alpha_{1,t}$	-0.193* (0.006)	0.035 (0.244)	-1.862* (0.000)	0.043 (0.277)
$\alpha_{2,t}$	-0.343 (0.144)	0.018 (0.615)	2.854* (0.000)	0.093 (0.103)
α_3	0.437* (0.000)		-0.022 (0.695)	
α_4	-0.088 (0.440)		0.116 (0.488)	
α_5	0.077 (0.311)		-0.185 (0.114)	

주: *는 1% 수준에서 유의함을 나타내고, 괄호 안에는 유의확률이 나타나 있음.

6) AM측정치는 Kyle(1985)의 연구에 기반하여 주문 흐름에 대한 가격의 반응 정도를 측정하는 방법인 반면, PS측정치는 Campbell et al.(1993)에서 발견된 주문 흐름의 반전현상을 이용한 유동성 측정치라는 점에서 차이가 있다. 이러한 두 유동성 측정치의 차이로 인해 유의하지 않으나, 추정된 부호에서 차이가 있는 것으로 판단된다.

〈표 4〉 전이확률

	$i = 1$	$i = 2$
$j = 1$	0.655	0.345
$j = 2$	0.040	0.960

〈표 3〉의 추정결과에서 나타난 전이확률은 〈표 4〉에 제시되어 있다. 〈표 4〉에 제시된 전이확률(p_{ij})은 i 국면에서 다음 기에 j 국면으로 전이될 확률 $p(s(t) = j | s(t-1) = i)$ 을 의미한다. 구체적으로, $t-1$ 기에 유동성이 높으면 t 기에 유동성이 높을 (즉, 상승국면이 계속 유지될) 확률인 $p(s(t) = 1 | s(t-1) = 1)$ 은 0.655이고, 평균 지속기간($=1/(1-0.655)$)은 2.895개월로 나타났다. 이에 비해 전기에 유동성이 낮는데 현재 기에도 유동성이 낮을 확률(즉, 하락국면이 지속될 확률)인 ($p(s(t) = 2 | s(t-1) = 2)$)은 0.960으로 추정되어, 하락국면의 평균 지속기간은 24.910개월인 것으로 나타났다. 시장 전체에서 볼 때, 하락국면이 계속 유지될 가능성이 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상승국면과 하락국면의 비대칭성의 정도가 크다는 것을 의미한다⁷⁾.

선행연구(Alsalman, 2016; 정준환, 김형진, 2011; 김상배, 2019)에서는 유가 상승과 하락은 주가에 비대칭적 영향을 미친다고 보고하고 있다. 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 유가의 상승과 하락이 주식시장 유동성에도 비대칭적인 영향을 미치는지를 살펴보기 위해 식 (5)를 추정하였으며, 그 결과는 〈표 5〉에 제시되어 있다⁸⁾.

7) PS추정치를 이용하여 추정한 전이확률의 경우 상승국면이 지속될 확률과 하락국면이 지속될 확률은 각각 0.537과 0.984로, AM추정치에서의 전이확률과 큰 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

8) Lee et al.(1995)에 의하면, 유가의 변동이 큰 시기와 작은 시기를 비교하였을 때 유가 변동이 큰 시기에 유가 상승이 거시경제변수에 미치는 영향이 더 크다는 것을 보고하고 있다. 이를 고려하기 위해 본 연구에서는 김권식(2005)에서와 같이 GARCH모형을 이용하여 유가 상승과 하락으로 구분하여 분석하였으며, 분석결과는 〈표 5〉의 추정결과와 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 추정결과는 제시하지 않으나 저자에게 요청할 수 있다.

〈표 5〉 유가 상승과 하락의 영향에 대한 추정결과

	AM측정치		PS측정치	
	상승국면	하락국면	상승국면	하락국면
$\alpha_{o,t}$	-21.298* (0.000)	-1.305* (0.000)	1.307 (0.728)	-2.287* (0.000)
$\alpha_{1,t}^+$	0.014 (0.945)	0.043 (0.473)	0.144 (0.747)	0.058 (0.534)
$\alpha_{1,t}^-$	-0.325* (0.009)	0.029 (0.503)	-1.035* (0.006)	0.014 (0.800)
$\alpha_{2,t}$	-0.369 (0.156)	0.016 (0.664)	-0.460 (0.256)	0.209* (0.001)
α_3	0.431* (0.000)		-0.016 (0.822)	
α_4	-0.089 (0.431)		0.159 (0.398)	
α_5	0.064 (0.410)		-0.157 (0.219)	

주: *는 1% 수준에서 유의함을 나타내고, 괄호 안에는 유의확률이 나타나 있음.

추정결과를 살펴보면, 두 가지 유동성 측정치 모두에서 상승국면에 유가의 변화가 주식시장 유동성에 부정적인 영향을 미치지만, 하락국면에서 그 영향이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, <표 3>과는 달리 상승국면에서 유가 상승은 유동성에 유의한 영향을 미치지 않지만, 유가 하락은 주식시장 전체 유동성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 서지용(2009)에 의하면, 2000년 이후에서의 유가 충격은 주로 수요요인에 의한 것이며, 유가가 하락한다는 것은 세계 경제가 하락할 수 있다는 신호로 해석될 수 있다. 또한, 유가 충격이 우리나라 산업생산 활동에 미치는 영향을 분석한 배성중, 박상우(2012) 그리고 차경수(2015)의 연구에서도 공급충격보다는 수요충격이 유가변동을 주도하고 있는 것으로 분석하고 있다⁹⁾. 이러한 점을 감안하여 볼 때, 상승국면에서 유가 상승이 주식시장 유동성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 것은 유가 상승으로 인한 공급충격이 스태그플레이션(stagflation)에

9) 차경수(2015)에 의하면, 공급충격은 OPEC의 생산량 쿼터의 변화, 미국의 셰일가스 개발 등과 같이 국제원유생산량의 변화로 인한 유가의 변화를 의미하고, 수요충격은 세계경제활동 수준의 변화로 인한 유가의 변화를 나타낸다. 마지막으로 투기적 수요교란에 의한 유가충격은 유가 상승에 따른 기대로 인해 원유에 대한 투기적 혹은 예비적 수요가 증가할 수 있는데, 이로 인한 유가 상승을 의미한다.

따른 금리상승으로 주식시장의 유동성에 미치는 악영향이 수요충격에 따른 경기 상승에 대한 기대감으로 주식 투자 증가로 인한 유동성에 미치는 긍정적 효과에 의해 상쇄되기 때문인 것으로 판단된다. 상승국면에서 유가 하락이 유동성에 부정적으로 영향을 미치는 것은 유가 하락이 세계 경제 하락으로 이어질 수 있기 때문에, 주식보다는 안전자산에 대한 수요가 증가하기 때문에 주식시장에서의 유동성이 하락하는 것으로 판단된다.

주식시장의 유동성은 실물경제의 확장과 수축에 영향을 받을 수 있다. 따라서, 실물경제의 변화를 고려한 상황에서 유가 변화가 유동성에 미치는 영향을 검토할 필요가 있다¹⁰⁾. 본 연구에서는 월별 자료를 활용하고 있어 한국은행 경제통계시스템에서 입수한 전산업생산지수를 활용하여 실물경제의 변화를 고려하고자 한다. 산업생산지수의 변화를 추가한 분석결과는 <표 6>에 제시되어 있으며, α_6 는 산업생산지수의 변화에 대한 추정계수를 나타낸다.

〈표 6〉 산업생산지수의 변화를 고려한 추정결과

	AM측정치		PS측정치	
	상승국면	하락국면	상승국면	하락국면
$\alpha_{o,t}$	-22.590** (0.000)	-1.375* (0.016)	-7.132** (0.000)	-1.399* (0.024)
$\alpha_{1,t}^+$	2.054 (0.063)	0.367 (0.543)	4.863 (0.461)	0.425 (0.719)
$\alpha_{1,t}^-$	-4.189** (0.000)	-0.041 (0.943)	-19.893** (0.000)	0.717 (0.190)
$\alpha_{2,t}$	-0.100 (0.467)	0.008 (0.889)	2.472** (0.000)	0.102 (0.128)
α_3	0.444** (0.000)		0.024 (0.699)	
α_4	-0.087 (0.484)		0.117 (0.553)	
α_5	0.072 (0.421)		-0.118 (0.391)	
α_6	0.157 (0.535)		-0.615* (0.012)	

주: **와 *는 각각 1% 수준과 5% 수준에서 유의함을 나타내고, 괄호 안에는 유의확률이 나타나 있음.

10) 이러한 추가 분석을 제안하여 주신 익명의 심사자에게 감사드립니다.

전체적인 추정결과는 <표 5>의 추정결과와 유사한 것으로 나타났다. 이는 <표 5>의 추정결과가 우리나라의 실물경제의 변화를 고려한 상황에서도 강건하다는 것을 의미한다.

3. 산업별 지수에 대한 분석 결과

이상에서 우리나라 주식시장 전체의 유동성과 유가 변화와의 관계를 살펴 보았다. 하지만, 국내외 선행연구에서는 유가 변화의 영향이 산업별로 차이가 있음을 보고하고 있다. 정준환, 김형건(2011)은 유가 상승(하락)은 우리나라 산업별 지수수익률에 부정적(긍정적) 영향을 주고, 특히 유가 충격에 지수수익률이 가장 민감하게 반응하는 산업은 건설업인 것으로 나타났다. 또한, 전지홍, 이창민, 이상림(2016)의 연구에서는 유가 상승기와 하락기로 구분하여 산업별 지수수익률에 미치는 영향을 분석하였으며, 하락기보다 상승기에 유가 변화가 산업별 지수수익률에 더 민감한 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 또한, Zhu et al.(2016)은 중국 주식시장을 대상으로 유가 변화가 미치는 영향을 산업별 구분하여 살펴보았으며, 경기 불황(recession)일 때 산업별 주가와 유가는 서로 양(+)의 관계를 가지는 것으로 주장하고 있다.

이를 감안하여 본 연구에서도 우리나라 유가증권시장의 22개 산업의 유동성과 유가 변화와의 관계를 식 (5)에 산업생산지수의 변화율을 추가한 모형을 추정하였다. 또한, 산업별 유동성에 유가 변화가 미치는 영향을 살펴보기 때문에 KOSPI 지수수익률 대신 각 산업별 지수수익률을 사용하였으며, 추정결과는 <표 7>에 제시되어 있다.

전체적인 추정결과는 주식수익률에 대한 유가 변화의 영향을 연구한 선행연구의 결과와 유사하게 산업별로 유가의 상승과 하락에 대한 반응이 다른 것으로 나타났다. 배성중, 박상우(2012), 차경수(2015)에서는 유가충격은 수요충격과 공급충격 등으로 구분이 가능하며, 산업별 특성에 의해 유가변동의 산

업별 효과가 다르게 나타난다고 보고하고 있다. 특히, 차경수(2015)는 우리나라가 원유의 전량을 수입에 의존하고 있기 때문에, 산업생산 활동에 모든 유형의 유가충격이 영향을 미치고 있다고 주장하고 있다.

〈표 7〉 산업별 국면전환모형 추정결과

	상승국면				하락국면			
	$\alpha_{0,t}$	$\alpha_{1,t}^+$	$\alpha_{1,t}^-$	$\alpha_{2,t}$	$\alpha_{0,t}$	$\alpha_{1,t}^+$	$\alpha_{1,t}^-$	$\alpha_{2,t}$
제조업	-0.46** (0.00)	0.04 (0.84)	0.20** (0.00)	0.00 (0.51)	-4.11 (0.92)	1.18 (0.99)	38.95 (0.27)	-1.30 (0.88)
음식료품	-37.64** (0.00)	21.29** (0.00)	10.15** (0.00)	0.72* (0.02)	-1.70** (0.00)	-0.02 (0.94)	0.10 (0.68)	0.06* (0.03)
섬유, 의복	-5.45** (0.00)	1.87 (0.18)	0.34 (0.72)	-0.01 (0.83)	-35.48** (0.00)	-13.79 (0.14)	11.38** (0.00)	0.57* (0.03)
종이, 목재	-8.03 (0.89)	-1.22 (0.99)	10.68 (0.95)	-2.00 (0.86)	-0.54** (0.00)	0.22 (0.44)	0.01 (0.92)	-0.01* (0.03)
화학	-19.94** (0.00)	9.72** (0.00)	-6.87** (0.00)	0.33** (0.00)	-0.99** (0.00)	0.03 (0.93)	0.33 (0.16)	0.06** (0.00)
의약품	-5.15** (0.00)	2.21** (0.00)	-0.31 (0.40)	0.13** (0.00)	-0.55** (0.00)	0.19 (0.14)	-0.12 (0.14)	0.02** (0.00)
비금속 광물	-12.02** (0.00)	-2.22* (0.03)	-1.76* (0.04)	0.10 (0.16)	-1.24** (0.00)	0.38 (0.53)	0.23 (0.42)	0.04** (0.01)
철강및 금속	-0.30* (0.02)	-0.14 (0.50)	0.46** (0.00)	0.00 (0.78)	2.13 (0.76)	-28.88 (0.15)	34.19** (0.00)	0.17 (0.84)
기계	1.02 (0.76)	-5.78 (0.19)	-8.36** (0.00)	-0.68 (0.00)	-1.16** (0.00)	0.55 (0.19)	-0.02 (0.83)	-0.02 (0.23)
전기전자	-3.04 (0.06)	1.99 (0.66)	35.08** (0.00)	-1.73** (0.00)	-0.06 (0.11)	0.02 (0.75)	0.07* (0.04)	0.00 (0.73)
의료정밀	-0.20** (0.00)	0.09 (0.15)	-0.03 (0.46)	0.00 (0.60)	-4.81** (0.00)	5.50** (0.00)	3.47** (0.00)	-0.43** (0.00)
운수장비	-22.41** (0.00)	22.95** (0.00)	-6.22** (0.00)	-0.11* (0.01)	-0.55* (0.02)	-0.54 (0.11)	0.18 (0.42)	-0.01 (0.59)
유통업	-50.35** (0.00)	27.35** (0.00)	5.37 (0.60)	-2.96* (0.04)	-0.13 (0.91)	0.12 (0.96)	0.53 (0.22)	0.00 (0.96)
전기가스업	-10.54** (0.00)	6.39** (0.00)	-1.10 (0.35)	-0.61** (0.00)	-1.57** (0.00)	0.42 (0.08)	0.04 (0.78)	0.00 (0.81)
건설업	-0.21 (0.78)	0.13 (0.95)	0.02 (0.97)	0.00 (0.99)	-24.85** (0.00)	0.56 (0.35)	-5.59** (0.00)	-0.37** (0.00)
운수창고	-27.31** (0.00)	-10.46** (0.00)	-5.21** (0.00)	-0.03 (0.73)	-2.30** (0.00)	0.56 (0.35)	-0.39 (0.30)	0.03 (0.27)
통신업	-0.06** (0.00)	-0.01 (0.47)	0.00 (0.63)	0.00 (0.67)	-0.75** (0.00)	-3.98** (0.00)	2.57** (0.00)	0.29** (0.00)

주: **와 *는 각각 1% 수준과 5% 수준에서 유의함을 나타내고, 괄호 안에는 유의확률이 나타나 있음.

〈표 7〉 산업별 국면전환모형 추정결과(계속)

		상승국면				하락국면			
		$\alpha_{0,t}$	$\alpha_{1,t}^+$	$\alpha_{1,t}^-$	$\alpha_{2,t}$	$\alpha_{0,t}$	$\alpha_{1,t}^+$	$\alpha_{1,t}^-$	$\alpha_{2,t}$
금융업		-9.37** (0.00)	3.37 (0.12)	0.42 (0.83)	0.10 (0.22)	-1.05** (0.00)	0.03 (0.89)	-0.11 (0.46)	0.00 (0.84)
	은행	-7.91** (0.00)	-22.99* (0.01)	-9.78* (0.01)	2.28** (0.00)	-0.32** (0.00)	0.14 (0.18)	-0.09 (0.17)	0.00 (0.94)
	증권	-1.90** (0.00)	1.04* (0.01)	-0.42 (0.10)	-0.02 (0.17)	-33.21** (0.00)	6.05 (0.09)	-23.48** (0.00)	0.59** (0.00)
	보험	-0.14* (0.02)	0.00 (0.92)	-0.06 (0.39)	0.00 (0.90)	-6.07** (0.00)	16.88** (0.00)	1.93** (0.00)	-1.90** (0.00)
서비스업		-2.52** (0.00)	0.07 (0.90)	-0.14 (0.72)	-0.04 (0.23)	-110.07** (0.00)	18.90 (0.06)	-13.19** (0.00)	2.56** (0.00)

주: **와 *는 각각 1% 수준과 5% 수준에서 유의함을 나타내고, 괄호 안에는 유의확률이 나타나 있음.

〈표 7〉의 추정결과를 살펴보면, 전체 제조업의 경우 상승국면에서만 유가 하락이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 원료가 되는 유가의 하락은 국내 주요 제조업의 원가부담을 하락시켜 제조업 전체 유동성을 증가시키는 것으로 판단된다. 보다 구체적으로 살펴보면, 차경수(2015)에 의하면 5대 수출주도산업(기계 및 장비, 전기 및 전자, 정밀기기, 운송장비, 석유 및 화학)의 경우, 석유 및 화학을 제외한 나머지 4가지 산업은 유가 충격이 수요충격의 특성을 가지는 것으로 보고하고 있다. 〈표 7〉의 추정결과를 살펴보면, 화학, 기계 그리고 운수장비의 경우 상승국면에서는 기계를 제외한 두 산업에서는 유가 상승이 유동성에 양(+)의 영향을, 유가 하락은 세 가지 산업 모두에서 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 하락국면에서 유가의 변화는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이들 산업의 경우 수요교란요인이 기본적으로 해외수요 충격의 속성을 가지고 있기 때문에(차경수, 2015) 유가의 변동이 유동성에 영향을 미치는 것으로 판단된다. 하지만, 전기전자에서는 상승국면과 하락국면 모두에서 유가의 하락이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전기전자의 경우 유가 하락은

기업의 생산비용을 하락시키고 이로 인해 기업의 미래 현금흐름이 증가할 것으로 예상되기(Jones and Kaul, 1996) 때문인 것으로 판단된다.

전기전자와 추정계수의 부호가 유사한 것으로 나타난 산업으로는 섬유·의복, 철강·금속, 의료·정밀을 들 수 있다. 구체적으로 철강·금속은 상승국면과 하락국면 모두에서 유가의 하락이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 섬유·의복과 의료·정밀의 경우 하락국면에서 유가하락은 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 섬유·의복의 추정결과는 섬유·의복과 같은 에너지집약산업은 유가충격이 공급충격의 특성을 가진다는 차경수(2015)의 연구결과와 유사하다. 내수비중이 높은 산업인(배성중, 박상우, 2012) 비금속광물에 대한 추정결과는 상승국면에서 유가의 변화는 모두 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 차경수(2015)의 연구에서 볼 수 있듯이, 비금속광물은 투기적 수요교란요인에 의해 영향을 받기 때문인 것으로 판단된다.

금융업의 경우, 전체 금융업은 유가의 변화는 상승국면과 하락국면 모두에서 유의한 영향을 보이고 있지 않다. 이는 금융업 내의 은행, 증권, 보험이 모두 유가 충격에 다른 반응을 보이고 있기 때문인 것으로 판단된다. 구체적으로, 은행의 경우 상승국면에서 유가의 상승과 하락은 모두 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 서지용(2019)에서 볼 수 있듯이, 유가 변화에 따른 불확실성의 증가로 인해 은행의 수익성 변동이 커지기 때문인 것으로 판단된다. 증권의 경우는 상승국면에서 유가 상승은 유의한 양(+)의 영향을, 하락국면에서 유가 하락은 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 보험은 하락국면에서 유가의 변화는 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 유사한 금융업 내에서도 국면에 따라 유가의 상승과 하락이 다른 유동성에 다른 영향을 미치고 있음을 보여주는 결과이다.

제조업과 금융업을 제외한 다른 업종의 결과를 요약하면, 상승국면에서 유가 상승과 하락이 유의한 영향을 미치는 산업은 유통업, 전기가스업, 운수창고업으로 나타났으며, 하락국면에서 유가 변화가 유의한 영향을 미치는 산업은 건설업, 통신업 그리고 서비스업인 것으로 나타났다.

요약하면, 유가 상승과 하락은 유동성 상승국면과 하락국면에서 산업별로 다른 영향을 미친다는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 산업별 투자의사결정에 도움을 줄 수 있을 것이며, 산업별로 주식수익률과 유가와의 관계를 이해하는데 도움이 될 것으로 기대한다.

IV. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 유가 변화가 우리나라 주식시장 유동성에 미치는 영향을 마코프 국면전환모형을 이용하여 분석하는데 있다. 이를 위해 본 연구에서는 2000년 1월 1일부터 2020년 3월 31일까지 우리나라 유가증권시장에 상장된 모든 주식을 대상으로 월별 유동성(AM측정치와 PS측정치)을 추정하였으며, 표본기간은 2000년 1월부터 2020년 3월까지이다. 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 유가의 변화는 상승국면에서 주식시장 전체 유동성에 부정적인 영향을 미치지만, 하락국면에서는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 Jones and Kaul(1996)에서 볼 수 있듯이 유가의 상승은 기업의 생산비용을 증가시키고 이로 인해 기업의 미래 현금흐름이 감소, 그리고 유가의 상승으로 인한 인플레이션 유발과 이로 인한 이자율 상승 등으로 인해 주식에 대한 거래가 감소하고, 이로 인해 유동성이 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

둘째, 유가의 변화를 유가 상승과 하락으로 구분하여 추정한 결과, 상승국면에서 유가 상승은 유동성에 유의한 영향을 미치지 않지만, 유가 하락이 주식시장 전체 유동성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 서지용(2009)에서 볼 수 있듯이, 2000년 이후에서의 유가 충격은 주로 수요요인에 의한 것이며 유가의 하락은 세계 경제가 하락할 수 있다는 신호로 해석될 수 있기 때문에, 이로 인해 주식보다는 국채와 같은 안전자산에 대한

수요가 증가하기 때문에 주식시장에서의 유동성이 하락하는 것으로 판단된다. 이러한 결과는 실물경제의 변화를 고려한 분석에서도 차이가 없는 것으로 나타났다.

셋째, 산업별로 구분하여 유가의 상승과 하락이 유동성에 미치는 영향을 살펴본 결과, 주식수익률에 대한 유가 변화의 영향을 연구한 선행연구와 유사하게 산업별로 유가의 상승과 하락에 대한 반응이 다른 것으로 나타났다. 예를 들어, 제조업의 경우 상승국면에서 유가 하락이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 원료가 되는 석유 가격의 하락은 국내 주요 제조업의 원가부담을 하락하여 유동성을 증가시키는 것으로 판단된다. 하지만, 제조업 내의 세부업종별 그리고 산업별로 살펴보면, 그 영향에서 차이가 있다는 것을 발견하였다.

전반적으로 본 연구는 주식시장의 투자의사결정에 영향을 미치는 중요한 요인인 유동성에 유가가 미치는 영향을 분석하고 있어, 투자자들의 의사결정에 도움을 줄 수 있을 것이다. 또한, 산업별로 주식수익률과 유가와 관계가 다양하게 나타나는 것을 이해하는데 도움이 될 것으로 기대한다. 하지만, 본 연구는 우리나라 주식시장 전체의 유동성 혹은 산업별 유동성을 대상으로 분석하고 있어, 개별 기업의 특성을 반영하지 못한다는 단점을 가지고 있다. 또한, 최근의 연구에서 유가의 불확실성 역시 주가의 변화에 영향을 주고 있음을 보여주고 있다. 이러한 점을 감안한다면 향후 유가 불확실성이 우리나라 주식시장의 유동성에 혹은 관련 기업의 유동성에 미치는 영향을 분석하는 연구가 필요할 것으로 판단되며, 이는 추후 과제로 남겨둔다.

접수일(2021년 1월 13일), 수정일(2021년 2월 26일), 게재확정일(2021년 3월 26일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 강장구, 정기호. 2018. 「한국 주식시장에서의 Amihud측도의 주식수익률 예측과 거래량」. 증권학회지 47(4) : pp543-577.
- 김권식. 2005. 「국제 유가충격이 경제성장률과 인플레이션에 미치는 영향」. 대외경제연구 9(2) : pp175-212.
- 김동현, 김영식. 2012. 「유가충격과 산업생산 간의 관계 분석」. 한국경제의 분석 18(1) : pp55-121.
- 김동훈, 최봉석. 2018. 「에지워스 가격 사이클(Edgeworth Price Cycle)과 비대칭적 가격 반응: 서울 휘발유 소매시장 사례」. 에너지경제연구 17(1) : pp213-240.
- 김상배. 2013. 「오류발견율을 이용한 국내 주식형 펀드의 유동성 타이밍능력 검증」. 금융공학연구 12(2) : pp1-25.
- 김상배. 2018. 「유가 불확실성과 주가지수 수익률: 비선형모형을 이용한 분석」. 에너지경제연구 17(2) : pp31-51.
- 김상배. 2019. 「비대칭 오차수정모형을 활용한 유가와 주가지수의 관계 분석: 유가증권 시장을 중심으로」. 재무관리연구 36(3) : pp141-168.
- 박동욱, 장병기. 2016. 「주가에 대한 유가의 영향력 변화: 업종별 분석을 중심으로」. 자료분석학회 18(2) : pp783-798.
- 배성중, 박상우. 2012. 「유가 변동요인이 산업생산에 미치는 영향」. 한국은행 조사통계월보 2012년 7월호 : pp16-65.
- 서지용. 2009. 「유가충격의 요인별 분석 및 한국 주식시장과의 관계」. 사회과학연구 35(2) : pp1-20.
- 서지용. 2019. 「경제정책의 불확실성과 은행의 수익성 변동간의 연관성 연구」. Journal of The Korean Data Analysis Society 21(4) : pp1989-1998.
- 양철원. 2010. 「한국주식시장에서 시장유동성의 결정요인」. 증권학회지 39(1) : pp103-132.
- 이종용. 2015. 「유가충격에 의한 주가파생상품 반응에 관한 연구」. 에너지경제연구

14(2) : pp1-20.

전지홍, 이창민, 이상림. 2016. 「원유가격 변동이 주가에 미치는 영향: 산업별 차이를 중심으로」. 2016년 재무금융관련 5개공동학술대회 발표논문.

차경수. 2015. 「유형별 유가충격이 국내 산업에 미치는 효과 분석」. 경제분석 21(4) : pp59-96.

황선웅, 박하일, 이지혜. 2016. 「국제유가 변동이 울산지역 산업에 미치는 영향」. 산업경제연구 29(6) : pp2267-2292.

Acharya, V. V. and Pedersen, L. H. 2005. "Asset Pricing with Liquidity Risk." *Journal of Financial Economics* 77(2) : pp375-410.

Aloui, C. and Jammaizi, R. 2009. "The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behaviour: A Regime Switching Approach." *Energy Economics* 31 : pp789-799.

Amihud, Y., Hammoudeh, H. and Pedersen, L. H. 2006. "Liquidity and Asset Prices." *Foundation and Trends in Finance* 1 : pp269-364.

An, J., Ho, K.-Y. and Zhang, Z. forthcoming. "What Drives the Liquidity Premium in the Chinese Stock Market?" *North American Journal of Economics and Finance*.

Balcilar, M., Gupta, R. and Miller, S. M. 2015b. "Regime Switching Model of US Crude Oil and Stock Market Prices: 1859 to 2013." *Energy Economics* 49 : pp317-327.

Balcilar, M., Hammoudeh, S. and Asaba, N.-A. F. 2015a. "A Regime-Dependent Assessment of the Information Transmission dynamics between Oil Prices, Precious Metal Prices and Exchange Rates." *International Review of Economics and Finance* 40 : pp72-89.

Bazgour, T., Heuchenne, C., Hübner, G. and Sougne, D. forthcoming. "How Do Volatility Regime Affect the Pricing of Quality and Liquidity in the Stock Market?" *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. DOI: <https://doi.org/10.1515/snde-2018-0127>.

Bekaert, G., Harvey, C. R. and Lundblad, C. 2007. "Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets." *Review of Financial Studies* 20 : pp1783-1831.

Brunnermeier, M. K. 2009. "Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-2008." *Journal of Economic Perspectives* 23 : pp77-100.

- Campbell, J. Y., Grossman, S. J. and Wang, J. 1993. "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns." *Quarterly Journal of Economics* 108: pp905-939.
- Cao, C., Simin, T. T. and Wang, Y. 2013. "Do Mutual Fund Managers Time Market Liquidity?" *Journal of Financial Markets* 16(2): pp279-307.
- Chuffart, T. and Hooper, E. 2019. "An Investigation of Oil Prices Impact on Sovereign Credit Default Swap in Russia and Venezuela." *Energy Economics* 80: pp904-916.
- Herrera, A. M., Karaki, M. B. and Rangaraju, S. K. 2016. "Where Do Jobs Go When Oil Prices Drop?" *Energy Economics* 64: pp469-482.
- Jones, C. and Kaul, G. 1996. "Oil and Stock Markets." *Journal of Finance* 51: pp463-491.
- Karolyi, G. A., Lee, K.-H. and van Dijk, M. A. 2012. "Understanding Commonality in Liquidity around the World." *Journal of Financial Economics* 105: pp82-112.
- Kyle, A. S. 1995. "Continuous Auctions and Insider Trading." *Econometrica* 53: pp1315-1335.
- Lee, K., Shawn, N. and Ratti, R. A. 1995. "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability." *The Energy Journal* 16(4): pp39-56.
- Lou, X. and Shu, T. 2017. "Price Impact or Trading Volume: Why Is the Amihud(2002) Measure Priced?" *Review of Financial Studies* 30(12) : pp4481-4520.
- Narayan, P. K., Sharma, S., Poon, W. C. and Westerlund, J. 2014. "Do Oil Prices Predict Economic Growth? New Global Evidence." *Energy Economics* 41: pp137-146.
- Park, J. and Ratti, R. 2008. "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries." *Energy Economics* 30: pp2587-2603.
- Paster, L. and Stambaugh, R. F. 2003. "Liquidity Risk and Expected Stock Returns." *Journal of Political Economy* 111: pp642-685.
- Ratti, R. A. and Vespignani, J. L. 2013. "Liquidity and Crude Oil Prices: China's Influence over 1996?" *Economic Modelling* 33: pp517-525.
- Reboredo, J. C. 2010. "Nonlinear Effects of Oil Shocks on Stock Returns: A Markov Regime-Switching Approach." *Applied Economics* 42: pp3735-3744.

- Sadka, R. 2006. "Momentum and Post-Earnings-Announcement Drift Anomalies: The Role of Liquidity Risk." *Journal of Financial Economics* 80: pp309-349.
- Sklavos, K., Dam, L. and Scholtens, B. 2013. "The Liquidity of Energy Stocks." *Energy Economics* 38: pp168-175.
- Switzer, L. N. and Picard, A. 2016. "Stock Market Liquidity and Economic Cycles: A Non-Linear Approach." *Economic Modelling* 57: pp106-119.
- Zheng, X. and Su, D. 2017. "Impacts of Oil Price Shocks on Chinese Stock Market Liquidity." *International Review of Economics and Finance* 50: pp136-174.
- Zhu, H., Su, X., You, W. and Ren, Y. 2017. "Asymmetric Effects of Oil Price Shocks on Stock Returns: Evidence from a Two-Stage Markov Regime Switching Approach." *Applied Economics* 49: pp2491-2507.

ABSTRACT

Impact of the Changes in Oil Prices
on Korean Stock Market Liquidity

Sangbae Kim*

In this paper, we examine the impact of the changes in oil price on the stock market liquidity in Korea. To do so, we utilize a Markov Switching model by using the Amihud(2002) liquidity measure and the Pastor and Stambaugh(2003) liquidity measure while the sample period ranges from January 1998 to March 2020. Our empirical results show that the decrease of oil prices influences stock market liquidity during the downturn periods. This result is robust when we consider the changes of real economy by including industrial production. In addition, examining the effect of the changes in oil prices on the industry liquidity suggests that the impacts of oil price changes vary with the specific industry. Our empirical findings not only help understand liquidity risk in Korean stock market, but also point out that the changes in oil prices may leads to different consequences depending on the economic regimes.

Key Words : Oil price, Stock market, Liquidity, Markov switching model

* Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University
(main and corresponding author). sbkim@knu.ac.kr