

## 02

# 시장조성자 증권거래세 면제의 효과



강동익

한국조세재정연구원  
부연구위원  
dikang@kipf.re.kr

## 1. 서론<sup>1)</sup>

시장조성자란 여러 거래자로부터 증권을 사고파는 행위를 반복함으로써 금융시장에 유동성을 공급하는 금융기관을 의미한다. 자발적으로 금융시장에 유동성을 공급하는 시장조성자로 활동하는 금융기관이 여럿 존재하지만, 세계 여러 나라의 금융시장은 거래소가 직접 금융기관을 섭외하여 시장에 유동성을 공급하도록 계약하는 지정시장조성자(Designated Market Maker, 이하 ‘DMM’) 제도를 운영하고 있다. 대표적으로 미국의 New York Stock Exchange(NYSE), 영국의 London Stock Exchange, 독일의 Xetra 등이 DMM 제도를 운영하고 있다.

근래에 들어 전자 거래가 활성화되고 고빈도 거래자를 비롯한 내생적 유동성 공급자가 다수 있는 현대 금융시장에서 과연 DMM 제도가 시장에 유동성을 공급하는 데 효과적일 지에 대한 의문이 존재한다. 그러나 최근 여러 실증분석 결과들은 DMM의 유동성 공급효과가 매우 크다는 것을 보여준다. 예컨대 Clark-Joseph et al.(2017), Bessembinder et al.(2020) 등의 연구에서 NYSE의 DMM들이 많은 유동성을 공급한다는 것을 보여주고 있다. 이러한 DMM들의 효과성은 일반적인 인식에 비춰보아 상당히 의외의 결과라고 할 수 있다. 그러나 현재 관련 문헌에서는 DMM이 유동성을 공급하는 데 있어 왜 효과적일 수 있는지에 대한 설명이 부족하며, 어떤 경로를 통해 유동성이 증가하는지에 대한 연구와 분

1) 본고는 논문 “Designated Market Makers are Even Better than You Think(Kang et al., 2022)”를 원고의 목적에 맞게 발췌 및 요약하여 소개함

석도 매우 부족한 상태이다.

한편 한국의 경우 거래마다 일정한 증권거래세가 부과되기 때문에 자발적 시장조성자가 활동하기 어려운 환경이다. 시장조성자들은 거래를 증개하면서 발생하는 미세한 매수가-매도가의 차이로 인한 수익을 창출하여야 하는데, 증권거래세가 있을 경우 이러한 수익보다 비용이 더 커질 우려가 크기 때문이다. 따라서 시장조성자의 부재로 인하여 한국의 금융시장들은 유동성 공급에 어려움을 겪을 가능성이 존재한다. 이러한 어려움을 극복하기 위하여 정부는 시장조성자를 지정(DMM)하여 시장조성 활동으로 인한 거래에 증권거래세를 면제하고 있다. 다만 이러한 활동이 과연 효용성이 있는지, 지나친 혜택은 아닌지에 대한 논란이 존재한다.

따라서 본고는 한국에서 DMM이 금융시장의 상태를 개선하고 유동성을 공급하는 효과가 있는지 살펴보고자 한다. 또한 DMM들이 금융시장 상태를 개선하고 투자자의 효용이 증가하도록 유도할 수 있는 새로운 메커니즘을 제안하고, 이러한 메커니즘이 어떻게 DMM의 효과를 증폭시키는지를 보이고자 한다. 나아가 본고에서 제안한 메커니즘이 실제로 존재한다는 사실을 실증분석을 통해서 보여주고자 한다.

## II. DMM 효과에 대한 이론적 설명<sup>2)</sup>

금융시장에서 시장조성자와 같은 유동성 공급자들은 크게 두 종류의 어려움에 직면한다. 첫 번째 어려움은 우수한 정보를 갖고 거래하는 거래자(정보 투자자)들과 거래함으로써 인하여 발생하는 정보비용이다. 유동성 공급자보다 미래 증권 가치에 대한 우수한 정보를 가지고 있는 정보 투자자들과의 거래에서는 지속적인 손해가 발생할 수밖에 없다.<sup>3)</sup> 이러한 정보비용을 수반하는 거래로 인하여 가격이 변하는 유동성 저하와 매도와 매수가격 간의 스프레드 등이 발생하는 것이다.

두 번째로는 개별적인(idiosyncratic) 리스크에 대해 개별 기관이 수용할 수 있는 한도가 이론과 달리 현실에서는 유한하다는 점과 관련된 여러 어려움이 존재한다. 이는 제도적 또는 환경적 제한 요인으로 인하여 개별 기관이 다각화를 통하여 개별적인 리스크를 모두 해소할 수 없을 때 발생하는 비용을 총칭한

본고는 한국에서 지정시장조성자(DMM)가 금융시장의 상태를 개선하고 유동성을 공급하는 효과가 있는지 살펴보고자 한다.

- 2) 본고는 원고의 목적에 맞게 이론적 모형을 직관적으로 설명하는 데 초점을 두고 있음. 더 엄밀한 이론적 결과가 공급한 독자는 Kang et al.(2022)을 참고하기 바람
- 3) 본고에서 지칭하는 거래 주체들인 정보 투자자, 유동성 공급자, 그리고 유동성 거래자들은 금융기관 또는 개인 등 특정한 투자자를 지칭하기 보다는 개별 거래에 따라 나타나는 거래자의 성격에 따라 구분된다고 할 수 있다. 정보 투자자란 우월한 정보를 바탕으로 거래하는 투자자, 유동성 공급자는 유동성 공급을 목적으로 거래하는 거래자, 그리고 유동성 거래자는 여타 이유(헤징 등의 목적)로 인하여 거래하는 투자자를 의미한다고 할 수 있다. 이후 실증분석에서는 헤징의 필요성이 높은 금융기관들의 거래 행태가 헤징 필요성이 높은 유동성 거래자의 거래를 대표할 것으로 생각하여 분석을 진행할 것이다.

DMM의 도입은  
직접적으로 시장조성자들의  
개별적인 리스크  
수용 정도의 제한을  
일부 개선하며,  
이러한 개별적인  
리스크 수용 여력의  
증가는 금융시장의  
유동성을 일부 개선한다.

다고 볼 수 있다. 예컨대 재고비용, 레버리지와 관련된 제한 사항들, 리스크 관리 비용 등이 이에 해당한다고 볼 수 있다.

본고는 DMM의 도입이 위 두 분류의 비용을 모두 경감함으로써 금융시장의 상태를 개선한다는 것을 보이고 있다. 그 경로는 다음과 같다. 우선적으로 DMM의 도입은 직접적으로 시장조성자들의 개별적인 리스크 수용 정도의 제한을 일부 개선한다. 이는 DMM이 추가되어 유동성 공급 부담을 분담하여 기존의 시장조성자들의 개별적인 리스크 수용 여력이 증가하는 효과를 반영하는 것으로 생각할 수 있다. 나아가 이러한 개별적인 리스크 수용 여력의 증가는 금융시장의 유동성을 일부 개선한다. 일부 개선된 금융시장의 유동성으로 인하여 헤징(hedging)을 목적으로 금융시장에 참여하는 투자자들의 거래 비용이 감소하게 되는데, 이로 인하여 유동성 거래자들의 거래량과 거래변동성이 증가하게 된다.

한편 유동성 투자자들의 거래변동성 증가는 금융시장 유동성의 추가적인 증가를 유발한다. 그 이유는 유동성 투자자들의 거래변동성 증가로 인하여 시장조성자들의 정보비용이 감소하기 때문이다. 거래변동성 증가로 인하여 시장조성자들이 상대적으로 유동성 투자자와 거래하는 비중이 증가하기 때문에 우월한 정보를 바탕으로 거래하는 정보 투자자와의 거래에서의 손해가 상대적으로 감소하는 효과가 있기 때문이라고 이해할 수 있다. 추가적인 유동성 증가로 인하여 유동성 거래자의 거래는 더욱 증가하게 되고 이로 인하여 정보이용 비용이 다시 경감되어 유동성이 또다시 개선되는 선순환 구조가 성립된다.

연구에서는 이러한 효과로 인하여 시장의 유동성이 개선될 뿐만 아니라 시장의 유동성이 증가할 수 있다는 것도 보였다. DMM의 도입으로 인하여 유동성 투자자의 거래 및 거래변동성이 증가할 경우에는 이러한 거래변동성의 증가로 인하여 시장의 (가격)변동성이 증가할 수 있기 때문이다. 그러나 앞서 설명한 이유로 인한 거래변동성의 증가는 오히려 DMM으로 인한 유동성 개선효과가 더욱 크다는 것을 의미한다. 유동성 개선효과가 더욱 큰 이유는 개별적인 리스크 수용 정도가 개선되는 직접적인 효과 이외에도 정보비용이 감소하는 간접적인 효과가 작동하기 때문이라고 할 수 있다. 변동성이 증가할 수 있는 이유는 유동성이 개선됨에 따라 거래로 인한 가격변화의 정도가 줄어들어 감소하는 효과와 더불어, 거래변동성 자체가 증가하는 효과가 함께 발생하기 때문이다. 따라서 거래변동성의 증가가 더욱 클 경우에는 DMM의 도입으로 인하여 가격 변동성이 증가하게 되나, 이는 곧 시장 상황이 개선되고 있다는 것을 의미한다.

또한 연구에서는 DMM의 유동성 개선 및 변동성 증가 효과가 대체로 사전적 변동성이 높은 증권에서 더욱 크게 나타날 수 있다는 사실 역시 보인바 있다. 그 이유는 사전적으로 변동성이 높은 증권들의 경우 거래의 한계비용이 매우 크기 때문에 약간의 유동성 개선으로 인하여 유동성 거래자의 거래가 매우 큰 폭으로 증가하기 때문이다. 그리고 이러한 유동성 거래자의 증가는 전체적인 시장의 유동성을 개선시키기 때문이다.

마지막으로 본고에서는 DMM의 도입이 모든 시장 참여자의 후생을 개선한다는 것을 이론적으로 밝혔다. 우수한 정보를 갖고 거래하는 정보 투자자들은 DMM 도입으로 유동성이 개선되어 거래에 따른 가격변화가 감소할 경우 거래로부터 발생하는 이익이 증가하는 것으로 나타났고, 유동성 투자자는 유동성 증가로 인하여 거래 비용이 감소할 경우 더욱 효율적인 헤징이 가능해져 후생이 증가하는 것으로 나타났다.

### Ⅲ. 실증분석 방법론

본고는 앞서 설명한 이론적인 현상이 실재한다는 사실을 한국 유가증권시장(KOSPI) 자료를 사용하여 실증적으로 보이고자 하였다. 한국 유가증권시장의 시장조성자는 2016년에 첫 도입되었다. 이에 따라 DMM들은 한국거래소와 시장조성 계약을 체결하고 종목을 배정받은 후 배정종목에 대하여 매수 및 매도 양방향 호가를 지속적으로 제출하여 유동성을 공급하는 의무가 부여되었다. 또한 이러한 활동을 원활하게 수행하기 위하여 시장조성자는 시장조성 활동을 위한 거래에 대해서는 「조세특례제한법」 제117조 제1항에 따라 증권거래세를 면제받고 있다.

분석의 대상 기간인 2019년에는 특정 주식이 DMM을 배정받을 수 있는 자격을 갖추기 위해서는 회전율이 중간 이하의 값을 갖거나 유효스프레드가 중간 이상의 값을 가져야 했다. 즉 유동성이 낮은 주식에 한하여 시장조성자 배정 자격이 주어졌던 것이다. 단, 2019년 이전까지 활용되었던 배정 자격 조건이었던 거래량 조건이 2019년 이후 회전율 조건으로 변경됨에 따라 시장조성자 배정 자격을 갖춘 증권의 수가 급격하게 증가하였다. 이로 인하여 시장조성자 배정 자격을 갖춘 주식의 수가 기존의 82개에서 574개로 증가하였는데, 본 분석은 2018년 시장조성자가 배정되지 않았던 종목을 바탕으로 새롭게 시장조성자

본고는 앞서 설명한 DMM 효과의 이론적 현상이 실재한다는 사실을 한국 유가증권시장(KOSPI) 자료를 사용하여 실증적으로 분석한다.

분석을 위해  
2018년과 2019년  
각각 7월부터 12월 사이의  
KOSPI 일별 자료를  
활용하였으며,  
3개의 유동성 지표와  
2개의 변동성 지표를  
사용하였다.

가 배정되었을 때의 효과를 추정하고자 한다.

본고는 2018년과 2019년 각각 7월부터 12월 사이의 일별 자료를 활용하여 분석을 수행하였다. 분석을 위하여 3개의 유동성 지표와 2개의 변동성 지표를 활용하였는데, 유동성 지표로는 최우선 호가 스프레드(Bid-Ask Spread), 체결률(Execution Rate), 그리고 비유동성 비율(Illiquidity Ratio)이 있다. 최우선 호가 스프레드는 매도 호가와 매수 호가 사이의 간격을 측정하며, 작을수록 유동성이 높은 것을 의미한다.

$$BA_{i,t} = 2 \times 100 \times \frac{ask_{i,t} - bid_{i,t}}{ask_{i,t} + bid_{i,t}} \quad \text{식 (1)}$$

체결률은 거래량을 신규 호가수량에서 취소 호가수량을 차감한 값으로 나눈 수치로 주문이 거래로 이어진 정도를 측정하며, 그 값이 높을수록 유동성이 높은 것을 의미한다.

$$ER_{i,t} = 2 \times 100 \times \frac{sharestraded_{i,t}}{orders\ submitted_{i,t} - orders\ canceled_{i,t}} \quad \text{식 (2)}$$

비유동성 비율은 가격변동률을 거래대금으로 나눈 값으로 측정되며, 거래로 인한 가격변화를 만회하기 위하여 필요한 기대수익률을 나타낸다. 비유동성 비율이 낮을수록 유동성이 높은 것으로 해석할 수 있으며, 본고에서 활용하는 지표 중 제II장에서 설명한 모형 및 이론과 가장 부합하는 유동성 개념이라고 할 수 있다.

$$ILLR_{i,t} = \frac{|R_{i,t}|}{total\ transaction\ value_{i,t}} \quad \text{식 (3)}$$

한편 분석에 사용한 변동성 지표로는 절대 수익률(Absolute Return, 이하 ‘AR’)과 일일 가격 변동성(Daily Price Amplitude, 이하 ‘DPA’)이 있다. AR은 변동성을 측정하는 가장 보편적인 지표 중 하나로 일간 가격의 변동성을 측정한다.

$$AR_{i,t} = |R_{i,t}| \quad \text{식 (4)}$$

DPA는 일간 최고가와 최저가를 활용하여 하루 내의 가격 변동성을 측정한다.

$$DPA_{i,t} = 2 \times 100 \times \frac{PH_{i,t} - PL_{i,t}}{PH_{i,t} + PL_{i,t}} \quad \text{식 (5)}$$

<표 1>은 분석에 활용한 변수들의 기초통계량을 나타내고 있다.

<표 1> 기초통계량

구분	2018년		2019년	
	Mean	Std.	Mean	Std.
거래대금(만주)	32.0	68.1	32.4	101.3
증가원)	33,603	84,167	29,040	68,404
수익(%)	-0.121	0.201	-0.100	0.151
최우선 호가 스프레드(%)	0.398	0.190	0.371	0.165
체결률(%/100)	0.518	0.179	0.507	0.179
비유동성 비율(log)	-24.58	1.86	-24.53	1.74
일일 가격 변동성(%)	3.696	1.169	3.137	1.000
절대 수익률(%)	2.142	0.780	1.777	0.622
관측치 수	654			

출처: Kang et al.(2022), Table 1.

[그림 1]의 (a)는 분석 대상인 주식들의 시장조성자 배정 자격을 보이고 있다. X축은 음(-)의 회전을 나타내고 있으며 Y축은 유효스프레드를 나타낸다. 모든 값은 중앙값이 0이 되도록 재조정하여 그래프에 표기하였으며, 그림에 표기된 모든 x는 시장조성자가 배정되지 않은 주식을 나타내며 붉은 점은 시장조성자가 배정된 주식을 대표하고 있다. [그림 1] (a)의 제3사분면에 있는 주식들은 유효스프레드와 회전이 모두 좋아 시장조성자 배정 자격이 주어지지 않는 고유동성 종목으로, 제3사분면에 있는 주식들은 모두 시장조성자가 배정 자격이 없어 시장조성자가 배정되지 못한 종목들이다. 그 외의 주식들은 시장조성자 배정 자격이 주어지나, 모든 주식에 반드시 시장조성자가 배정되는 것은 아닌 것을 확인할 수 있다. 특정 주식에 대한 시장조성 활동을 하고자 하는 기관이 없을 경우 시장조성자가 배정되지 않을 수 있기 때문이다.

[그림 1] (a)를 살펴보면 회전율과 유효스프레드 지표의 중앙값 경계에서 주식의 시장조성자 배정 자격이 급격하게 변화하는 것을 확인할 수 있다. 따라서

변동성 지표로는 일간 가격의 변동성을 측정하는 절대 수익률과 일간 최고가와 최저가를 활용하여 하루 내의 가격 변동성을 측정하는 일일 가격 변동성이 있다.

식 (6)에서  $x_i > 0$  경우  
 주식이 시장조성자  
 배정 자격을  
 갖췄다는 것을 의미하며  
 $x_i < 0$  경우에는  
 시장조성자 배정 자격을  
 갖추지 못한 것을 의미한다.

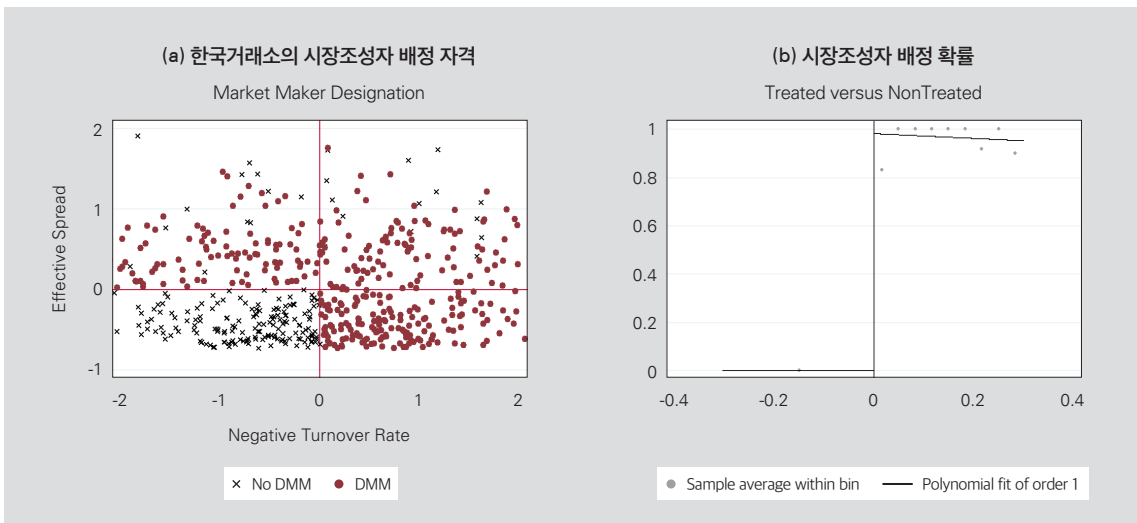
이 기준점을 바탕으로 회귀단절 분석을 수행하기 위하여 기준 변수(running variable)를 다음과 같이 구성하였다.

$$x_i \equiv \max \left\{ \log \left( \frac{0.4378}{turnover_i} \right), \log \left( \frac{spread_i}{2.11} \right) \right\} \quad \text{식 (6)}$$

참고로 식 (6)에서 활용한 0.4378과 2.11은 각각 회전율과 최우선 호가 스프레드의 중앙값이다. 기준 변수  $x_i$ 가 0보다 클 경우에는 주식이 시장조성자 배정 자격을 갖췄다는 것을 의미하며  $x_i$ 가 0보다 작을 경우에는 시장조성자 배정 자격을 갖추지 못한 것을 의미한다. 나아가 유동성 등의 특성이 유사한 집단 간의 분석을 담보하기 위하여 기준점 주위의 주식들만을 분석 대상으로 삼았으며, non-complier들이 일부 존재하기 때문에 fuzzy RD 분석을 사용하였다. 기준점 주위의 최적 밴드값은 변수에 따라 0.212에서 0.334 사이의 값을 사용하였다.

[그림 1]의 (b)는 기준점인  $x_i = 0$  주위로 시장조성자가 지정될 확률을 표기하고 있다. 앞서 설명한 바와 같이  $x_i < 0$  경우에는 시장조성자가 배정될 확률이 0이며,  $x_i > 0$  경우 시장조성자 배정 확률이 1에 가까우나 반드시 배정되는 것은 아님을 확인할 수 있다. 즉 분석에 활용되는 주식은 변수에 따라 최적 밴드의 차이로 인하여 약간의 차이는 있으나 대체로 기준점 주위로 [그림 2]

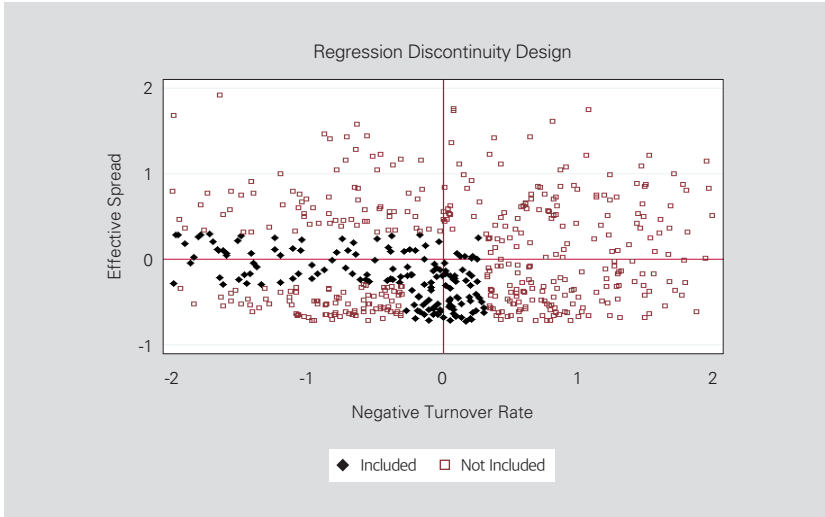
[그림 1] DMM 배정 자격



출처: Kang et al.(2022), Figure 1.



[그림 2] DMM 배정 주식



출처: Kang et al.(2022), Figure 2.

우리나라는 DMM 배정이  
주식 발행자와 무관하게  
결정되며  
주식 발행자가  
DMM 배정 여부에  
영향을 미치지  
어려운 환경이므로  
DMM의 인과적 효과  
추정에 있어 유리한 점이  
많이 존재한다.

처럼 나타난다고 할 수 있다(밴드값 0.3 표기).

이러한 한국의 시장조성자 정책은 DMM의 인과적 효과를 추정하기 위하여 유리한 점이 많이 존재한다. 기존 연구의 주된 우려사항 중 하나는, 해외 여러 사례에서 많은 경우 증권 발행자가 직접적으로 DMM과 계약을 맺을지 결정하기 때문에 선택 편의로 인한 내생성이 발생할 가능성이 높다는 점이다. 그러나 본 분석의 경우 DMM의 배정이 주식 발행자와 무관하게 결정될 뿐만 아니라 주식 발행자가 DMM 배정 여부에 영향을 미치지 어려운 환경이다. 우선 유동성이 상대적으로 높은 종목이 DMM 배정을 받기 위해서는 상당 기간 동안 유동성을 고의적으로 악화시켜야 하는데, 이 비용이 상당하다. 또한 2019년에는 기존의 거래량 조건이 회전율 조건으로 변경되었는데, 이러한 변화를 기업들이 미리 알기 어렵다는 점도 내생성에 대한 우려를 경감시킨다. 증권거래세 면제를 위해서 한국거래소는 기획재정부의 결정에 따라 그 조건을 정해야 하며 이러한 조건은 평가 기간이 지난 후에야 밝혀졌기 때문이다. 또한 배정 기준점이 중앙값으로 임의적으로 결정될 뿐만 아니라, 증권거래세로 인하여 유동성 조정비용이 매우 크다는 것도 분석에 유리한 이유 중 하나라고 할 수 있다.

DMM의 효과를 추정하기 위하여 다음과 같은 회귀식을 사용하였다.

$$y_i = \alpha + \beta treat_i + f_1(x_i) + D_i \cdot f_2(x_i) + \Gamma Z_i + \epsilon_i \quad \text{식 (7)}$$



[그림 3]을 보면  
 거래대금의 경우  
 기준점을 전후로  
 DMM 배정여부에 따른  
 변화가 크지 않은 반면  
 가격의 경우 DMM 배정이  
 이루어지는 종목들의  
 가격변화가 더 크게  
 나타난다.

$y_i$ 는 유동성 지표, 변동성 지표 등의 시장 상황에 대한 관심변수이며,  $treat_i \in \{0, 1\}$ 는 DMM 배정 여부를 나타내는 더미변수이다.  $D_i \in \{0, 1\}$ 는 DMM 배정 자격이 있는지 여부를 나타내는 더미변수이다. 나아가 위 식을 추정하는 데 있어  $D_i$ 를  $treat_i$ 의 도구변수로 사용하였으며  $f_1, f_2$ 는 2차 함수를 사용하였다. 통제변수  $Z_i$ 는 2018년 7월부터 12월 사이 평균값을 변수들 (transaction volume, closing price, return, illiquidity ratio, execution rate, bid-ask spread, absolute return, daily price amplitude, 그리고 시가총액)에 대하여 사용하였다. 또한 산업별 더미를 포함하였다.

나아가 증권의 사전변동성을 기준으로 종목을 고변동성 종목과 저변동성 종목으로 분류한 후 DMM 효과의 이질성 분석을 수행하였다. 이를 위하여 Becker et al.(2013)과 Chakravarty et al.(2019) 등에서 활용한 교차항을 포함하여 추정하는 방식을 사용하였으며, 개별 주식 종목을 각각 DPA와 AR을 기준으로 구분을 하였으며, 산업별로 고변동성과 저변동성 종목으로 나눴다. 이러한 구분을 바탕으로 다음 회귀식을 앞선 경우와 마찬가지로 추정하였다.

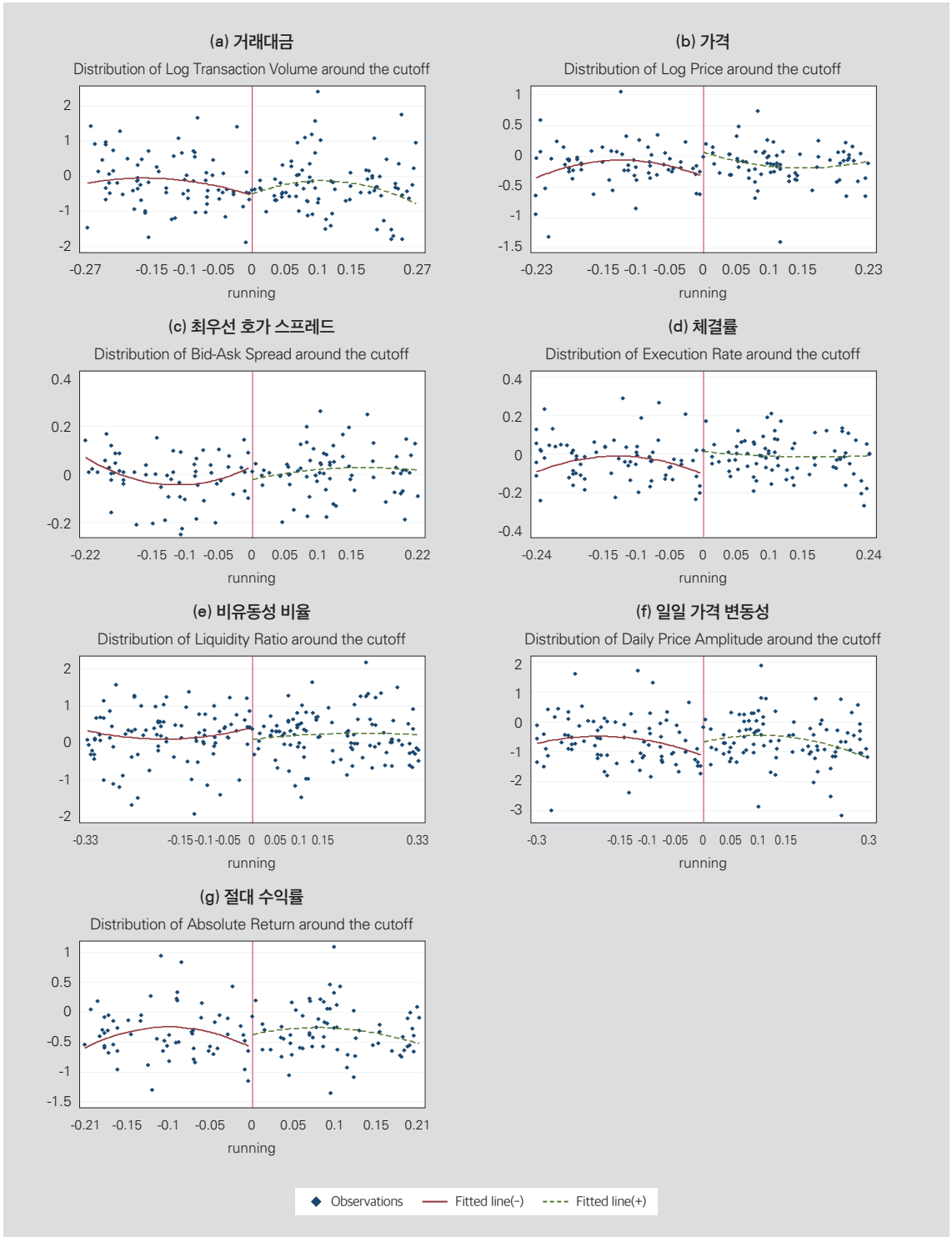
$$y_i = \alpha + \beta treat_i + \beta_1 LV_i + \beta_2 (treat_i \times LV_i) + f_1(x_i) + D_i \cdot f_2(x_i) + \Gamma Z_i + \epsilon_i \quad \text{식 (8)}$$

$LV_i \in \{0, 1\}$ 는 저변동성 종목 여부를 나타내는 더미변수이다.

#### IV. 실증분석 결과

[그림 3]은 분석에 활용된 각 변수들이 기준점 주위에서 DMM 배정여부에 따라 어떻게 변하는지를 보이고 있다. 우선 거래대금의 경우에는 기준점을 전후로 큰 변화가 있지 않은 것으로 나타난다. 반면 가격의 경우 DMM 배정이 이루어지는 종목들의 가격변화가 더 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 유동성 지표의 경우 모두 DMM 도입으로 인하여 유동성이 개선되는 것으로 나타났다. 최우선 호가의 경우 DMM 도입으로 인하여 감소하는 것으로 나타나며, 체결률은 증가하고 비유동성 비율은 감소하였다. 변동성 지표의 경우 DMM 도입으로 인하여 증가하는 것으로 드러났다.

[그림 3] DMM 배정 효과



출처: Kang et al.(2022), Figure 3.

가격의 경우 DMM의 도입으로 인하여 약 44% 증가하는 것으로 나타났으며, 이러한 가격 상승의 효과는 저변동성 종목에서는 일부 경감되는 것으로 나타났다.

더 엄밀한 분석을 위하여 앞선 식 (7), (8)을 사용하여 DMM 도입으로 인한 각각의 지표 변화를 추정하였다. 이에 앞서 이론에서 도출된 경험적 예측(empirical prediction)을 다시 한번 살펴보면, 모형에 의하여 ① DMM의 도입은 시장의 유동성을 개선할 것으로 예측되며 ② DMM의 도입으로 인하여 변동성 역시 증가할 수 있는데, 이는 유동성 투자자의 거래변동성이 증가한다는 것을 전제로 한다. ③ 또한 DMM의 도입으로 인한 유동성과 변동성의 증가 모두 사전적으로 변동성이 높은 종목에서 더욱 크게 나타날 것으로 예측된다.

<표 2>는 DMM의 도입이 거래대금과 가격에 미치는 영향을 나타내고 있다. 거래대금의 경우 [그림 3]에서와 같이 뚜렷한 예측도 결과도 나타나지 않았

<표 2> DMM의 도입이 거래대금과 가격에 미치는 영향

구분	거래대금			가격		
	(1) Overall	(2) Subgroup (AR)	(3) Subgroup (DPA)	(4) Overall	(5) Subgroup (AR)	(6) Subgroup (DPA)
DMM	0.080 (0.388)	0.154 (0.355)	0.106 (0.370)	0.440* (0.232)	0.463** (0.228)	0.505** (0.211)
DMM × LowAR		-0.276 (0.274)			-0.196 (0.125)	
DMM × LowDPA			-0.074 (0.263)			-0.147 (0.104)
관측치 수	162	162	162	141	141	141
밴드값	0.275	0.275	0.275	0.235	0.235	0.235

주: \*\*\* p < 0.01, \*\* < 0.05, \* p < 0.1 수준에서 통계적으로 유의함  
출처: Kang et al.(2022), Table 2.

<표 3> DMM의 도입이 유동성 지표에 미친 효과

구분	최우선 호가 스프레드			체결률			비유동성 비율		
	(1) Overall	(2) Subgroup (AR)	(3) Subgroup (DPA)	(4) Overall	(5) Subgroup (AR)	(6) Subgroup (DPA)	(7) Overall	(8) Subgroup (AR)	(9) Subgroup (DPA)
DMM	-0.096** (0.046)	-0.109*** (0.038)	-0.085** (0.038)	0.139* (0.074)	0.148** (0.072)	0.157** (0.068)	-0.449 (0.309)	-0.621* (0.324)	-0.579* (0.347)
DMM × LowAR		0.020 (0.049)			-0.065 (0.049)			0.424 (0.260)	
DMM × LowDPA			-0.022 (0.038)			-0.043 (0.048)			0.229 (0.263)
관측치 수	133	133	133	149	149	149	203	203	203
밴드값	0.222	0.222	0.222	0.241	0.241	0.241	0.334	0.334	0.334

주: \*\*\* p < 0.01, \*\* < 0.05, \* p < 0.1 수준에서 통계적으로 유의함  
출처: Kang et al.(2022), Table 3.

다. 가격의 경우 DMM의 도입으로 인하여 약 44% 증가하는 것으로 나타났으며, 또한 이러한 가격 상승의 효과는 저변동성 종목에서 일부 경감되는 것으로 나타났다. 교차항의 경우 통계적으로 10% 수준에서 유의하게 나타나지 않으나, 점 추정치는 가격의 증가가 약 15~20% 감소하는 것을 나타낸다. 가격 상승은 일반적으로 유동성 개선으로 인한 것으로 해석될 여지가 높다. 유동성 개선으로 인하여 유동성 프리미엄이 감소하여 가격 상승으로 이어질 수 있기 때문이다. 한편 통계적 유의성과 관련하여, power의 문제로 인하여 교차항 추정 결과가 유의하게 나타나지는 않지만, 저변동성에서 가격 상승이 경감되는 효과는 이론적 예측과 부합될 뿐만 아니라, 향후 제시될 유동성과 변동성 교차항 결과들과 모두 일치하는 결과라고 할 수 있다. 따라서 이러한 일련의 결과들을 종합적으로 판단할 경우, DMM의 효과가 고변동성 종목에서 더욱 강하게 나타나는 것으로 생각된다.

<표 3>은 DMM의 도입이 유동성 지표에 미친 효과를 나타낸다. DMM의 도입은 유동성의 개선을 유도하는 것으로 나타났다. 최우선 호가 스프레드의 경우 DMM의 도입으로 인하여 9.6%p 감소하는 것으로 나타났으며, 체결률은 약 14%p 증가하였다. 비유동성 비율은 약 45% 감소하였다. 또한 유동성 개선 효과는 대체로 고변동성 종목에 집중되는 것으로 보인다. 특히 이론 분석에서 사용한 유동성 개념과 가장 밀접한 관계가 있는 비유동성 비율의 경우 고변동성 종목은 분석에 따라 62%, 또는 58% 감소하였다. 반면 저변동성 종목의 교차항은 AR을 기준으로 주식을 구분하였을 때 그 경감 효과가 42% 감소하는 것으로 나타나며, DPA 기준으로 주식을 구분할 경우 23% 감소하는 것으로 나타났다. 교차항의 경우 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나지는 않으나, 앞서 가격과 마찬가지로 교차항의 크기와 방향성이 이론 분석과 다른 실증분석 결과들과 일관성 있게 나타났다.

<표 4>는 DMM의 도입이 변동성 지표에 미친 효과를 나타내고 있다. DPA의 경우 DMM의 도입으로 인하여 약 0.66%p 증가하는 것으로 나타났으며, AR의 경우 DMM의 도입으로 인하여 0.64%p 증가하였다. 이질성 분석 결과는 앞서 가격과 유동성 지표와 마찬가지로 고변동성 종목에서 더 효과가 크게 나타났다. DPA의 경우 고변동성 종목의 경우 DMM 도입으로 인하여 0.77~0.88%p 증가하는 반면, 저유동성 종목의 경우 그 효과가 0.40%p 감소하는 것으로 나타났다. AR의 경우 고유동성 종목은 DMM의 도입으로 0.63~0.70%p 증가하는 반

<표 3>을 보면

DMM의 도입은 유동성의 개선을 유도하는 것으로 나타났으며, 비유동성 비율은 약 45% 감소하였다.

앞서 살펴본 이론적 분석과  
DMM이 가격, 유동성,  
변동성에 미치는 효과를  
살펴본 결과,  
DMM의 도입은  
유동성 거래자의  
거래변동성을  
증가시킬 것으로 예측된다.

<표 4> DMM의 도입이 변동성 지표에 미친 효과

구분	거래대금			가격		
	(1) Overall	(2) Subgroup (AR)	(3) Subgroup (DPA)	(4) Overall	(5) Subgroup (AR)	(6) Subgroup (DPA)
DMM	0.663*** (0.248)	0.769** (0.242)	0.877*** (0.254)	0.643*** (0.117)	0.634*** (0.108)	0.697*** (0.113)
DMM × LowAR		-0.407** (0.196)			-0.151 (0.108)	
DMM × LowDPA			-0.404** (0.203)			-0.157 (0.121)
관측치 수	178	178	178	129	129	129
밴드값	0.298	0.298	0.298	0.212	0.212	0.212

주: \*\*\* p < 0.01, \*\* < 0.05, \* p < 0.1 수준에서 통계적으로 유의함  
출처: Kang et al.(2022), Table 4.

<표 5> 투자자 유형에 따른 거래량과 거래대금 및 전체 거래 대비 비중

Panel A: 주식거래량

구분	2018년		2019년	
	주식수(만개)	비중(%)	주식수(만개)	비중(%)
개인투자자	80.01	80.51	102.60	83.74
증권사	1.61	1.62	2.25	1.83
사모펀드	1.05	1.05	0.63	0.52
공모펀드	1.11	1.12	0.84	0.69
보험회사	0.55	0.55	0.38	0.31
연기금	2.00	2.02	1.79	1.46
외국인 투자자	12.12	12.19	12.98	10.60
은행	0.07	0.07	0.04	0.03
기타 투자자	0.85	0.86	1.01	0.83
합계	99.38	100.0	122.52	100.0

Panel B: 거래 대금

구분	2018년		2019년	
	금액(만원)	비중(%)	금액(만원)	비중(%)
개인투자자	627,021.30	58.20	469,474.80	59.62
증권사	45,883.96	4.26	45,592.53	5.79
사모펀드	29,880.99	2.77	13,571.07	1.72
공모펀드	31,645.75	2.93	19,063.21	2.42
보험회사	17,038.98	1.58	9,696.39	1.23
연기금	65,742.24	6.10	47,380.41	6.02
외국인 투자자	244,595.60	22.70	174,160.70	22.12
은행	2,110.10	0.20	761.78	0.10
기타 투자자	13,472.03	1.25	7,765.80	0.99
합계	1,077,390.95	100.0	787,466.70	100.0

출처: Kang et al.(2022), Table 5.

면 저유동성 종목에서는 그 효과가 경감되는 것으로 나타났다. DMM의 도입과 관련하여 가격, 유동성, 변동성에서 나타나는 이러한 일련의 효과들은 앞서 살펴본 이론적 예측과 일치하는 것으로 나타났다.

한편 DMM의 도입은 유동성 거래자의 거래변동성을 증가시킬 것으로 예측된다. 따라서 이를 검증하기 위하여 DMM의 도입으로 인하여 투자자 유형별 거래변동성이 어떻게 변화하는지를 추정하였다. 헤징 거래의 비중이 높을 것으로 생각되는 기관투자자들의 경우 DMM의 도입으로 인하여 거래변동성이 증가할 것으로 예측되는 반면, 그렇지 않은 개인투자자 등의 경우에는 거래변동성에 뚜렷한 증가가 있을 것으로 기대되지 않는다. 헤징 거래의 비중이 높을 것으로 생각되는 기관투자자로는 대표적으로 공모펀드, 사모펀드, 보험회사, 은행 등이 있다.

이를 위하여 투자자 유형에 따른 일별 거래대금 자료를 바탕으로 2018년 하반기의 거래대금의 표준편차와 2019년 하반기의 거래대금의 표준편차의 로그값의 차이를 살펴보고자 한다. DMM의 효과를 추정하기 위하여 앞서 설명한 fuzzy RD 모형을 사용하여 분석하였다. <표 5>는 분석에 활용된 각 투자자 유형에 따른 거래량과 거래대금 및 전체 거래 대비 비중을 나타내고 있다. 우리나라의 경우 개인투자자의 거래 비중이 압도적으로 높은 것을 알 수 있다.

<표 6>은 전체 샘플을 대상으로 거래변동성 변화를 분석한 결과를 나타낸다. 우선 (1) 개인투자자의 경우 DMM의 도입으로 인하여 변동성에 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 반면 (2)~(8) 사이의 기관투자자들의 경우 모두 거래변동성이 증가하는 것으로 나타났다. (2) 증권사의 경우 역시 헤징 거래가 활발할 것으로 생각되는 기관투자자나 시장조성자의 거래가 이에 포함되어 해석에 유념할 필요가 있다. (7) 외국인 투자자의 경우 대체로 기관투자자로 구성되어 있으나 외국인 개인투자

개인투자자의 경우  
DMM의 도입으로 인하여  
변동성에 큰 변화가  
없는 것으로 나타난 반면  
기관투자자들의 경우  
모두 거래변동성이  
증가하는 것으로 나타났다.

<표 6> 거래변동성 변화

구분	(1) 개인 투자자	(2) 증권사	(3) 사모펀드	(4) 공모펀드	(5) 보험회사	(6) 연기금	(7) 외국인 투자자	(8) 은행	(9) 기타 투자자
DMM	-0.188 (0.799)	1.240 (0.781)	2.240** (0.901)	1.504 (0.931)	0.885 (0.852)	1.020 (0.796)	0.597 (0.403)	3.425*** (1.237)	1.330 (0.977)
관측치 밴드값	179 0.305	210 0.341	151 0.248	158 0.265	124 0.213	171 0.311	222 0.349	88 0.306	163 0.277

주: \*\*\* p < 0.01, \*\* < 0.05, \* p < 0.1 수준에서 통계적으로 유의함  
출처: Kang et al.(2022), Table 6.

DMM 도입으로 인한 거래변동성의 증가는 유동성 거래자의 경우 고변동성 종목에서 더 크게 나타날 것으로 예측되었다.

자도 포함되어 해석에 유념할 필요가 있다. 예컨대 공모펀드의 경우 거래변동성이 DMM의 도입으로 인하여 2.2 표준편차 증가하는 것으로 나타나며, 이는 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. (9) 기타 투자자의 경우 거래변동성이 다소 증가하는 것으로 나타났다.

<표 7>은 DMM이 거래변동성에 미치는 효과의 이질성 분석 결과를 나타내고 있다. DMM 도입으로 인한 거래변동성의 증가는 유동성 거래자의 경우에는 고변동성 종목에서 더 크게 나타날 것으로 예측되었다. 우선 (2)~(8) 사이의 기관 투자자들의 경우 고변동성 종목은 모두 거래변동성이 증가하는 것으로 나타났으며, 저변동성 종목에 대한 교차항은 음(-)의 값을 갖는 것으로 일관성 있게 추정되었다. 이는 종목을 구분하는 사전변동성 지표로 AR과 DPA를 사용할 때 각각 모두 같게 나타났다. 예컨대 Panel B의 공모펀드 결과를 살펴볼 경우, 고변동성 종목의 경우 DMM의 도입으로 인하여 거래변동성이 2.8 표준편차 증가하는 것으로 나타나는 반면, 저변동성 종목에서는 이러한 효과가 1.3 표준편차 만큼 감소하여 약 1.5 표준편차 증가하는 것으로 추정되었다. 반면 (1) 개인투자자와 (9) 기타 투자자의 경우 이러한 패턴이 전혀 관측되지 않았다. 따라서 일련의 실증분석 결과들을 종합할 경우, 이론분석에서 제시한 채널이 실제로 한국의 유가증권시장에서 확인되는 것으로 판단된다.

<표 7> DMM이 거래변동성에 미치는 효과의 이질성 분석 결과


구분	(1) 개인 투자자	(2) 증권사	(3) 사모펀드	(4) 공모펀드	(5) 보험회사	(6) 연기금	(7) 외국인 투자자	(8) 은행	(9) 기타 투자자
Panel A : subgroups based on absolute return									
DMM	-0.115 (0.715)	1.621* (0.889)	2.340** (0.980)	1.422 (0.870)	1.221 (0.843)	1.071 (0.843)	0.832** (0.386)	3.763*** (1.069)	0.672 (0.767)
DMM × LowAR	-0.134 (0.562)	-0.942** (0.471)	-1.136 (0.882)	-0.300 (0.534)	-1.311** (0.533)	-0.381 (0.619)	-0.551 (0.402)	-0.705 (0.650)	1.246* (0.685)
관측치	179	210	151	158	124	171	222	88	163
Panel B : subgroups based on daily price amplitude									
DMM	-0.546 (0.686)	1.897** (0.932)	2.788*** (1.054)	1.622** (0.774)	1.437* (0.868)	1.140 (0.948)	0.608* (0.323)	3.110** (1.562)	0.833 (0.746)
DMM × LowDPA	0.653 (0.430)	-1.077** (0.480)	-1.292** (0.652)	-0.274 (0.623)	-1.493*** (0.484)	-0.225 (0.626)	-0.045 (0.352)	-0.013 (0.825)	1.029* (0.610)
관측치	179	210	151	158	124	171	222	88	163

주: \*\*\* p < 0.01, \*\* < 0.05, \* p < 0.1 수준에서 통계적으로 유의함  
출처: Kang et al.(2022), Table 7.



## V. 결론 및 정책적 시사점

본고의 분석 결과 DMM은 금융시장을 개선하는 효과가 뚜렷한 것으로 나타났다. 또한 DMM은 유동성 투자자의 거래변동성을 증가시키는 것으로 나타났으며, 이로 인하여 금융시장의 유동성이 더욱 개선되는 것으로 나타났다. DMM의 도입으로 인하여 변동성이 증가하는 것으로 나타났으나, 이는 일반적인 우려와 달리 금융시장의 상태가 개선되는 것을 의미하였다. 마지막으로 DMM의 도입은 모든 시장 참여자의 효용을 증가시키는 것으로 나타났다.

따라서 DMM들의 시장조성 활동에 대하여 증권거래세를 면제하는 것이 지나친 혜택이라는 지적이 있으나, 결과적으로 볼 때 DMM의 지정과 활동은 모든 금융시장 참여자에게 유리한 제도라는 것을 알 수 있다. 또한 DMM에 대한 증권거래세 면제는 종합적으로 세수 감소를 유발하지 않는다는 선행 연구 결과도 존재한다(강동익 외, 2020). DMM으로 인하여 거래량이 늘어나면서 이에 해당하는 세수가, 직접적인 세수 감소를 상회하기 때문이다. 이러한 효과들을 종합하여 생각할 경우 DMM 제도는 지속적으로 운영될 필요가 있으며 이를 위하여 정부가 시장조성 활동에 대한 증권거래세를 면제하여 주는 것은 유지될 필요가 있는 제도라고 생각된다. 나아가 현재 다소 축소된 시장조성 대상 주식 종목 역시 다시 확대하는 방향을 검토할 필요가 있을 것으로 생각된다. 

본고의 분석 결과를 종합하면, DMM 제도는 지속적으로 운영될 필요가 있으며 정부가 시장조성 활동에 대한 증권거래세를 면제하여 주는 것은 유지될 필요가 있는 제도라고 생각된다.

### 참고문헌

강동익·고창수·박종상, 『2020 조세특례 심층평가(V): 금융시장 효율화·안정화를 위한 증권 거래에 면제』, 기획재정부, 2020.

Becker, Sascha O., Peter H Egger., and Maximilian von Ehrlich, “Absorptive Capacity and the Growth and Investment Effects of Regional Transfers: A Regression Discontinuity Design with Heterogeneous Treatment Effects,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(4), 2013, pp. 29~77.

Bessembinder, Hendrik, Jia Hao, and Kuncheng Zheng, “Liquidity Provision Contracts and Market Quality: Evidence from the New York Stock Exchange,” *Review of Financial Studies*, 33(1), 2020, pp. 44~74.

Chakravarty, Shubha, Mattias Lundberg, Plamen Nikolov, and Juliane Zenker, “Vocational Training Programs and Youth Labor Market Outcomes: Evidence from Nepal,” *Journal of Development Economics*, 136, 2019, pp. 71~110.

Clark-Joseph, Adam D., Mao Ye, and Chao Zi, “Designated Market Makers Still Matter: Evidence from Two Natural Experiments,” *Journal of Financial Economics*, 126(3), 2017, pp. 652~667.

Kang, Dongik and Ko, Changsu and Park, Jongsang, “Designated Market Makers are Even Better than You Think,” Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3888886>, 2022.