

미·중 무역 변동성 결정요인 분석*

— 교역 다양성을 중심으로 —

김도연**

· 목 차 ·

- | | |
|----------------------------|----------------------------|
| I. 서론 | Ⅲ. 데이터와 분석 모형 |
| Ⅱ. 교역 변동성에 대해
분석한 기존 연구 | Ⅳ. 교역 변동성 결정요인 분석
Ⅴ. 결론 |

주제어 : 교역 변동성, 교역 다양성, 거시경제 변동성

I. 서론

최근 실물경제와 금융시장의 변동성이 커지면서 국제 교역의 변동성에 대한 관심도 높아지게 되었다. 정부는 국가간 무역 협정을 통해 국제 교역에서 발생하는 위험을 최소화하려는 노력에 힘을 쏟고 있으며, 이런 움직임과는 반대로 지난 몇 년간 미국과 중국은 서로간의 갈등을 해소하지 못하면서 무역 전쟁을 방불케 하는 배타적 불신이 최고조에 달하기도 하였다. 국가별로 차이가 있기는 하지만, 국제 교역이 경제성장률에 미치는 영향은 무시할 수 없는 수준이기 때문에 안정적이며 예측 가능한 성장을 위해서는 교역에서 발생하는 변동성을 최소화시킬 필요가 있다.

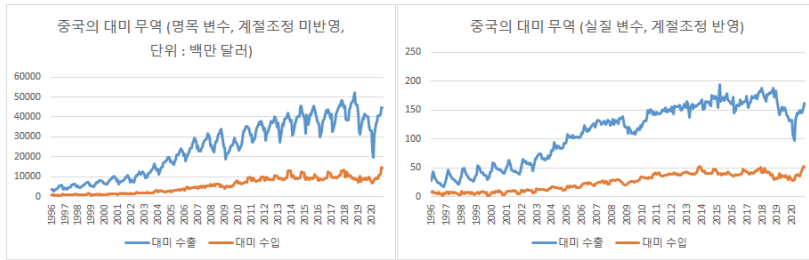
1996년 이후 중국의 대미 수출 및 수입액을 살펴보면, 미국 발 금융위기가 발생했던 2008~2009년을 제외하고 대체적으로 꾸준히 상승해왔다. 그러나 2018년 이후 양국의 무역 갈등이 심해지고, 코로나 바이러스 팬데믹으로

* 본 연구는 2020년도 영남대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었음.

** 영남대학교 경제금융학부 부교수(dkim@ynu.ac.kr)

중국과 중국학 (제45호)

인해 경기 침체까지 동반되면서 양 국가 간의 교역은 큰 폭으로 감소하였다. 최근에는 양 국가 간 갈등이 어느 정도 해소되면서 교역량이 예년 수준으로 회복되고 있는 중이다.



(출처: US Census, 실질 변수 및 계절조정 변환은 저자가 직접 계산)

<그림 1> 중국의 대미 무역 총액¹⁾

최근 25년간 교역 변동성은 일정하게 유지되지 않으며 큰 변화를 겪기도 했지만, 이와 관련된 최근의 연구는 국내외를 막론하고 대부분 환율이나 유가와 같은 거시경제 변수의 변동성에 주목해왔다. 교역량의 변동에 가장 큰 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수가 환율이기 때문에 이와 관련된 연구는 쉽게 찾아볼 수 있다. 예상하지 못한 환율의 변동이 국제교역 시장의 불확실성을 커지게 하고, 이는 교역량의 감소로 이어질 수 있다는 것이다. 많은 수의 연구들이 통계 분석을 이용하여 환율의 변동이 교역 변동성에 유의한 영향을 미치고 있음을 보고하고 있다. 또한 유가나 GDP 성장률 등의 거시경제 변수의 영향력을 검증하는 연구도 다수 존재한다.

자본시장에서 분산투자의 효용성을 역설했던 Markowitz (1952)는 여러 개의 자산에 분산하여 투자함에 따라 포트폴리오의 표준편차가 감소함을 이론 및 통계적으로 검증한 공로를 인정받아 노벨 경제학상을 수상하였다. 본

1) 계절조정이 반영되지 않은 명목 변수의 그래프를 살펴보면 대미 수입에 대해서는 계절조정의 필요성이 높다고 할 수 없으나 대미 수출에서는 월별 특성이 뚜렷하게 나타나는 것을 알 수 있다. 통계 분석에서는 계절조정이 반영된 변수를 사용한다.

연구는 분산투자자 위험을 줄일 수 있다는 자본시장의 이론에 착안하여 교역품의 종류가 다양하게 분산되어 있는 경우에 총 교역량의 편차 또는 변동성이 줄어들 수 있을 것이라는 가설을 통계적으로 검증한다. 교역 변동성의 결정요인을 분석한 기존의 연구는 많지만, 교역품의 다양성을 요인으로 설정하고 분석한 연구는 최근에 거의 찾아보기 어렵다.²⁾ 본 연구는 이전의 연구들과는 달리 교역 다양성과 거시경제 변동성 변수를 모두 분석에 포함하여 교역 변동성의 결정요인을 분석하고자 한다. 외부의 경제 충격과 더불어 국가간 교역의 구조 역시 변동성에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 즉, 외부의 경제 충격에 의해서 교역량에 변동이 발생하는 것은 당연하겠지만, 그 변동성의 크기는 양 국가간 교역의 구조 및 특성에 의해 영향을 받을 수 있다는 것이다. 기본적으로는 전체 교역량을 구성하는 품목의 수와 비중이 분산될수록 교역량의 변동성이 낮아질 수 있을 것이라는 가설을 검증하며, 그 외의 통제변수들이 변동성에 어떤 영향을 미치는지에 대해 분석한다.

본 연구는 GARCH 모형을 적용하여 미·중 양국 간 교역량 시계열을 분석하고 조건부 분산을 구하여 변동성을 측정한다. 그리고 변수들과 분석 모형의 안정성 검증을 위하여 시계열 분석에 따르는 단위근 및 공적분 검정을 실시하고, 회귀분석을 통해 교역 품목의 다양성이 교역 변동성에 영향을 미치는지를 통계적으로 검증한다.

II장에서는 교역 변동성에 대해 분석한 기존 연구들을 살펴보고, III장에서는 통계분석에 사용되는 데이터와 통계분석 모형에 대하여 설명한다. IV장에서는 통계분석 결과를 보고하고, 마지막으로 V장에서 결론을 제시한다.

II. 교역 변동성에 대해 분석한 기존 연구

교역 변동성의 결정 요인을 다룬 연구는 일찌감치 시작되었는데, 관련 연

2) 교역 변동성에 대해 분석한 것은 아니지만, 교역 제품의 다양성에 주목한 연구로는 김태기·박구승 (2006), 최의현 (2008) 등이 있다.

구의 역사적 배경을 살펴보면 크게 두 갈래로 나뉘지게 된다. 교역 변동에 대해 분석한 연구의 주된 흐름은 환율을 비롯한 거시경제 변수의 변동성에 주목한 연구이다. 환율, 유가, 경제성장률, 주요 교역품의 가격 등의 변동성이 교역의 변동성에 영향을 미친다는 것이다. 특히 브레튼-우즈 시스템이 종료된 1970년대부터 환율의 변동성에 주목하는 연구가 집중적으로 발표되기 시작했는데, 모형을 통해 외환 위험이 교역량의 변동성에 영향을 미칠 수 있음을 이론적으로 증명한 Clark (1973), Ethier (1973), Heckerman (1973)의 연구가 대표적인 사례이다. 이후에 Hooper and Kohlhagen (1978), Arize (1996, 1997), Baum et al. (2004), Klein and Shambaugh (2006), Tenreyro (2007), Wang and Barrett (2007), Bryne et al. (2008), Rahman and Serletis (2009) 등이 국지적인 교역 데이터를 활용하여 환율 변동성과 교역 변동성 사이의 관계를 실증적으로 검증하였다. 국내에서는 조우길 (2000, 2002), 모수원 · 김창범 (2001), 최봉호 · 이재득 (2006), 김종구 (2007), 강삼모 (2007), 김태현 (2009), 전선애 (2013) 등이 환율 변동성에 주목하여 무역에 미치는 효과를 검증하였다. 또한 최근에는 이민환 · 김영재 (2010), Kim and Jung (2018) 등의 연구가 유가의 변동성에 주목하여 교역에 미치는 영향에 대해 분석하였다.

교역 변동성 연구의 또 다른 갈래는 교역 제품의 다양성에 주목한 연구이다. 교역 제품의 다양성과 교역 변동성 간의 상관관계에 대해 연구가 시도된 것은 1960년대에 시작되었다. 당시 개발도상국의 수출이 1차 생산물에 지나치게 의존하고 있음에 착안한 Massell (1964)은 36개국을 대상으로 수출 대상 국가 및 품목의 집중도와 수출의 불안정성 (Instability) 사이의 상관관계에 대해 분석하였으나 유의한 상관관계를 찾아낼 수 없었다. 이후 Massell (1970)은 55개국을 대상으로 한 분석을 통해 몇 개의 통제변수를 분석에 포함하고 수출 품목의 집중도가 수출의 불안정성에 유의한 영향을 미침을 발견하였다. Soutar (1977)와 Love (1979)는 개발도상국을 대상으로 한 상관관계 분석을 통해 교역 집중도와 수출 불안정성 사이에 통계적으로 유의한 상관관계가 있음을 밝혀내었다. 그러나 기존의 연구들은 수입에 대해 다루지 않고 수출에 대해서만 두 변수 사이의 관계를 분석하였으며, 수출의 불안정성에 영향을 미치는 다른 통제변수들을 분석에 포함시키지 않았다. 또한 분석 대상

국가 역시 개발도상국으로 국한되거나 대상 국가의 수가 제한적이었다. 최근에는 Stanley & Bunnag (2001)이 중앙 아메리카의 4개국 사이의 교역을 분석하여 수출 품목의 다양성을 높였던 국가가 안정적으로 수출을 유지할 수 있었음을 보여주었다. 한편 Feenstra and Lee (2008)는 수출 제품의 다양성 증가가 생산성 증대의 요인이 될 수도 있음을 실증분석을 통해 보여주었다.

III. 데이터와 분석 모형

본 연구는 미·중 양국간의 품목별 수출입 데이터를 이용하여 교역 품목의 집중도를 계산하고, 이 변수가 교역량의 변동성에 미치는 영향을 분석한다. 1996년부터 2020년까지의 월별 데이터를 분석하며, 품목별 수출입 데이터는 US Census에서 제공하는 데이터를 사용하였다.³⁾ 교역 품목을 구분하는 기준은 SITC (Standard International Trade Classification) 1, 2, 3자리로 구성되어 있는데 통계분석에는 2자리의 자료를 활용하였다. 수출액은 선측 인도 (Free Alongside Ship, FAS) 가격 기준의 값이며, 수입액은 과세기준 (Customs Value)과 운임, 보험료 포함 기준 (Cost, Insurance and Freight, CIF)의 값이 제공되는데 분석에서는 과세기준의 값을 사용한다.⁴⁾ 가장 중요한 독립변수인 교역 품목의 집중도는 Herfindahl-Hirschman Index (HHI)를 구하여 사용하였다. SITC 2자리와 3자리의 품목 분류를 활용하여 월별 HHI를 각각 계산하였다.

또한 교역 변동성에 영향을 미칠 수 있는 기타 거시경제 변수들을 통제하기 위해 환율, 유가, 중국의 GDP, 미국의 GDP의 값을 구해 통계분석에 포함하였는데, 모두 월별 데이터를 사용하였고, Federal Reserve Bank of St. Louis

3) https://www.census.gov/foreign-trade/statistics/country/sitc/index.html?sec_ak_reference=18,360fd717,1527665372,374f7e

4) 수입액에서의 Customs value와 CIF value의 차이는 크지 않으며 두 값의 상관계수는 1에 가까울 정도로 매우 높다. 둘 중 어느 변수를 사용하더라도 통계분석의 결과에는 차이가 거의 없다.

Economic Data (FRED)의 자료를 활용하였다. 환율은 중국 위안화의 실질실
효환율을 사용하였으며, 유가는 크루드 오일 WTI유 가격의 실질값을 사용
한다. GDP는 계절조정이 반영된 실질값을 사용한다. 각 변수들의 요약통계
를 살펴보면 다음과 같다.

<표 1> 요약 통계

	표본 수	평균	표준편차	최저	최고
실질 대미수출	299	110,8776	50,8153	18,1583	194,3557
실질 대미수입	299	25,5600	14,4571	1,6708	52,5467
대미수출 HHI (SITC 2자리 기준)	299	0,0658	0,0206	0,0410	0,2203
대미수출 HHI (SITC 3자리 기준)	296	0,0472	0,0237	0,0223	0,2152
대미수입 HHI (SITC 2자리 기준)	299	0,0927	0,0099	0,0675	0,1243
대미수입 HHI (SITC 3자리 기준)	296	0,0458	0,0077	0,0301	0,0714
실질실효환율	299	79,7507	11,1865	61,8782	101,5383
유가	299	54,0735	28,4524	11,2800	133,9300
실질 미국 GDP	299	99,9196	1,3184	90,8333	101,8138
실질 중국 GDP	299	99,9038	1,1795	85,6827	101,6859

통계분석의 종속변수인 교역 변동성은 GARCH 모형을 추정하여 도출한
다. 계절조정이 반영된 실질 값을 사용하며, 중국 입장에서 대미 수출 및
대미 수입에 대하여 따로 분석한다. 또한 환율, 유가, GDP 변동성도 모두 위
의 모형을 적용하여 구한다. 변동성 측정에서 가장 흔히 이용되는 모형은
Engle (1982)이 제시한 ARCH 모형과, Bollerslev (1986)이 제시한 GARCH 모형
이다. ARCH 모형은 추정해야 하는 모수의 수가 많아지는 단점을 가지고 있
으며, 이를 해결하기 위한 대안으로 제시되는 것이 ARCH 모형을 일반화한
GARCH 모형이다. GARCH 모형에서 조건부 분산은 교란항 (ARCH 항)과 조건

부 분산항 (GARCH 항)으로 표시되며, GARCH(1,1) 모형을 식으로 나타내면 다음과 같다.

[분석모형 1: GARCH(1,1) 모형]

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (1)$$

y_t 는 중국의 대미 수출 또는 수입을 의미하며, ε_t 는 교란항, σ_t 는 조건부 분산을 나타낸다.

Bollerslev, et all (1988)은 변동성이 시간에 따라 변화하는 경우에 평균방정식에 영향을 준다는 개념을 추가하여 GARCH-M 모형을 제시하였다. GARCH-M 모형에서는 평균방정식에 조건부 분산을 설명변수로 추가하여 변동성의 변화가 평균변화율에도 영향을 미칠 수 있음을 반영하며, AR(1)-GARCH(1,1)-M 모형을 식으로 나타내면 다음과 같다.

[분석모형 2: AR(1)-GARCH-M 모형]

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_t^2 + \alpha_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2)$$

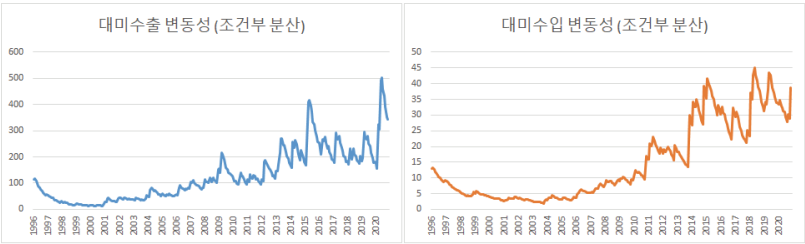
우리는 GARCH(1,1) 모형과 AR(1)-GARCH(1,1)-M 모형을 활용하여 시계열의 변동성을 측정하고 AIC (Akaike Information Criterion)을 비교하여 더 낮은 모형을 최종적으로 선택한다.

<표 2> GARCH 모형의 추정 결과

		α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	β_2
대미수출	모형 1	148.483 ***	-0.013 ***		4.308	0.461 ***	0.550 ***
	(2850.7)	(2.198)	(0.000)		(5.421)	(0.158)	(0.083)
수출	모형 2	2.192 **	-0.005	0.987 ***	29,322 ***	0.406 ***	0.121
	(2025.9)	(1.096)	(0.007)	(0.009)	(4.910)	(0.078)	(0.099)
대미수입	모형 1	25.416 ***	0.001		2.225	1.090 ***	-0.021
	(2448.9)	(1.402)	(0.005)		(1.398)	(0.337)	(0.177)
수입	모형 2	0.551	-0.009	0.986 ***	0.034	0.024 *	0.975 ***
	(1416.5)	(0.526)	(0.074)	(0.011)	(0.097)	(0.013)	(0.025)

(Note: 모형 1, 모형 2 아래의 ()안은 AIC 값)

대미수출과 대미수입 모두 모형 2의 AIC 값이 더 낮으므로 변동성 측정 모형은 분석모형 2, 즉 AR(1)-GARCH(1,1)-M 모형을 채택한다. <그림 2>는 GARCH 모형을 통해 추정된 조건부 분산을 보여준다.



<그림 2> AR(1)-GARCH(1,1)-M 모형으로 추정한 대미수출 및 수입의 변동성

실증분석 모형을 추정하기에 앞서 시계열 자료의 안정성 여부를 검정하기 위해 단위근 검정을 실시한다. 일반적으로 많이 사용되는 Augmented Dickey Fuller (ADF) 방식을 사용하며, 결과는 다음과 같다.

<표 3> 단위근 검정 결과

변수	수준변수	차분변수
실질 대미수출 변동성	-1.245 (2)	-10.574 (3) ***
실질 대미수입 변동성	-1.017 (1)	-10.088 (3) ***
실질실효환율	-1.096 (2)	-10.971 (1) ***
유가	-2.507 (1)	-9.290 (2) ***
미국 GDP	-2.344 (4)	-7/802 (3) ***
중국 GDP	-2.047 (2)	-14.882 (2) ***

(Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미, () 안은 시차 수를 나타냄)

모든 수준변수는 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하였으므로, 모든 변수들을 1차 차분하여 다시 ADF 검정을 시도한 결과 귀무가설이 모두 기각되었다. 차분변수의 시계열이 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열인 것으로 판명되었다.

각 시계열 자료가 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못했으므로 공적분 검정을 위해 차분변수를 이용한 회귀분석을 시도한다. 시차의 결정은 AIC 정보 기준을 고려하여 적정 시차를 설정하였다. 결과는 다음과 같다.

<표 4> Johansen 공적분 검정 결과5)

공적분 개수	대미수출 변동성			대미수입 변동성		
시차	var(2)	var(3)	var(4)	var(2)	var(3)	var(4)
r=0	167.37 **	129.17 **	107.39 **	159.10 **	122.19 **	132.67 **
r<1	70.21 **	56.81 **	54.21 **	75.45 **	62.34 **	56.32 **
r<2	32.93 **	32.57 **	31.26 **	34.71 **	33.94 **	25.63 **
r<3	10.77	11.18	10.66	10.36	10.12	8.46
r<4	2.18	2.15	2.23	1.66	1.23	0.04

(Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미, () 안은 시차 수를 나타냄)

- 5) 상수항을 포함하였으며, 모형에 포함시키는 변수에 따라서 결과가 약간씩 달라지기는 하지만 통계적 유의성을 일관되게 나타낸다. <표 3>에서 제시하는 결과는 HHI를 SITC 2자리 기준으로 계산한 변수를 포함한 결과이다.

공적분 검정 결과 5변수 모형의 경우에서 일부 귀무가설이 기각됨에 따라 공적분이 적어도 1개 이상 존재하는 것으로 나타났다.

IV. 교역 변동성 결정요인 분석

1. 중국의 대미수출 변동성 결정요인 분석

Johansen 검정방법을 적용해 변수들 간에 공적분 관계가 5% 유의수준에서 3개 존재하는 것으로 밝혀졌다. 시계열 변수들 간의 장기균형관계를 분석하기 위해 공적분 관계식을 추정하는 모형은 다음과 같다.

$$EXV_t = \alpha + \beta_{EXHHI}EXHHI_t + \beta_{FXV}FX_t + \beta_{OILV}OIL_t + \beta_{USGDPV}USGDP_t + \beta_{CHNGDPV}CHNGDP_t + \beta_{EX}EX_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

EXV_t 는 AR(1)-GARCH(1,1)-M 모형으로 추정한 t 시점의 대미수출 변동성을 나타낸다. $EXHHI_t$ 는 대미수출의 교역품목 집중도를 나타내는 Herfindahl-Hirschman Index (HHI) 값이다. β_{EXHHI} 가 양(+)의 값을 갖는다면 이는 수출품목의 종류가 다양하게 분포되어 있을수록 총 수출액의 변동성이 낮아짐을 의미한다. FX_t , OIL_t , $USGDP_t$, $CHNGDP_t$ 는 각각 위안화의 실질실효환율, 국제유가, 미국 GDP, 중국 GDP를 뜻한다. EX_t 는 수출량 변수를 의미한다.

〈표 5〉의 분석 결과를 보면 $EXHHI_t$ 는 SITC 자리수와 관계없이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 수출 품목의 집중도가 높을수록 수출량의 변동성이 높아진다는 것을 의미한다. 오히려 환율의 변동은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 기존의 연구들도 환율이 교역 변동성에 미치는 영향력에 대해서 결과가 엇갈리는 경우가 많았는데, 해당 연구들은 수출 집중도 변수를 포함하지 않았다. 대신 유가와 미국 GDP는 수출 변동성에 유의한 영향력을 가진 것으로 나타난다.

<표 5> 중국의 대미수출 변동성 결정요인 분석

변수	EXV_t			
$EXHHI_t$ (SITC 2자리 기준)	356.8965 *** (130.1785)		446.6745 *** (199.9252)	
$EXHHI_t$ (SITC 3자리 기준)		944.6122 ** (392.2809)		1174.787 *** (362.5596)
FX_t			4.0442 (5.4675)	3.1365 (5.3933)
OIL_t			0.1998 *** (0.0722)	0.2335 *** (0.0723)
$USGDP_t$			2.0815 *** (0.2878)	1.9715 *** (0.2854)
$CHNGDP_t$			0.0229 (0.0568)	0.0170 (0.0561)
EX_t	-0.4170 *** (0.1422)	-0.3392 ** (0.1373)	-0.2024 (0.1425)	-0.1545 (0.1364)
상수항	-41.5050 (32.1501)	-50.2339 *** (19.2175)	-61.5371 ** (29.6578)	-71.0346 *** (18.4756)
표본 수	299	296	299	296

(Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미)

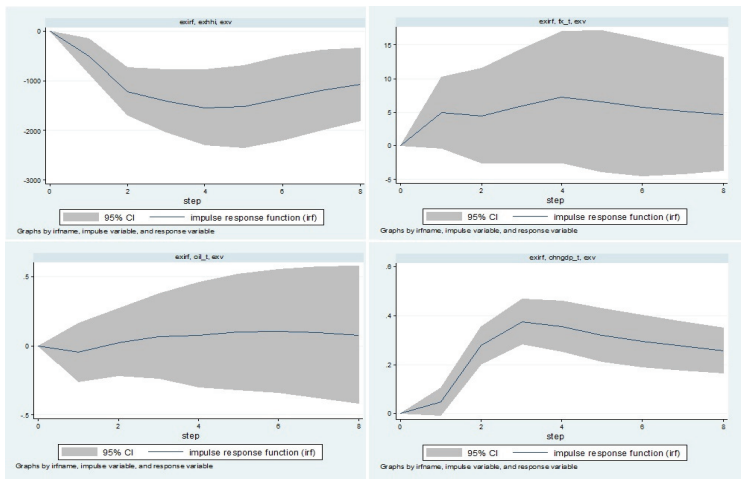
단기 동태적 조정과정은 벡터자기회귀모형(VECM)을 이용하여 추정하였다.⁶⁾ 수출 변동성과 교역품목 집중도, 유가 변동성 및 수출량 변수는 추정식의 조정속도가 유의하게 나왔다. 이는 장기 균형관계로부터 벗어날 경우 이들 변수의 조정에 의하여 불균형 오차가 해소됨을 의미한다.

6) VECM와 충격반응함수 추정 결과는 SITC 2자리 기준 HHI 변수를 포함한 모형의 결과만 보고한다. 3자리를 기준으로 계산한 변수를 넣어도 결과에는 차이가 거의 없다.

<표 6> 대미수출 관련 VECM 모형의 추정 결과

변수	EXV_t	$EXHHI_t$	FX_t	OIL_t	$USGDP_t$	$CHNGDP_t$	EX_t
Coint Eq	-0.0150 *** (0.0019)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0016 (0.0010)	-0.0063 *** (0.0001)	0.0277 *** (0.0039)	-0.0013 (0.0009)
$D(EXV_t(-1))$	-0.0248 (0.0554)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0003 (0.0014)	0.0410 (0.0295)	0.0245 *** (0.0041)	0.0425 (0.1112)	0.0217 (0.0254)
$D(EXHHI_t(-1))$	165.1067 (177.3805)	0.1080 * (0.0608)	0.6023 (4.3241)	80.3592 (94.3639)	18.2067 (13.0753)	-196.9458 (355.7932)	322.7087 *** (81.1045)
$D(FX_t(-1))$	4.1290 * (2.3541)	0.0001 (0.0008)	-0.2392 *** (0.0574)	0.9460 (1.2523)	0.0514 (0.1735)	8.2399 * (4.7218)	-0.9111 (1.0764)
$D(OIL_t(-1))$	0.0283 (0.1079)	-0.0001 (0.0000)	-0.0032 (0.0026)	0.2503 *** (0.0574)	-0.0331 *** (0.0080)	-0.3854 * (0.2164)	-0.0346 (0.0493)
$D(USGDP_t(-1))$	-0.0436 (0.3025)	0.0000 (0.0001)	0.0092 (0.0074)	0.3334 ** (0.1609)	0.0999 *** (0.0223)	-0.4018 (0.6067)	0.1372 (0.1383)
$D(CHNGDP_t(-1))$	-0.2588 *** (0.0387)	-0.0000 (0.0000)	-0.0006 (0.0009)	0.0721 *** (0.0206)	-0.0818 *** (0.0029)	0.2014 *** (0.0776)	0.0096 (0.0177)
$D(EX_t(-1))$	-0.6817 *** (0.1267)	0.0000 (0.0000)	-0.0016 (0.0031)	0.0011 (0.0674)	-0.0138 (0.0093)	-1.2460 *** (0.2540)	-0.0058 (0.0579)
상수항	1.1226 (1.3028)	0.0001 (0.0004)	0.0004 (0.0318)	0.0226 (0.6930)	0.0550 (0.0960)	0.6442 (2.6131)	0.4887 (0.5957)

(Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미)



<그림 3> 대미수출 변동성의 충격반응함수 추정 결과

VECM 추정결과를 바탕으로 충격반응함수를 도출한 결과가 <그림 3>이다. 수출 집중도에 대한 충격은 4개월 후까지 수출 변동성을 감소시키다가 그 이후부터 서서히 증가한다. 환율에 대한 충격 역시 4개월 후까지는 수출 변동성을 증가시키다가 그 이후부터 서서히 감소한다. 장기균형관계 분석에서 유의한 영향력이 검증되었던 유가는 단기 동태분석에서는 그 영향이 크지 않은 것으로 나타났다. 마지막으로 중국의 GDP는 3개월까지 수출 변동성에 양(+)의 영향을 미치다가 서서히 하락세로 돌아선다.

2. 중국의 대미수입 변동성 결정요인 분석

중국의 대미수입 변동성의 결정요인을 분석하는 공적분 관계식 추정 모형은 다음과 같다.

$$IMV_t = \alpha + \beta_{IMHHI}IMHHI_t + \beta_{FXV}FX_t + \beta_{OILV}OIL_t + \beta_{USGDPV}USGDP_t + \beta_{CHNGDPV}CHNGDP_t + \beta_{IM}IM_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

기본적으로 수출 변동성 결정요인 분석 모형과 유사하다고 할 수 있다. 대신 수출 변동성 분석에서는 중국의 GDP를 분석에 포함시켰는데, 수입 변동성 분석에는 미국의 GDP를 대신 포함시킨다. IMV_t 는 AR(1)-GARCH(1,1)-M 모형으로 추정된 t 시점의 대미수입 변동성을 나타낸다. $IMHHI_t$ 는 대미수입의 집중도, $USGDP_t$ 와 $CHNGDP_t$ 는 각각 미국과 중국의 GDP, IM_t 는 수입량 변수를 의미한다.

<표 7>의 대미수입 변동성 분석 결과를 보면 수출 변동성 분석과 마찬가지로 HH 변수는 수입 변동성에 유의한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 미·중 양국간의 교역에서는 양방향 모두 변동성이 품목 집중도에 의해 영향을 받고 있음을 뜻한다.

<표 7> 중국의 대미수입 변동성 결정요인 분석

변수	IMV_t			
$IMHHI_t$ (SITC 2자리 기준)	45.1653 ** (19.0809)		37.4464 ** (18.9804)	
$IMHHI_t$ (SITC 3자리 기준)		63.1036 *** (16.6743)		55.3574 *** (16.7072)
FX_t			1.6030 ** (0.7546)	1.4070 * (0.7512)
OIL_t			0.0327 *** (0.0097)	0.0315 *** (0.0096)
$USGDP_t$			-0.0286 (0.0389)	-0.0285 (0.0391)
$CHNGDP_t$			0.0014 (0.0074)	0.0013 (0.0073)
IM_t	-0.0328 (0.0635)	-0.0701 (0.0642)	-0.0346 (0.0652)	-0.0700 (0.0661)
상수항	-6.4467 *** (1.5407)	-6.4597 *** (1.1367)	-7.5806 *** (1.6576)	-7.4919 *** (1.3436)
표본 수	299	296	299	296

(Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미)

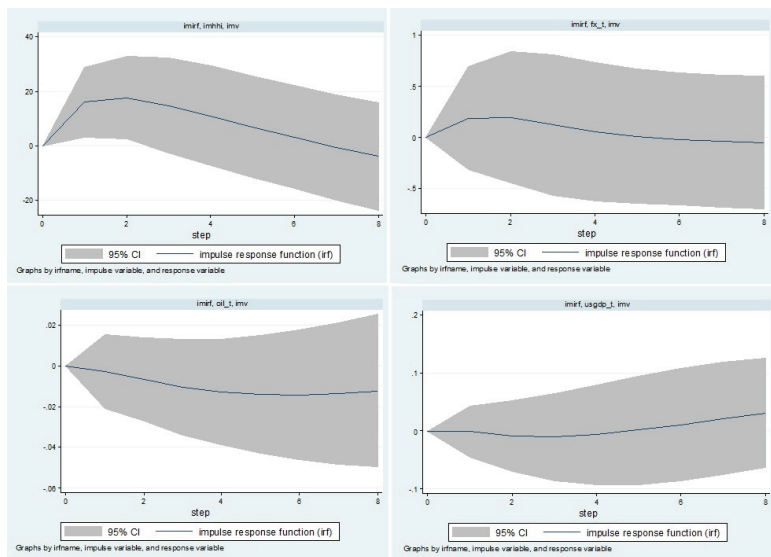
그 외의 변수들을 살펴보면, 역시 수출 변동성 분석과 마찬가지로 유가의 변동이 수입 변동성에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 환율의 변동 역시 어느 정도 유의한 영향력을 가진 것으로 나타났다. 환율의 변동이 교역의 변동에 영향을 미친다는 기존 연구들의 주장을 뒷받침하는 분석 결과이다. 즉 환율의 변동은 양국간의 교역에서 비대칭적인 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

<표 8> 대미수입 관련 VECM 모형의 추정 결과

변수	IMV_t	$EXHHI_t$	FX_t	OIL_t	$USGDP_t$	$CHNGDP_t$	IM_t
Coint Eq	0.0002 (0.0006)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0002)	-0.0051 (0.0035)	-0.0220 *** (0.0005)	0.1039 *** (0.0138)	-0.0018 * (0.0010)
$D(IMV_t(-1))$	-0.0966 (0.0601)	-0.0016 *** (0.0006)	0.0033 (0.0151)	0.0133 (0.3362)	0.0254 (0.0488)	0.9268 (1.3146)	0.3185 *** (0.0973)
$D(EXHHI_t(-1))$	7.9135 (5.8763)	-0.3105 *** (0.0588)	4.5945 *** (1.4803)	-13.3013 (32.8956)	-0.0505 (4.7784)	44.2290 (128.6074)	17.4618 * (9.5189)
$D(FX_t(-1))$	0.1940 (0.2236)	-0.0002 (0.0022)	-0.2361 *** (0.0563)	0.9443 (1.2517)	0.0534 (0.1818)	8.2703 * (4.8934)	0.3580 (0.3622)
$D(OIL_t(-1))$	0.0009 (0.0103)	0.0000 (0.0001)	-0.0036 (0.0026)	0.2549 *** (0.0574)	-0.0325 *** (0.0083)	-0.4098 * (0.2245)	-0.0213 (0.0166)
$D(USGDP_t(-1))$	-0.0083 (0.0268)	-0.0002 (0.0003)	0.0091 (0.0067)	0.4292 *** (0.1498)	0.1553 *** (0.0218)	-0.3527 (0.5856)	-0.0928 ** (0.0433)
$D(CHNGDP_t(-1))$	0.0003 (0.0036)	-0.0000 (0.0000)	-0.0006 (0.0009)	0.0812 *** (0.0199)	-0.0782 *** (0.0029)	0.2674 *** (0.0779)	-0.0070 (0.0058)
$D(IM_t(-1))$	0.0898 ** (0.0376)	0.0002 (0.0004)	-0.0066 (0.0095)	0.3123 (0.2105)	0.0066 (0.0306)	-0.8111 (0.8231)	-0.2209 *** (0.0609)
상수항	0.0758 (0.1241)	-0.0000 (0.0012)	0.0003 (0.0313)	0.0013 (0.6947)	0.0880 (0.1009)	0.0218 (2.7161)	0.1908 (0.2010)

(Note: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미)

<표 8>은 대미수입에 대한 VECM 모형의 추정 결과이며, <그림 4>는 이를 바탕으로 충격반응함수를 도출한 결과를 보여준다. 수입의 경우 교역 집중도의 충격은 2개월까지 양(+)의 영향을 주다가 그 이후 음(-)의 추세로 돌아선다. 환율에 대한 충격도 2개월까지는 양(+)의 영향을 미치다가 이후에 음(-)의 추세로 돌아간다. 대미수입의 변동에 있어서는 환율, 유가, GDP 등 거시경제 변수들의 단기 충격이 완만한 영향을 미치는 것으로 나타났다.



<그림 4> 대미수입 변동성에 대한 충격반응함수 추정 결과

V. 결론

결과를 종합해보면 미·중 양국간의 교역에서 양방향의 교역 변동성에 모두 교역 품목의 다양성이 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 Markowitz가 자본 시장에 대해 역설했던 분산투자의 위험 감소 역할이 국제 교역에서도 비슷하게 적용되고 있음을 보여주는 결과이다. 교역 품목의 다양성과 총 교역량의 변동성은 높은 상관관계를 가지고 있으며, 환율, 유가, GDP 등의 기타 거시경제 변동성 변수를 제어한 경우에도 교역 변동성에 미치는 교역 집중도의 영향력은 그대로 유지되었다.

기존 연구에서 교역 변동성의 결정 요인으로 꼽았던 환율의 변동성은 미국의 대중수출에는 유의한 영향력을 보여주었으나, 중국의 대미수출에는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 환율 변동성이 교역에 미치

는 영향에 대해서 분석한 기존 연구들도 상이한 결과를 보여주는 경우가 많았기에, 양방향의 교역에서 비대칭적인 역할을 하는 것은 그다지 이상하지 않은 결과라고 할 수 있다. 환율의 변동성이 교역에 미치는 영향이 제한적임을 시사하는 결과이다.

교역 시장에 대한 의존도가 높은 국가들은 본 연구의 분석 결과를 주목할 필요가 있을 것이다. 교역량의 변동성을 완화하기 위해 국가 간 교역 및 통화 협정을 맺기도 하고 헷징 수단을 활용하기도 하는데, 본질적으로 변동성을 완화하기 위해서는 교역 품목의 다양성을 확보하는 것이 유효한 방안이 될 수 있다. 1970년대 이후에 교역 품목의 집중도를 다룬 연구들은 그 수가 많지 않고, 또한 원유의 수출 비중이 높은 중동 국가나 1차 생산물의 수출 비중이 높은 개발도상국에 주목하는 경우가 대부분이었다.⁷⁾ 교역 품목의 집중도가 거대 국가 간 교역의 행태에도 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 가설이 증명되었으므로 향후에는 교역을 설명하는 변수 중 하나로 교역품목의 다양성을 주목해 볼 필요가 있을 것이다. 또한 수출 의존도가 높은 한국에도 시사하는 바가 있는데, 최근 수출 시장에서 반도체 수출 현상이 커지고 있다는 점이 향후 수출시장에 어떠한 영향을 미치게 될 지에 대해서도 주의할 필요가 있다.

7) Asheghian (2015) 참조.

참 고 문 헌

- 강삼모. 2007. 「우리나라의 환율 및 환율 변동성이 무역수지와 경제성장
에 미치는 영향」. 『국제지역연구』, 제11권. 제3호. 438-458. 국
제지역학회.
- 김종구. 2007. 「실질실효환율 변동성이 우리나라 상품수지와 여행수지
에 미치는 영향」. 『무역학회지』, 제32권. 제1호. 185-209. 한국
무역학회.
- 김태기 · 박구승. 2006. 「무역의 다양성과 교역상대국이 자국의 경제성
장에 미친 영향」. 『East Asian Economic Review』, 제10권. 제1
호. 29-56. 대외경제정책연구원.
- 김태현. 2009. 「환율변동성이 한-EU간 무역에 미치는 영향: 실물유로
화 통용을 중심으로」. 『경상논총』, 제27권. 제4호. 113-139. 한
독경상학회.
- 모수원 · 김창범. 2001. 「환율변동성과 무역흐름」. 『무역학회지』, 제26
권. 제2호. 199-217. 한국무역학회.
- 이민환 · 김영재. 2010. 「환율과 환율의 변동성이 실물경제에 미치는 영
향」. 『무역학회지』, 제35권. 제2호. 21-47. 한국무역학회.
- 전선애. 2013. 「환율의 변동성이 국제무역에 미치는 영향: ARDL Bounds
검정 이용」. 『여성경제연구』, 제10권. 제1호. 133-164. 한국여
성경제학회.
- 조우길. 2000. 「환율 불안정성이 한국무역 (수입)에 미치는 영향」. 『무
역학회지』, 제25권. 제4호. 453-466. 한국무역학회.
- 조우길. 2002. 「동북아국가의 최근 환율행태와 수출입에 미치는 영향」.
『국제통상연구』, 제7권. 제2호. 1-17. 한국국제통상학회.
- 최봉호 · 이재득. 2006. 「환율변동성의 무역수지에 대한 영향」. 『국제통
상연구』, 제11권. 제3호. 67-86. 한국국제통상학회.

- 최의현. 2008. 「한, 중 소비재 무역구조의 특징과 교역제품의 다양성에 관한 연구」. 『현대중국연구』, 제10권. 제1호. 127-157. 현대중국학회.
- Arize, A. C.. 1996. “Real Exchange-Rate Volatility and Trade Flows: The Experience of Eight European Economics,” *International Review of Economics and Finance*, Vol. 5, No. 2, 187-205.
- Arize, A. C.. 1997. “Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of Foreign Trade: Evidence from Seven Industrialized Countries,” *Southern Economic Journal*, Vol. 64, No. 1, 235-254.
- Asheghian, P.. 2015. “Oil Revenues and Export Earnings Instability: The Evidence from Iran,” *Global Economy Journal*, Vol. 15, No. 3, 431-442.
- Baum, C. F., M. Caglayan and N. Ozkan. 2004. “Nonlinear Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Bilateral Exports,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, No. 1, 1-23.
- Byrne, J. P., J. Darby and R. MacDonald. 2008. “US Trade and Exchange Rate Volatility: A Real Sectoral Bilateral Analysis” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, No. 1, 238-259.
- Clark, P. B.. 1973. “Undertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade,” *Economic Inquiry*, Vol. 11, No. 3, 302-313.
- Ethier, W.. 1973. “International Trade and the Forward Exchange Market,” *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, 494-503.
- Feenstra, R. C. and H. L. Lee. 2008. “Export Variety and Country Productivity: Estimating the Monopolistic Competition Model

- with Endogenous Productivity,” *Journal of International Economics*, Vol. 74, No. 2, 500–518.
- Heckerman, D.. 1973. “On the Effects of Exchange Risk,” *Journal of International Economics*, Vol. 3, No. 4, 379–387.
- Hooper, P. and S. W. Kohlhagen. 1978. “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade,” *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 4, 483–511.
- Kim, J. M. and H. J. Jung. 2018. “Dependence Structure between Oil Prices, Exchange Rates, and Interest Rates,” *The Energy Journal*, Vol. 39, No. 2, 259–280.
- Klein, M. W. and J. C. Shambaugh. 2016. “Fixed Exchange Rates and Trade,” *Journal of International Economics*, Vol. 70, No. 2, 359–383.
- Love, J.. 1979. “Trade Concentration and Export Instability,” *The Journal of Development Studies*, Vol. 15, No. 3, 60–69.
- Markowitz, H.. 1952. “Portfolio Selection,” *Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, 77–91.
- Massell, B. F.. 1964. “Export Concentration and Fluctuations in Export Earnings: A Cross-Section Analysis,” *The American Economic Review*, Vol. 54, No. 2, 47–63.
- Massell, B. F.. 1970. “Export Instability and Economic Structure,” *The American Economic Review*, Vol. 60, No. 4, 618–630.
- Rahman, S. and A. Serletis. 2009. “The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Exports,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 3, 500–507.
- Soutar, G. N.. 1977. “Export Instability and Concentration in the Less Developed Countries: A Cross-Sectional Analysis,” *Journal of*

Development Economics, Vol. 4, No. 3, 279-297.

Stanley, D. L. and S. Bunnag. 2001. "A New Look at the Benefits of Diversification: Lessons from Central America," Applied Economics, Vol. 33, No. 11, 1369-1383.

Tenreyro, S.. 2007. "On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility," Journal of Development Economics, Vol. 82, No. 2, 485-508.

Wang, K. L. and C. B. Barrett. 2007. "Estimating the Effects of Exchange Rate Volatility on Export Volume," Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 32, No. 2, 225-255.

〈국문요약〉

미·중 무역 변동성 결정요인 분석
- 교역 다양성을 중심으로 -

본 연구는 미·중 무역 데이터를 활용하여 무역 변동성의 결정요인을 분석한다. 기존의 많은 연구들이 환율의 변동에 초점을 맞추고 분석을 시도했으나, 환율이나 기타 거시경제 변수들의 움직임이 무역 변동성에 미치는 영향은 일관된 결과를 보여주지 못하였다. 본 연구는 학계에서 상대적으로 관심을 끌지 못했던 교역 품목의 다양성에 주목한다. 분산 투자를 통해 비체계적 위험을 낮출 수 있다는 포트폴리오 이론에 착안하여, 교역 품목이 다양하게 분포되어 있을수록 무역의 변동성이 낮아질 것이라는 가설을 검증한다. 분석 결과 수입과 수출 모두 교역 품목의 집중도가 높은 시기에 교역 변동성이 높았던 것으로 나타났다. 환율을 대미수입의 변동성에만 유의한 영향을 미치는 것으로 결과가 나와 양국 간의 교역에서 비대칭적인 역할을 하고 있는 것으로 분석되었다. 이는 국가 간 교역에서 특정 품목에 대한 집중도가 높은 경우에 무역 시장이 더 높은 위험에 노출되어 있다는 점을 반증하는 결과이다.

<Abstract>

Determinants of US-China Trade Volatility
— Focusing on Trade Diversity —

Doyeon Kim

We analyze the determinants of trade volatility using US-China trade data. A number of previous studies have analyzed the fluctuations of exchange rates and other macroeconomic variables, but their effects on trade volatility did not show consistent results. We pay attention to the diversity of trade items which has received relatively little attention in the academic field. Inspired by the portfolio theory that puts stress on the effect of asset allocation, we test the hypothesis that the more diversified the trade items, the lower the trade volatility. As a result, both imports and exports show high trade volatility when the concentration of trade items is high. On the other hand, the exchange rate has a significant effect only on the volatility of imports from the US, which implies that the exchange rate plays an asymmetrical role in trade between the two countries. We prove that the trade market is exposed to higher risks when there is a high concentration of specific items in cross-border trade.

Key words: Trade Volatility, Trade Diversity, Macroeconomic Volatility
JEL Classification: F11, F31

• 투고: 2021년 10월 15일 / • 심사: 2021년 10월 21일 / • 게재확정 : 2021년 10월 25일