

# 환율변동성이 동아시아 국가에 대한 한국의 기계류 중간재 수출에 미치는 영향: 글로벌 금융위기 전후를 중심으로

The Impact of Exchange Rate Volatility on Korea's  
Exports of Machinery Intermediate Goods to East Asian  
Countries: Around the Global Financial Crisis

정 문 현\* Moon-Hyun Jung

## | 목 차 |

I. 서 론  
II. 선행연구  
III. 분석방법론

IV. 실증분석 결과  
V. 결 론  
참고문헌  
Abstract

## 국문초록

본 연구는 전통적으로 사용되는 수출수요모형을 사용하여 환율변동이 동아시아 국가에 대한 한국의 기계류 중간재 수출에 미치는 영향을 글로벌 금융위기 전후기간으로 나누어 분석하였다. 기계류 중간재의 수출에 대한 환율변동성의 추정결과에 대해 타당성을 확보하기 위하여 이동평균 표준편차, 12개월 고정평균 표준편차, GARCH 모형 등의 환율변동에 대한 다양한 측정방법을 사용하였다. 변수들 간의 장기적 관계는 Pedroni(1999)가 제안한 패널 공적분 검정 및 DOLS & FMOLS 패널 회귀분석을 적용하여 분석하였다. 분석결과, 글로벌 금융위기 이전에

\* 서원대학교 글로벌경영대학 경영학부(무역학전공) 교수

는 환율변동성이 기계류 총수출 및 일반기계, 전자기계, 운송장비 등의 중간재의 수출에 긍정적인 영향을 미치지만 정밀기계 중간재의 수출에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그러나 글로벌 금융위기 이후에는 환율변동성이 기계류 총수출 및 모든 기계류 중간재의 수출에 부정적인 영향을 주는 정반대의 결과가 나타났다. 글로벌 금융위기 전후의 전체 기간을 분석대상으로 하는 경우 정밀기계 중간재의 수출에 대해 긍정적인 영향을 미쳤고 그 외 기계류 중간재의 수출 및 기계류 총수출에는 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

〈주제어〉 환율변동성, 기계류 중간재 수출, 글로벌 금융위기, 패널 공적분 분석

## I. 서론

글로벌 생산네트워크는 지역주의가 심화되고 다국적 기업의 직접투자와 무역이 크게 증가하게 됨에 따라 동아시아 국가를 중심으로 확산되고 있다. 이러한 현상은 1990년대 이후 중국이 글로벌 생산분업에 적극적으로 참여하게 되고 ASEAN 국가를 중심으로 한 동아시아 역내 FTA네트워크의 활성화가 주요 요인으로 작용하고 있다고 볼 수 있다. 특히 동아시아 지역 내 생산네트워크는 중국 및 ASEAN 각국에 위치한 다국적 기업들이 일본, 한국 및 대만으로부터 고기술 집약적인 중간재를 수입하여 생산가공과정을 거쳐서 최종재를 미국과 유럽을 수출하게 됨으로써 형성되었다. 이러한 글로벌 생산네트워크 거래를 통하여 ASEAN+3의 역내 중간재 무역이 촉진되는 특징을 갖고 있다.

동아시아 국가의 2015년 역내 수출규모는 21,641억 달러이고 2001년부터 2015년까지 역내 수출 증가율은 약 199%로 나타나고 있으며 이는 다른 주요 경제권 즉 EU 및 NAFTA의 증가율(약 98%, 65%)에 비해 매우 높은 성장률을 유지하고 있다. 동아시아 역내 수출규모의 이러한 성장추세는 원자재, 중간재, 최종재 등의 모든 생산단계에서도 동시에 나타나고 있는데 특히 기계류의 중간재에 대한 역내 수출규모는 2015년에 2,860억 달러이고 역내 수출 증가율은 116%로서 주요 역외 경제권인 EU와 NAFTA의 수출 증가율(약 93%, 36%)을 크게 능가하였다. 전체 제조업 중간재 수출에서 기계류 중간재 수출이 역내 교역에서 차지하는 비율은 2001년 49%에서 2015년 54%로 증가하였으나 역외 교역에서 차지하는 비율은 56%에서 42%로 감소하였다. 이러한 조사결과는 역내 생산네트워크를 통한 기계류 중간재 교역의 비중이 확대되고 이들 제품이 역내 교역을 주도하고 있다는 것을 시사한다.<sup>1)</sup>

1) 동아시아, EU, NAFTA 등의 주요 경제권에 대한 교역규모 및 증가율에 대한 통계수치는 2016 RIETI-TID

한편 동아시아 국가들은 무역과 투자를 통한 FTA네트워크가 활성화되고, 2007~2008년 글로벌 금융위기를 겪으면서 지역 내 환율변동에 대한 관심이 크게 증가하고 있다. 그러나 환율변동이 생산네트워크에 기초한 지역 내 무역에 어떤 영향을 미치는지는 분명하지 않다. 동아시아의 역내 생산네트워크는 산업의 생산과정이 여러 다른 국가 간에 분할되어 복잡한 무역거래 네트워크를 형성하고 있기 때문에 환율변동이 동아시아에서의 수직적 산업 내 무역을 악화시킨다는 것이다.

일반적으로 한 국가의 통화의 절상은 수입을 촉진시키고 수출을 위축시키게 되며 국가 간 기업의 아웃소싱 결정에 중요한 영향을 갖고 있다. 예를 들어 글로벌 생산 및 유통네트워크를 가진 다국적 기업의 중간재 무역의 경우에 본사국(home country)의 통화가 절상(외국의 중간재 가격의 하락)되면 해외자회사가 본사국보다는 현지국(host country) 국내에서 생산된 중간재를 최종재의 생산에 더 많이 사용하게 되어 본사국의 통화절상이 중간재 무역에 음(-)의 영향을 미칠 수 있다. 중간재 무역에 대한 환율변동의 이러한 영향은 해외자회사가 제품의 추가적인 가공을 위하여 본사국으로부터 상당량의 중간재를 수입하게 될 때 사라질 수 있다. 즉 다국적 기업 내 무역이 증가되면 생산네트워크에 의해 이루어지는 중간재 거래의 환율변동의 위험이 완화되는 경향을 가진다는 것이다. 그러나 환율변동의 증가가 중간재 무역에 부정적인 영향을 미치는지에 대하여 기존의 연구문헌은 이론적 및 실증적으로 일관된 분석결과를 제시하지 못하고 있다.

이러한 배경 하에 본 논문은 우리나라와 동아시아 국가 간의 환율변동성이 이들 교역국과의 무역에서 중요한 비중을 차지하는 기계류 중간재의 수출에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 이를 위해 조건부 자기회귀 이분산(GARCH) 모형, 이동평균 표준편차, 12개월 고정평균 표준편차 등에 의해 정의한 환율변동성의 다양한 측정방법을 사용하고, 환율과 무역 간의 관계를 잘 나타낼 수 있는 계량분석방법으로서 Pedroni(1999)가 제안한 패널 공적분 검정 및 DOLS/ FMOLS 패널회귀분석을 사용하여 기계류 중간재의 수출에 미치는 환율변동성의 효과를 분석한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 환율의 변동성이 무역에 미치는 영향에 대한 기존의 연구결과를 고찰하였으며, III장에서는 분석모형 및 분석자료의 출처를 제시하고 환율의 변동성을 측정하는 다양한 방법을 소개한다. IV장에서는 환율변동성이 기계류 부품소재의 수출에 미치는 실증분석 결과를 제시하고 V장에서는 분석결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

---

(<http://www.rieti-tid.com>)으로부터 추출하여 계산하였음.

## II. 선행연구

환율의 변동성이 무역에 미치는 효과에 대한 기존의 국내외 연구결과는 일관된 결론을 제시하지 못하고 있으나 실증분석의 측면에서 전체적으로 부정적 효과를 미친다는 결과가 우세하다.<sup>2)</sup> 환율변동과 국제무역 간의 관계에 대한 이론적 분석은 Hooper and Kohlhagen(1978)에 의해 실시되었다. 그는 환율변동이 높아지면 위험회피적인 무역업자에게는 더 많은 비용이 들게 되고 이는 국제무역을 위축시킨다고 주장하였다. 이것은 환율이 무역계약 시에 결정되지만 결제는 상품의 인도가 실제적으로 이루어질 때까지 결정되지 않기 때문이다. 만일 환율의 변화를 예측할 수 없다면 이것은 무역거래에서의 이윤에 대한 불확실성을 발생시키고 무역이익을 감소시키게 된다. 모든 국가에 환위험은 모든 무역업자들이 선물시장에 접근할 수 없기 때문에 일반적으로 헤지가 되지 않는다. 선물시장에서의 환위험 헤지가 가능하다고 할지라도 그에 대한 제한과 비용이 존재한다. 예를 들어, 무역계약 규모가 일반적으로 크고 만기가 상대적으로 짧다면 선물환 시장에서 기업의 이익을 취하기 위하여 모든 국제거래의 수량과 시기를 계획하는 것이 어렵다는 것이다.

그러나 De Grauwe(1988)은 수출업자가 충분히 환위험을 회피한다고 하면 환율변동성의 증가가 수출이익에 대한 한계기대효용을 높이게 되어 수출증가로 이어진다는 것이다. 그는 수출에 대한 환율변동 불확실성의 효과가 위험회피의 정도에 의존한다고 주장하였다. 예를 들어 개도국보다 선진국의 경우에는 헤지를 통해 환위험을 쉽게 제거할 수 있는 잘 발전된 선물환시장의 시스템을 운용하고 있기 때문에 예측 불가능한 미래의 환율변동성 위험에 대한 노출을 줄이게 되어 수출에 대한 기대이익이 증가할 수 있다. 환위험을 회피할 수 있는 방법은 선물환거래 이외에도 다른 다양한 방법들이 있다. 예를 들어 다국적 기업의 경우 여러 국가와 동시에 무역을 하고 있는데 이들 기업이 수출을 통해 얻는 수입이 일부 감소하더라도 수출국으로부터 수입하는 중간재 가격이 낮아진다면 감소한 수입이 상쇄된다. 또한 여러 국가와 동시에 거래를 할 경우 환율의 가치가 서로 상쇄되는 방향으로 변동하기 때문에 환위험의 노출로부터 보호된다.

Canzoneri, et al(1984), Gros(1987) 등은 환율이 변동할 경우 상품의 가격이 오르거나 내리는 상황에서 생산요소의 투입을 조절할 수 있다면 상품의 가격이 오를 때는 생산량을 늘려 더욱 많이 판매하고 가격이 내릴 때는 생산량을 줄여 덜 판매하기 때문에 환율의 변동성이 클수록 기대이익이 더욱 커진다고 주장하였다. 그들은 환율이 변동

2) <표 1>에 제시된 주요 선행연구의 결과에 대한 요약을 참조

이 높을 경우 기업이 기대이윤 증가의 효과가 커기 때문에 기업의 자본 투입량을 늘리고 생산 및 수출을 증가시킨다는 것이다. Franke(1991), Sercu and Vanhulle(1992) 등은 기업이 가격변화에 반응할 능력을 가진다면 환위험의 증가가 수출기업의 가치를 증가시키고 경제활동을 촉진시킬 수 있다고 보여주었다.

Thorbecke(2008)은 패널 DOLS 모형을 사용하여 환율의 변동성이 동아시아 지역의 생산 및 유통네트워크 거래에서 상당히 큰 부분을 차지하고 있는 전자제품의 부품소재 수출에 미치는 영향을 추정하였다. 그는 환율변동이 불확실성을 증가시킴으로써 전자제품의 중간재 수출을 감소시킨다는 것을 발견하였다. Sato et al. (2016)은 환율의 변동성이 일반기계, 사무기계, 전자기계, 통신장비, 정밀기기 및 운송장비 등의 6개 산업에서 아시아 10개국의 기계류 중간재의 수출에 미치는 영향을 추정하였다. 그들은 환율변동이 일반기계, 전자기계 등의 2개의 산업에만 음(-)의 유의한 영향을 미치지만 다른 기계류의 중간재 수출에는 유의한 영향이 없음을 발견하였다. 그들은 환율변동의 영향이 이와 같이 산업들 간에 다르게 나타나고 있는 것에 대해 각 산업에서의 중간재 무역의 특성이 다르기 때문일 수 있지만 다국적 기업의 모기업에서 환율변동의 위험을 효과적으로 관리함으로써 기업내 무역이 증가한 결과라고 주장하였다. 즉 다국적 기업의 생산네트워크를 통한 무역이 증가하게 되면 환율의 변동성이 중간재 무역에 미치는 영향을 약화시키는 결과를 낳는 것이다.

환율변동과 무역 간의 관계를 분석한 국내연구로는 모수원·김창범(2001), 조우길(2002) 등이 있다. 모수원·김창범(2001)은 1980년 1분기~1999년 3분기까지의 분기별 데이터를 사용하여 GARCH(1,1) 모형에 의해 환율의 변동성을 추정하고 무역의 흐름이 환율변동성에 의해 장기에 걸쳐 지속적으로 부정적인 영향을 받는다고 주장하였다. 조우길(2002)은 1990년 1월~2001년 9월까지의 월별 데이터를 사용하여 GARCH(1,1) 모형에 의해 실질환율의 불안정성을 추정하고 환율의 불안정성이 수출입을 감소시킨다는 결과를 제시하였다. 박상준(2001)은 1991년 1월~2001년 6월까지의 월별 데이터를 사용하여 환율변동성이 대미 및 대일 수출에 음(-)의 영향을 미친다고 주장하였다. 최봉호·이재득(2006)은 1990년 1분기~2005년 4분기까지의 분기별 데이터를 사용하여 GARCH(1,1)모형에 의해 실질실효환율의 변동성을 추정하고 환율변동성이 무역수지에 음(-)의 유의적인 효과를 미친다고 주장하였다.

환율변동성이 무역에 미치는 이러한 부정적 결과와 달리 김종구(2007)는 1989년 1분기~2005년 4분기까지의 분기별 데이터를 사용하여 EGARCH(1,1)모형에 의해 실질실효환율의 변동성을 추정하고 환율의 변동성이 상품수지에는 양(+)의 영향을 미치지만 여행수지에는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전선애(2013)는 환율의 변동성이

(표 1) 환율변동성이 무역에 미치는 영향에 대한 주요 선행연구

연구자	추정방법	분석대상국	분석기간	교역자료	환율효과
Akhtar & Hilton(1984)	OLS	선진국(2)	1974~1981(Q)	총수출	음(-)
Avsar & Turcan(2013)	패널공적분	미국	1996~2008(M)	자등치수출	양(+)
Bahmani-Oskooee et al.(2008)	ARDL	미국	1973~2006(A)	산업별수출	효과없음
Bahmani-Oskooee et al.(2014)	ARDL	한국	1971~2011(A)	산업별수출	혼합(+)
Butnan & Jayanthakumaran(2007)	ARDL	인도네시아	1997~2005(M)	상품그룹수출	혼합(+,-)
Chit(2008)	패널공적분	ACFTA	1982~2005(Q)	총수출	음(-)
Chit, Rizov & Willenbockel(2010)	GMM-IV	동아시아(5)	1982~2006(Q)	총수출	음(-)
Choudhry(2005)	ECM	선진국(2)	1974~1998(M)	총수출	음(-)
Chowdhury(1993)	VAR	G7	1973~1990(M)	총수출	음(-)
Cushman(1988)	OLS	미국	1973~1983(Q)	총수출	음(-)
Erdem, Nazlioglu & Erdem(2010)	패널공적분	터키	1980~2005(A)	농산물수출	혼합(+,-)
Kumar & Dhawan(1991)	OLS	신흥국(5)	1974~1985(Q)	총수출	음(-)
Hooy & Baharumshah(2010)	ARDL	동아시아	1990~2008(M)	총수출	효과없음
Lastrapes & Koray(1990)	VAR	미국	1973~1987(M)	총수출	음(-)
Nazlioglu(2013)	패널공적분	터키	1980~2009(A)	산업별수출	혼합(+,-)
Omojimi & Akpokodje(2010)	OLS, GMM	CFA	1986~2006(A)	총수출	음(-)
Ozturk & Kalyoncu(2009)	ECM	개도국(6)	1980~2005(Q)	총수출	음(-)
Poon, Choong & Habibullah(2005)	VAR, ECM	동아시아(5)	1973~2002(Q)	총수출	음(-)
Sato, Shimizu, Shrestha & Zhang(2016)	OLS	아시아(9)	2002~2012(M)	중간재수출	음(-)
Serenis & Tsounis(2013)	ECM	개도국(2)	1990~2012(Q)	총수출	음(-)
Serenis & Tsounis(2014)	ARDL	개도국(2)	1990~2012(Q)	총수출	양(+)
Tandrayen & Emamdy(2011)	ARDL	모리셔스	1975~2007(A)	총수출	양(+)
Tang(2011)	패널공적분	아시아(17)	1980~2009(A)	상품그룹수출	음(-)
Thorbecke(2008)	패널공적분	동아시아(9)	1985~2005(A)	전자산업수출	음(-)
Zakaria(2013)	OLS	말레이시아	2001~2012(M)	총수출	혼합(+,-)
김종구(2007)	요한슨공적분	한국	1980~2005(Q)	상품수지&여행수지	혼합(+,-)
모수원·김창범(2001)	GPH, VAR	선진국(5)	1980~1999(Q)	총수출입	음(-)
박상준(2001)	요한슨공적분	미국, 일본	1991~2001(M)	총수출	음(-)
전선애(2013)	ARDL	한국	1998~2012(M)	총수출입	음(-)
조우길(2002)	VAR	한국, 중국, 일본	1990~2001(M)	총수출입	음(-)
최봉호·이제득(2006)	요한슨공적분, VAR	한국	1990~2005(M)	무역수지	음(-)

높은 시기인 1997년 외환·금융위기 이후 및 2007~2008년 글로벌 금융위기 기간을 포함하는 1998년 1월~2012년 9월까지의 월별 데이터를 사용하여 표준오차, AR모형, GARCH(1,1)모형 등 다양한 모형에 의해 환율의 변동성을 추정하고 ARDL-bounds 공적분 검정법을 사용하여 환율변동성이 무역수지에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석 결과, 환율의 변동성을 나타내는 대응변수에 따라 무역수지에 미치는 영향이 다르게 나타났는데 환율변동성을 표준오차 및 AR모형으로 측정한 경우 무역수지에 영향을 미치지 않았으나 GARCH(1,1)모형으로 환율변동성을 측정한 경우에는 무역수지에 유의한 음(-)의 영향을 미친다고 주장하였다.

요약하면 기존의 국내 논문들은 환율변동성의 증가가 무역에 부정적인 영향을 미친다는 주장이 대부분 우세한 것으로 나타나고 있으나 분석기간, 분석방법 등에 따라 다양한 실증분석 결과가 도출되고 있으므로 우리나라의 무역과 환율변동성의 관계에 대한 일관된 결론을 내리기에는 한계를 갖고 있는 것으로 판단된다. 대부분의 국내 연구들은 1997년 외환·금융위기 이전 또는 2007년 글로벌 금융위기 이전의 자료를 사용하여 분석하고 있는데 글로벌 금융위기 이후의 환율의 불확실성에 대한 우려가 높아졌지만 글로벌 금융위기 이전과 이후의 분절된 데이터를 사용하여 원화의 환율변동성이 한국의 중간재 무역에 미치는 영향을 분석한 연구는 찾아보기 어려운 것으로 파악되고 있다.

### Ⅲ. 분석방법론

#### 1. 분석모형

환율변동이 수출에 미치는 영향을 분석하는 대다수의 논문들은 수출이 수입국의 소득, 상대가격 및 환율변동 등의 변수에 의존하는 단순한 모형을 사용하고 있다.<sup>3)</sup> 본 논문에서는 통상적으로 널리 사용되는 모형의 형태를 적용하여 한국의 기계 부품소재 수출과 환율변동과의 관계를 결정하는 모형을 아래의 식 (1)과 같이 나타낸다.

$$\ln X_{kjt} = \alpha_j + \mu_t + \beta_1 \ln Y_{jt}^* + \beta_2 \ln P_{kjt} + \beta_3 \ln VOL_{kjt} + \epsilon_{kjt} \quad (1)$$

3) Chowdhury(1993), Choudhry(2005), Baak et al.(2007), Bahmani-Oskooee and Hergety(2008), Arize et al.(2008) Thorbecke(2008), Avsar and Turkcan(2013) 등의 논문을 참조.

여기서  $X_{kjt}$  기계류산업 수출을,  $Y_{jt}^*$ 는 수입국의 실질소득을,  $P_{kjt}$ 는 상대가격을,  $VOL_{kjt}$ 은 환율변동을 나타낸다. 그리고  $\alpha_{jt}$ 는 국가효과를,  $\mu_t$ 는 시간효과를,  $\epsilon_{kjt}$ 는 오차항을,  $t$ 는 시간을 표시한다.

경제이론에 의하면 수입국의 실질소득이 증가하면 해외 구매력의 증가로 수출량이 증대할 것이라고 예상하기 때문에  $\beta_1$ 는 양(+)의 부호를 가질 것이라고 기대된다.<sup>4)</sup>  $\beta_2$ 는 수입국에 비해 수출국의 물가수준이 증가하면 국내상품의 가격경쟁력이 외국상품에 비해 떨어질 것이라고 예상되므로 음(-)의 부호를,  $\beta_3$ 는 양(+) 또는 음(-)의 부호를 가질 것이라고 기대된다.<sup>5)</sup>

## 2. 분석자료

한국의 동아시아 교역상대국에 대한 중간재 기계류의 수출데이터는 일반기계(HS84), 전자기계(HS85), 운송장비(HS86-89), 정밀기기(HS80-92) 등으로 구성된다.<sup>6)</sup> 기계류 관련 데이터는 관세청 무역통계 웹사이트(<https://unipass.customs.go.kr:38030/ets/>)로부터 구하였다. 명목환율, 소비자물가지수, GDP 등의 데이터는 IMF 금융통계(CD-ROM)로부터 구하였다. 실질수출액은 명목수출액을 수출단가지수로 나누어 구해야 하나 수출단가지수는 월별 데이터가 제공되지 않기 때문에 수출단가지수 유사변수로서 소비자물가지수를 사용하였다. 실질소득 변수는 수입국의 실질 GDP를 사용하였으며 이들 변수의 데이터는 일반적으로 월별자료를 이용할 수 없기 때문에 3차 스플라인 보간기법(cubic spline interpolation method)을 사용하여 분기별 데이터를 월별 데이터로 변환하여 사용하였다. 수출상품의 상대가격은 수출국의 수출상품 가격지수를 수입국의 수입상품 가격지수로 나누어 측정되는데 이들 가격지수에 대한 월별 데이터를 구할 수 없기 때문에 2국간의 명목환율에 교역상대국의 소비자물가지수에 대한 한국의 소비자물가지수의 비율을 곱하여 구한 실질환율을 수출상품의 상대가격에 대한 대리변수로 사용하였다. 분석을 위해 사용된 모든 데이터는 2001년 1월부터 2015년 6월까지의 월별

4) Choudry(2005), Arize(2008)을 참조.

5) Choudhry(1993) 참조

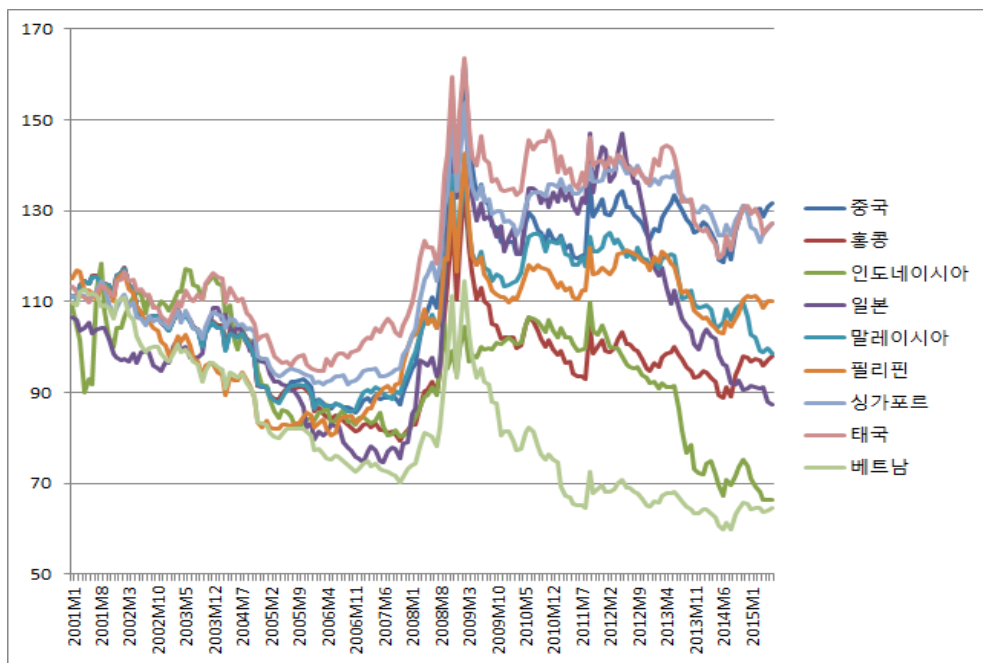
6) Kimura and Obashi(2010)가 제시한 중간재 기계류에 속하는 2007년 HS분류 4단위 및 6단위 Code를 사용하여 2국간 수출데이터를 추출하였다. 중간재 기계류의 2007년 HS분류 Code는 Kimura and Obashi (2010), International Production Networks in Machinery Industries: Structure and Its Evolution, ERIA Discussion Paper Series, ERIA-DP-2010-09, Economic Research Institute for ASEAN and East Asia, p. 6을 참조 바람.



자료이며 9개 동아시아 교역상대국에 대한 표본의 수는 1566개이다.

〈그림 1〉은 동아시아 9개국의 환율변동의 추세를 보여주고 있다. 이들 국가들은 모두 글로벌 금융위기 시점(2007년 9월) 이전에는 환율이 안정적으로 하락하는 추세를 가지고 있으나 글로벌 금융위기가 시작된 이후 2008년까지 환율이 급격하게 상승하는 추세를 가지다가 이후에 하락하는 추세를 가지는 가운데 불안정하게 변동하는 움직임을 보여주고 있다.

〈그림 1〉 동아시아 국가의 통화에 대한 한국 원화의 환율변동, 2001.1~2015.6



수출수요함수를 결정하는 주요 변수에 대한 기초통계량이 〈표 2〉에 제시되어 있다. 〈표 2〉에서 총수출 및 기계 중간재 수출의 평균값은 9.20~12.49 사이의 값을, 실질 소득과 상대가격은 각각 3.54와 4.98의 값을 보여주고 있다. 환율변동의 평균값은 거의 0에 가까운 값을 가지고 있다. 기계 중간재 수출 중에서 정밀기기의 표준편차가 상대적으로 가장 높고 일반기계가 가장 낮은 값을 보여주고 있다. 환율변동 변수 중에서 12개월 표준편차 변동(SD-12M)이 다른 환율변동에 비해서 가장 낮은 값을 나타내고 있다. 〈표 3〉에서 보여주고 있는 바와 같이 환율변동과 기계 중간재 수출 간의 상관관계는

총수출과 전자기계의 경우 3가지 형태의 환율변동 모두에 대해, 일반기계의 경우 이동 평균 표준편차(MASD) 환율변동에 대해 음(-)의 상관관계를 갖고 있으나 그 외 기계 부품소재 수출에 대해서는 양(+)의 관계를 보여주고 있다.

〈표 2〉 주요 변수의 기초통계량

로그변수	평균	표준편차	최소값	최대값	표본의 수
총수출	12.4891	1.3002	9.3728	15.8047	1566
수출(일반기계)	10.7146	1.1603	7.9877	13.7610	1566
수출(전자기계)	12.0628	1.3487	8.6462	15.3151	1566
수출(운송장비)	8.7218	1.7356	4.8614	13.1450	1566
수출(정밀기기)	9.2012	2.2896	3.7502	14.5152	1566
외국소득	4.9841	1.6027	3.1860	8.7932	1566
상대가격	3.5416	2.2283	0.0419	6.9168	1566
환율변동(GARCH)	0.0297	0.0092	0.0205	0.1088	1566
환율변동(MASD)	0.0269	0.0179	0.0074	0.0976	1566
환율변동(SD-12M)	0.0061	0.0072	1.98e-5	0.0665	1566

〈표 3〉 환율변동과 기계류 중간재 수출 간의 상관관계

환율변동 변수	총수출	수출 (일반기계)	수출 (전자기계)	수출 (운송장비)	수출 (정밀기기)
환율변동(GARCH)	-0.0496	0.0209	-0.0974	0.1058	0.1036
환율변동(MASD)	-0.0385	-0.0203	-0.0664	0.0244	0.0613
환율변동(SD-12M)	-0.0144	0.0103	-0.0386	0.0381	0.0613

### 3. 환율변동의 측정

본 연구의 핵심은 환율변동성을 어떻게 측정할 것인가 하는 것이 중요한 이슈이다. 더구나 환율변동을 측정하는 다른 방법을 사용하게 될 때 그 영향력의 추정치가 달라질 수 있기 때문에 하나의 계측방법에 의존하기 보다는 기존의 문헌에서 빈번하게 사용되고 있는 GARCH 모형, 이동평균표준편차 모형, 12개월 표준편차 모형 등의 3가지 계

측방법을 적용하여 환율변동을 측정하였다. 환율변동의 계측에서 사용되는 환율데이터는 명목환율을 사용하기도 하나 본 연구에서는 실질환율을 사용하여 환율변동을 측정하였다. Thurby and Thurby(1987)는 무역흐름에 미치는 영향에 있어서 명목환율변동과 실질환율변동 간에 차이가 없다고 주장하고 있다.

### (1) GARCH 이용한 방법

환율변동의 GARCH 모형은 월별 실질환율의 로그차분 변수에 대한 다음의 임의 보행 모형으로부터 구해진다.

$$\Delta r_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{ijt-1} + \mu_{ijt} \quad (2)$$

여기서  $\Delta r_{ijt}$ 는 한국과 교역상대국 간의 월별 실질환율의 차분 값이고,  $\mu_{ijt}$ 는 오차항이다.  $t$ 기의 정보량을  $\Omega_{ijt-1}$ 이라고 할 때 오차항  $\mu_{ijt}$ 는 다음과 같은 분포를 가진다고 가정한다.

$$\mu_{ijt} \mid \Omega_{ijt-1} \sim N(0, h_{ijt}) \quad (3)$$

여기서  $h_{ijt}$ 는 오차항  $\mu_{ijt}$ 의 조건분산 값이고 다음의 식에 의해 구해진다.

$$h_{ijt} = \lambda_0 + \lambda_1 \mu_{ijt-1}^2 + \lambda_3 h_{ijt-1} \quad (4)$$

$\mu_{ijt-1}^2$ 는 식 (2)의 제곱 오차항에 대한 1기 시차 값이고 ARCH항이라고 명명한다.  $h_{ijt-1}$ 는 GARCH항이라고 하며 과거 시차의 예측오차에 대한 분산을 나타낸다.

### (2) 이동평균 표준편차를 이용한 방법

월별 실질환율에 대한 이동평균 표준편차는 다음의 식에 의해 구해진다.

$$\nu_{ijt} = \left[ \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m (r_{ijt-k-1} - r_{ijt-k-2})^2 \right]^{1/2} \quad (5)$$

여기서  $r_{ijt}$ 는 실질환율이고  $m$ 은 이동평균의 횟수이다.

### (3) 12개월 표준편차를 이용한 방법

실질환율의 표준편차의 계산식은 다음과 같이 설정된다.

$$\nu_{ijt} = \ln \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^m (\Delta r_{ijkt} - \overline{\Delta r_{ijkt}})^2} \quad (6)$$

여기서  $\Delta r_{ijkt}$ 는 월별 실질환율의 차분변수이고  $m$ 은 개월 수이다. 실질환율의 표준편차 계산식은 높은 환율변동에 대해 큰 비중을 주어 설정되고 있고 이것은 수출이 상대적으로 적은 환율변동에 대해서는 영향을 받지 않는다는 것을 의미한다. 만일 실질환율이 일정한 추세를 가지고 변동한다면 환율변동의 표준편차가 0의 값을 가질 것이다. 이것은 환율변동이 완전히 예측이 되고 환위험을 가지지 않는다는 것을 의미한다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 패널 단위근 및 패널 공적분 검정결과

시계열의 허구적 회귀분석(spurious regression)과 추정결과에 대한 신뢰성에 대한 문제를 해결하기 위하여 추정모형에 사용된 시계열 자료의 안정성(stationarity)을 우선 검정해야 한다. 이를 검증하기 위해 Breitung(2001), Hadri(2000), Im, Pesaran and Shin(2003) (IPS), Levin, Lin and Chu (1993) (LLC)이 고안한 분석기법을 사용하여 패널 단위근(panel unit root) 검정을 실시하였다. IPS 검정기법을 제외한 나머지 검정기법은 시계열의 횡단면 간에 공통의 단위근을 가지고 있다고 가정하고 있다. LLC와 Breitung 검정기법은 변수  $y$ 는 식 (7)과 같은 통계적 관계에 의하여 결정된다고 가정하고 있다.

$$y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \gamma_i Z_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

여기에서  $\rho_i$ 는 자기회귀계수이고  $Z_{i,t}$ 는 추세를 결정하는 시간효과 변수이며,  $\epsilon_{i,t}$ 은 오차항이 된다. LLC와 Breitung 검정기법은 자기회귀계수가  $\rho_i = \rho$  즉 시계열의 횡단

면 간에 동일 값을 가지며 오차항이 안정성을 유지한다는 것을 가정하고 있다. 반면에 IPS 검정기법은  $\rho_i$ 의 계수가 횡단면 간에 자유롭게 변동한다는 것을 가정하고 있다. LLC, Breitung 및 IPS 검정결과에서 패널자료의 모든 개별 시계열이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하면 패널자료가 안정성을 확보하고 있음을 의미한다. Hadri 검정 값은 라그랑지 승수(LM: Lagrange Multiplier) 검정에 의해 도출되며 개별 시계열이 안정적이라는 귀무가설을 기각하면 패널자료가 안정적이지 않다는 것을 의미한다.

〈표 4〉는 식 (1)에 포함된 변수에 대한 패널 단위근 검정결과를 나타내고 있다. 단위근 검정은 상수와 추세변수를 포함하여 실시하였고 AIC 기법을 적용하여 변수의 최적 시차를 결정하였다. 패널 단위근 검정결과에 따르면 원자료(level)의 경우에 단위근의 존재 유무에 대해 검정기법에 따라 다른 결과를 나타내고 있으나 Hardri 검정의 경우 모든 변수에서 단위근을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 수출(정밀기계), 외국실질소득 등의 변수는 모든 검정기법에서 단위근을 갖고 있음을 보여주고 있다. 그러나 1차 차분(first difference)의 경우 일부 변수 및 검정기법을 제외하고는 거의 대부분의 범주에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함으로써 1차 차분상태에서 모든 변수가 안정적이며 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다.

패널 단위근 검정을 거친 후 식 (1)에 포함된 변수들 간에 장기적인 안정성과 균형을 확인하기 위해 패널 공적분 검정(panel cointegration test)을 실시하였다.

〈표 5〉의 결과는 pedroni residual 공적분 검정을 바탕으로 한 것이다. 분석결과에 의하면 7개 통계량 중에서 panel v-stat, panel ADF-stat를 제외한 5개 통계량이 각각 1%와 5% 유의수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각한 것으로 나타났다. panel v-stat, panel ADF-stat 등의 통계량은 일부 수출변수를 포함하는 공적분 관계에 대한 검정에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하는 결과를 나타내고 있으나 전체적인 분석결과는 식 (1)에 포함된 변수들 간의 장기적인 공적분 관계가 존재한다는 것을 강력하게 지지한다고 볼 수 있다.

〈표 4〉 패널 단위근 검정결과: 전체 기간

	LLC	IPS	Breitung	Hadri Z
<b>수준변수</b>				
총수출	-1.975b (0.024)	-2.067b (0.019)	-0.710 (0.239)	17.354a (0.000)
수출(일반기계)	-2.083b (0.018)	-3.317a (0.001)	-1.750b (0.040)	10.098a (0.000)
수출(전자기계)	-1.385c (0.083)	-2.710a (0.003)	-1.913c (0.083)	16.094a (0.000)
수출(운송장비)	-1.767b (0.039)	-3.552a (0.000)	-0.732 (0.232)	10.220a (0.000)
수출(정밀기계)	0.635 (0.737)	0.126 (0.550)	0.143 (0.737)	17.801a (0.000)
외국소득	-1.019 (0.154)	0.612 (0.730)	1.231 (0.154)	10.092a (0.000)
상대가격	-1.413c (0.079)	0.528 (0.701)	-1.511c (0.065)	9.702a (0.000)
환율변동(GARCH)	-3.515a (0.000)	-10.043a (0.000)	-11.370a (0.000)	3.518a (0.000)
환율변동(MASD)	6.081 (1.000)	-1.073 (0.141)	-4.091a (0.000)	3.709a (0.000)
환율변동(SD-12M)	-4.119a (0.000)	-7.755a (0.000)	-8.520a (0.000)	3.673a (0.000)
<b>차분변수</b>				
총수출	-52.698a (0.000)	-43.967a (0.000)	-8.664a (0.000)	-0.688 (0.754)
수출(일반기계)	-62.059a (0.000)	-55.315a (0.000)	-13.076a (0.000)	0.051 (0.480)
수출(전자기계)	-52.089a (0.000)	-43.061a (0.000)	-7.413a (0.000)	-0.700 (0.758)
수출(운송장비)	-35.150a (0.000)	-33.976a (0.000)	-7.369a (0.000)	-0.659 (0.745)
수출(정밀기계)	-24.785a (0.000)	-29.829a (0.000)	-6.009a (0.000)	-1.458 (0.928)
외국소득	0.025 (0.510)	-3.689a (0.000)	-2.795a (0.003)	2.925a (0.002)
상대가격	-46.881a (0.000)	-36.244a (0.000)	-28.747a (0.000)	3.854a (0.000)
환율변동(GARCH)	-3.515a (0.000)	-10.043a (0.000)	-11.370a (0.000)	-2.640 (0.996)
환율변동(MASD)	6.081 (1.000)	-1.073 (0.142)	-4.091a (0.000)	-0.283 (0.611)
환율변동(SD-12M)	-38.319a (0.000)	-40.600 (0.000)	-28.102a (0.000)	-1.908 (0.972)

주 : 1. LLC, IPS, Breitung 검정은 시계열 불안정성의 귀무가설을, Hadri Z 검정은 시계열 안정성의 귀무가설을 적용함

2. 단위근 검정값의 첨자 a, b는 1%, 5% 수준에서 유의함을 의미함

〈표 5〉 Pedroni의 패널 공적분 검정결과: 전체 기간

	총수출	수출 (일반기계)	수출 (전자기계)	수출 (운송장비)	수출 (정밀기계)
	GARCH 환율변동을 사용하는 경우				
Panel $\nu$ -stat	3.067	1.195	4.447a	2.366	0.148
Panel $\rho$ -stat	-12.169a	-19.411a	-13.431a	-21.260a	-11.200a
Panel PP-stat	-9.940a	-14.027a	10.851a	-15.782a	-9.536a
Panel ADF-stat	-4.403a	-3.269a	-5.619a	-2.993	-2.515a
Group $\rho$ -stat	-13.052a	-18.412a	-13.182a	-25.618a	-14.670a
Group PP-stat	-11.022a	-14.565a	-11.341a	-19.081a	-10.733a
Group ADF-stat	-4.166a	-4.946a	-5.228a	-3.632a	-1.754a
MASD 환율변동을 사용하는 경우					
Panel $\nu$ -stat	3.602a	2.062b	4.948a	2.218b	1.329c
Panel $\rho$ -stat	-11.559a	-19.164a	-12.761a	-21.072a	-12.651a
Panel PP-stat	-9.649a	-13.943a	-10.453a	-15.740a	-10.401a
Panel ADF-stat	-4.340a	-5.097a	-5.620a	-2.442a	-2.150
Group $\rho$ -stat	-12.339a	-18.795a	-12.971a	-25.875a	-14.035a
Group PP-stat	-10.743a	-14.775a	-11.274a	-19.084a	-11.044a
Group ADF-stat	-4.720a	-6.559a	-5.111a	-4.119a	-2.106b
SD-12M 환율변동을 사용하는 경우					
Panel $\nu$ -stat	2.628b	0.585	3.969a	2.318b	0.087
Panel $\rho$ -stat	-11.269a	-17.978a	-13.548a	-21.505a	-9.907a
Panel PP-stat	-9.299a	-13.340a	-10.751a	-15.849a	-8.697a
Panel ADF-stat	-2.673a	-4.376a	-5.039a	-4.711a	-2.121a
Group $\rho$ -stat	-11.854a	-17.844a	-13.070a	-25.828a	-13.816a
Group PP-stat	-10.253a	-14.212a	-11.192a	-18.990a	-9.731a
Group ADF-stat	-3.123a	-5.584a	-4.610a	-6.574a	-1.364c

주 : 패널공적분 검정값의 첨자 a, b, c는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

## 2. 패널 DOLS 및 패널 FMOLS 회귀분석 결과

식 (1)의 변수들 간에 장기적 안정성이 확인되었기 때문에 본 단원에서는 일반기계, 전자기계, 운송장비, 정밀기계 등의 4개 중간재 상품그룹 및 총수출에 대해 패

널회귀분석 결과를 제시한다. 본 연구는 패널 DOLS(Panel Dynamic Ordinary Least Square) 모형과 패널 FMOLS(Panel Fully Modified Ordinary Least Square) 모형을 이용하여 패널 공적분의 매개변수를 검정함으로써 환율변동이 한국의 ASEAN 국가에 대한 기계류 중간재의 수출에 미치는 효과를 분석하였다. 환율변동에 수출에 미치는 효과에서 글로벌 금융위기의 영향을 분석하기 위하여 분석대상을 글로벌 위기 시점(2007년 9월) 이전과 이후로 나누어 패널회귀분석을 하였다. <표 6>에 제시된 DOLS 패널회귀분석 결과에 따르면 모든 설명변수가 통계적으로 유의하고 예상되는 부호를 보여주고 있다. 외국소득은 GARCH 환율변동을 제외한 운송장비 수출을 제외하고 1% 수준에서 유의하며 예상된 양(+의 부호)을 나타내고 있다. 특히 수출에 대한 외국소득의 효과가 가장 큰 기계류 중간재는 정밀기계로서 외국소득이 1% 증가할 때 약 3.59~3.62% 수출이 증가되는 결과를 보여주고 있다. 이는 정밀기계 중간재가 고부가가치 상품으로서 일반기계, 전자기계, 운송장비 등의

<표 6> 패널 DOLS 추정결과: 전체 기간

변수	총수출	수출 (일반기계)	수출 (전자기계)	수출 (운송장비)	수출 (정밀기계)
GARCH 환율변동을 사용하는 경우					
외국소득	1.534a (14.381)	1.017a (11.631)	1.383a (11.146)	1.852 (16.705)	3.586a (16.654)
상대가격	-0.301 (-1.341)	-0.100 (-0.542)	-0.115 (-0.441)	-0.274 (-1.179)	-1.456b (-3.163)
환율변동	-6.937c (-1.681)	-5.145 (-1.582)	-11.802b (-2.504)	-6.885c (-1.692)	15.145c (1.845)
R-square	0.864	0.862	0.828	0.901	0.808
국가별 관찰수	173	173	173	173	173
총관찰수	1544	1552	1547	1552	1548
MASD 환율변동을 사용하는 경우					
외국소득	1.539a (14.349)	0.987a (11.210)	1.381a (11.045)	1.829a (16.405)	3.624a (16.809)
상대가격	-0.325 (-1.428)	-0.018 (-0.099)	-0.123 (-0.464)	-0.248 (-1.052)	-1.504a (-3.304)
환율변동	-1.716 (1.752)	-2.548c (-1.786)	-3.929c (-1.926)	-2.443 (-1.356)	8.104b (2.320)
R-square	0.864	0.864	0.829	0.902	0.811
국가별 관찰수	173	173	173	173	173
총관찰수	1544	1550	1546	1552	1548



변수	총수출	수출 (일반기계)	수출 (전자기계)	수출 (운송장비)	수출 (정밀기계)
SD-12M 환율변동을 사용하는 경우					
외국소득	1.532a (14.338)	1.014a (11.524)	1.382a (11.076)	1.843a (16.520)	3.590a (16.645)
상대가격	-0.315 (-1.422)	-0.125 (-0.686)	-0.141 (-0.545)	-0.298 (-1.292)	-1.332b (-2.982)
환율변동	-8.507 (-1.563)	-4.969 (-1.153)	-15.290b (-2.383)	-7.068 (-1.307)	15.324 (1.443)
R-square	0.863	0.861	0.827	0.901	0.808
국가별 관찰수	173	173	173	173	173
총관찰수	1545	1551	1546	1551	1548

주 : 회귀계수값의 첨자 a, b, c는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하고, ( )는 t-검정값을 나타냄

중간재 수출보다 외국소득의 영향이 더 크게 받기 때문인 것을 판단된다. 상대가격은 정밀기계 수출의 경우 유의한 음(-)의 예상된 부호를 갖고 있으며 나머지 중간재 수출의 경우 예상된 음(-)의 부호이나 유의하지 않은 결과를 나타내고 있다. 이는 정밀기계 중간재 수출의 경우 다른 기계류 중간재의 수출에 비해 상대가격에 민감하게 반응한다는 것을 알 수 있다.

본 연구의 핵심적 분석의 대상인 환율변동의 경우 정밀기계 중간재의 수출을 제외한 나머지 기계류 중간재에 대해 환율변동과 수출 간에 음(-)의 관계임을 보여주고 있다. 그 중에서 환율변동이 수출에 유의한 영향을 미치는 것은 총수출의 경우 GARCH와 SD-12M 환율변동, 일반기계 수출의 경우 MASD와 SD-12M 환율변동, 전자기계 수출의 경우 GARCH, MASD 및 SD-12M 환율변동, 운송장비의 경우 GARCH 환율변동인 것으로 나타났다. 정밀기계 중간재의 경우 환율변동이 수출에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 기계류 중간재의 수출 중에서 환율변동의 부정적 영향이 가장 민감한 것은 전자기계 중간재 수출로서 환율변동에서 1%의 변화가 3.29~15.29%의 수출 감소를 보여 주고 있다. 반면에 정밀기계 중간재는 환율변동에서 1%의 변화가 8.10~15.32%의 수출증가를 나타내고 있다.

〈표 7〉은 패널 FMOLS 검정기법을 사용하여 환율변동이 기계류 중간재 수출에 미치는 영향을 분석한 결과를 나타내고 있다. 전체적인 검정결과는 패널 DOLS 검정과 유사하지만 운송장비 중간재의 경우 환율변동이 수출에 유의한 영향이 미치지 않은 것으로 나타나고 있다. 뿐만 아니라 정밀기계 중간재의 경우 환율변동에서 1%의 변화가 10.86~19.86%의 수출증가를 나타내어 수출이 환율변동에 대해 더 민감하게 반응한다는 것을 알 수 있다.

〈표 7〉 패널 FMOLS 추정결과: 전체 기간

변수	총수출	수출 (일반기계)	수출 (전자기계)	수출 (운송장비)	수출 (정밀기계)
GARCH 환율변동을 사용하는 경우					
외국소득	1,518a (32,742)	1,011a (17,637)	1,366a (25,421)	1,832a (26,384)	3,551a (27,776)
상대가격	-0,057 (-0,603)	0,045 (0,387)	0,166 (0,109)	-0,113 (-0,806)	-0,995a (-3,348)
환율변동	-4,906b (-3,260)	-3,655c (-1,965)	-9,878a (-5,667)	-3,061 (-3,359)	17,833a (4,300)
R-square	0,847	0,845	0,808	0,891	0,785
국가별 관찰수	173	173	173	173	173
총관찰수	1557	1557	1557	1557	1557
MASD 환율변동을 사용하는 경우					
외국소득	1,530a (32,762)	1,005a (18,092)	1,373a (24,970)	1,829a (26,023)	3,604a (28,571)
상대가격	-0,115 (-1,204)	0,051 (0,446)	0,124 (1,098)	-0,119 (-0,829)	-1,198a (-4,626)
환율변동	-0,560 (-0,754)	-1,559c (-1,766)	-2,724a (-3,199)	-0,896 (-0,802)	10,857a (5,415)
R-square	0,846	0,845	0,808	0,891	0,789
국가별 관찰수	173	173	173	173	173
총관찰수	1557	1557	1557	1557	1557
SD-12M 환율변동을 사용하는 경우					
외국소득	1,520a (31,254)	1,019a (17,435)	1,370a (24,314)	1,837a (26,082)	3,534a (26,982)
상대가격	-0,082 (-0,852)	-0,005 (-0,044)	0,120 (1,071)	-0,144 (-1,027)	-0,897a (-3,441)
환율변동	-4,921b (-2,691)	-2,000 (-0,911)	-10,450a (-4,934)	-1,071 (-0,404)	19,649a (3,990)
R-square	0,847	0,845	0,808	0,892	0,784
국가별 관찰수	173	173	173	173	173
총관찰수	1557	1557	1557	1557	1557

주 : 회귀계수값의 첨자 a, b, c는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하고, ( )는 t-검정값을 나타냄

〈표 8〉은 2008년 글로벌 금융위기 이전의 환율변동이 기계류 중간재의 수출에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여주고 있다. 〈표 8〉에서 외국소득 변수는 회귀계수의 값이 예상된 양(+)의 부호를 보여주고 있고, 외국소득의 수출효과를 보면 정밀기계 수출이

〈표 8〉 패널 DOLS 추정결과: 글로벌 금융위기 이전

변수	총수출	수출	수출	수출	수출
		(일반기계)	(전자기계)	(운송장비)	(정밀기계)
<b>GARCH 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	1,478a (13,783)	0,958a (5,934)	1,381a (13,195)	2,475a (9,123)	4,217a (13,917)
상대가격	-1,483a (-9,721)	-1,062a (-4,664)	-1,250a (-8,262)	-0,203 (-0,523)	-3,799a (-8,783)
환율변동	14,768b (2,110)	30,543a (2,894)	8,634 (1,204)	32,319c (1,701)	4,479 (0,231)
R-square	0,965	0,958	0,967	0,860	0,908
국가별 관찰수	91	91	91	91	91
총관찰수	812	813	812	811	813
<b>MASD 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	1,445a (12,441)	0,894a (5,311)	1,339a (11,791)	2,397a (7,901)	4,161a (12,307)
상대가격	-1,378a (-9,466)	-0,822a (-3,826)	-1,156a (-8,014)	-0,159 (-0,412)	-3,691a (-8,623)
환율변동	0,179 (0,096)	1,669 (0,607)	-0,570 (-0,306)	2,183 (0,443)	-1,469 (-0,268)
R-square	0,968	0,914	0,971	0,863	0,914
국가별 관찰수	91	91	91	91	91
총관찰수	809	810	808	809	810
<b>SD-12M 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	1,509 (14,206)	1,049a (6,401)	1,377a (12,653)	2,565a (9,305)	4,371a (14,214)
상대가격	-1,402a (-9,126)	-0,932a (-4,057)	-1,226a (-8,002)	-0,068 (-0,176)	-3,755a (-8,532)
환율변동	6,656 (1,277)	16,015b (2,176)	2,858a (0,533)	14,812 (1,192)	6,487 (0,453)
R-square	0,965	0,902	0,967	0,859	0,907
국가별 관찰수	91	91	91	91	91
총관찰수	810	812	809	812	813

주 : 회귀계수값의 첨자 a, b, c는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하고, ( )는 t-검정값을 나타냄

가장 높고 일반기계 수출이 가장 낮게 나타나고 있다. 상대가격 변수의 회귀계수는 대부분의 범주에서 음(-)의 예상된 부호를 보이면서 통계적으로 1% 수준에서 수출에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.<sup>7)</sup>

7) 글로벌 금융위기 이전과 이후의 전체 표본을 대상으로 분석한 경우에는 상대가격의 회귀계수가 음(-)의 값을

환율변동의 변수는 모든 범주에서 수출에 긍정적인 영향을 미치거나 수출에 대한 영향이 없는 결과를 보이고 있다. GARCH의 변동의 경우, 총수출, 일반기계, 운송장비 등의 중간재에서 회귀계수의 값이 통계적으로 유의하고 수출에 긍정적인 영향을 준 것으로 나타났다. 이들 중간재 수출에 대한 효과를 보면 환율변동에서 1%의 변화가 14.77~32.32%의 수출증가를 가져온다는 것을 알 수 있다. SD-12M 변동의 경우, 일반기계, 전자기계 중간재에서 환율변동이 각각 5%와 1% 수준에서 유의하고 수출에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 요약하면 글로벌 금융위기의 충격을 배제했을 때 환율변동이 총수출, 일반기계 및 전자기계 중간재의 경우 수출증가의 효과를 가지지만 운송장비 및 정밀기계 중간재의 경우 수출에 대한 효과를 가지지 않는다고 할 수 있다. 이러한 분석결과는 글로벌 금융위기 이전과 이후를 포함하는 전체 표본기간을 대상으로 한 분석결과와 정반대되는 결과인 것이다. 이것은 글로벌 금융위기 이전의 경우 기계류 중간재의 수출이 예측할 수 없는 환율변동에 대해 덜 민감하게 반응하였다는 것을 의미한다. 그 이유는 기계류 중간재를 생산하는 기업들이 글로벌 생산네트워크를 통하여 최종재 생산에 필요한 중간재를 수입하여 사용하게 됨에 따라 중간재 환율변동 위험의 악영향이 감소되었기 때문이라고 해석할 수 있다.<sup>8)</sup>

〈표 9〉 패널 FMOLS 추정결과: 글로벌 금융위기 이전

변수	총수출	수출	수출	수출	수출
		(일반기계)	(전자기계)	(운송장비)	(정밀기계)
GARCH 환율변동을 사용하는 경우					
외국소득	1.529a (15.278)	0.970a (6.257)	1.382a (14.222)	2.453a (10.057)	4.236a (14.475)
상대가격	-1.400a (-9.536)	-1.025a (-4.506)	-1.243a (-8.720)	-0.039 (-0.109)	-3.553a (-8.274)
환율변동	18.043b (3.279)	26.690b (3.131)	11.587b (2.169)	29.297b (2.185)	27.680c (1.720)
R-square	0.958	0.886	0.964	0.849	0.891
국가별 관찰수	91	91	91	91	91
총관찰수	813	813	813	813	813

가졌으나 모두 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타내었다.

8) 이러한 분석결과는 본 연구와 유사한 연구를 수행한 Turkcan and Ates(2009)의 주장에 의해 뒷받침 될 수 있다. 그들은 자동차 부품소재와 같은 중간재 수출이 최종재 수출보다 환율변동에 대해 덜 민감하게 반응한다는 사실을 발견하였다.

변수	총수출	수출	수출	수출	수출
		(일반기계)	(전자기계)	(운송장비)	(정밀기계)
<b>MASD 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	1,575a (14,889)	0,973a (6,004)	1,399a (13,651)	2,519a (9,840)	4,390a (14,264)
상대가격	-1,820a (-8,947)	-0,866a (-3,834)	-1,192a (-8,342)	0,098 (0,276)	-3,845a (-8,123)
환율변동	2,174 (1,157)	2,187 (0,760)	0,564 (0,310)	3,937 (0,866)	4,570 (5,465)
R-square	0,958	0,882	0,963	0,847	0,890
국가별 관찰수	91	91	91	91	91
총관찰수	813	813	813	813	813
<b>SD-12M 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	1,553a (15,474)	1,014a (6,530)	1,396a (14,383)	2,499a (10,285)	4,274a (0,291)
상대가격	-3,366a (-9,289)	-0,985a (-4,330)	-1,220a (-8,587)	0,028 (0,078)	-3,512a (-8,212)
환율변동	9,146a (2,694)	17,173a (3,269)	4,764a (1,451)	13,538a (1,647)	15,379 (1,562)
R-square	0,958	0,883	0,963	0,848	0,891
국가별 관찰수	91	91	91	91	91
총관찰수	813	813	813	813	813

주 : 회귀계수값의 첨자 a, b, c는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하고, ( )는 t-검정값을 나타냄

〈표 9〉는 패널 FMOLS 검정기법을 이용하여 환율변동의 기계류 중간재의 수출에 대한 효과를 분석한 결과를 보여주고 있다. DOLS 검정기법을 이용하여 분석한 결과와 유사하나 수출에 미치는 환율변동의 긍정적인 효과가 더 강하게 나타나고 있음을 알 수 있다. GARCH와 SD-12M 변동의 경우 1%의 환율변화가 정밀기계를 제외하고 4.76~29.30%의 수출증가의 효과를 가진다는 것을 알 수 있다. 정밀기계 중간재 산업의 경우 GARCH 환율변동과 수출과는 통계적으로 유의한 관계가 없음을 보여주고 있다.

〈표 10〉은 DOLS 패널회귀분석 기법을 사용하여 2008년 글로벌 금융위기 이후의 환율변동 효과에 대한 분석결과로서 MASD 환율변동과 운송장비 및 정밀기계 중간재 수출 간의 관계를 제외한 모든 부품소재 산업에서 환율변동의 1%의 변화가 5.69~23.33% 수출을 감소시키는 것으로 나타내고 있다. 이는 전체 표본기간을 대상으로 한 분석결과는 유사하나 글로벌 금융위기 이전의 회귀분석과는 정반대의 결과로서 환율변동이 수출에 부정적인 영향을 미침에 있어서 글로벌 금융위기가 핵심원인이었다는 것을 추론할

수 있다. 즉 글로벌 금융위기의 충격으로 인해 환율변동의 불확실성이 크게 발생하게 되고 이로 인해 환율변동의 위험을 회피하기 위한 헤징이 가능하지 않거나 헤징을 위한 비용이 크게 증가되어 기업의 수출이익이 줄어들었기 때문이라고 할 수 있다.

〈표 10〉 패널 DOLS 추정결과: 글로벌 금융위기 이후

변수	총수출	수출	수출	수출	수출
		(일반기계)	(전자기계)	(운송장비)	(정밀기계)
<b>GARCH 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	0.574a (3.248)	0.835a (5.224)	0.615a (2.794)	1.519a (8.170)	0.157 (0.383)
상대가격	0.009 (0.033)	-0.623b (-2.433)	0.150 (0.669)	-1.526a (-4.972)	1.274c (1.918)
환율변동	-15.557a (-5.932)	-5.693b (-2.315)	-19.089a (-5.821)	-5.624b (-2.079)	-19.680a (-3.168)
R-square	0.959	0.941	0.942	0.973	0.911
국가별 관찰수	82	81	82	81	81
총관찰수	721	721	721	721	721
<b>MASD 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	0.295 (1.341)	0.558b (3.050)	0.247 (0.873)	1.511a (7.044)	0.588 (1.227)
상대가격	-0.068 (-0.234)	-0.520b (-2.113)	0.079 (0.212)	-1.618a (-5.543)	0.658 (1.008)
환율변동	-8.140c (-5.718)	-4.415b (-3.723)	-10.191a (-5.586)	-2.134 (-1.543)	-3.255 (-1.039)
R-square	0.955	0.939	0.935	0.973	0.907
국가별 관찰수	82	81	82	81	81
총관찰수	721	725	722	722	721
<b>SD-12M 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	0.642a (3.606)	0.813a (5.362)	0.750a (3.430)	1.442a (8.098)	0.408 (1.022)
상대가격	-0.156 (-0.562)	-0.629a (-2.594)	-0.083 (-0.240)	-1.396a (-4.826)	1.090c (1.734)
환율변동	-21.566a (-5.364)	-8.994a (-2.732)	-23.331a (-4.802)	-11.643a (-3.032)	-21.653b (-2.481)
R-square	0.958	0.940	0.939	0.972	0.909
국가별 관찰수	82	81	81	81	82
총관찰수	718	724	721	722	722

주 : 회귀계수값의 첨자 a, b, c는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하고, ( )는 t-검정값을 나타냄

〈표 11〉 패널 FMOLS 추정결과: 글로벌 금융위기 이후

변수	총수출	수출	수출	수출	수출
		(일반기계)	(전자기계)	(운송장비)	(정밀기계)
<b>GARCH 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	0.493b (2.581)	0.740a (4.869)	0.492b (2.023)	1.565a (9.337)	0.202 (0.550)
상대가격	0.213 (0.735)	-0.547b (-2.374)	0.462 (1.253)	-1.607a (-6.323)	1.613b (2.898)
환율변동	-18.617a (-7.943)	-8.027a (-4.310)	-23.140a (-7.761)	-4.010c (-1.951)	-19.818a (-4.402)
R-square	0.934	0.929	0.906	0.969	0.897
국가별 관찰수	82	82	82	82	82
총관찰수	730	730	730	730	730
<b>MASD 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	0.048 (0.209)	0.428b (2.376)	-0.052 (-0.177)	1.451a (7.126)	0.348 (0.770)
상대가격	0.282 (1.000)	-0.391c (-1.751)	0.516 (1.433)	-1.571a (-6.227)	1.221 (2.180)
환율변동	-10.762a (-7.460)	-5.683a (-4.984)	-13.370a (-7.257)	-2.500c (-1.938)	-5.403c (-1.887)
R-square	0.937	0.932	0.911	0.969	0.891
국가별 관찰수	82	82	82	82	82
총관찰수	730	730	730	730	730
<b>SD-12M 환율변동을 사용하는 경우</b>					
외국소득	0.719b (3.848)	0.810a (5.613)	0.794b (3.335)	0.580a (9.958)	0.520 (1.473)
상대가격	-0.109 (-0.378)	-0.652b (-2.930)	0.034 (0.093)	-1.630a (-6.644)	1.156b (2.121)
환율변동	-20.397a (-6.610)	-9.495b (-3.983)	-24.780a (-6.301)	-5.076a (-1.935)	-18.637b (-3.198)
R-square	0.929	0.928	0.899	0.968	0.893
국가별 관찰수	82	82	82	82	82
총관찰수	730	730	730	730	730

주 : 회귀계수값의 첨자 a, b, c는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하고, ( )는 t-검정값을 나타냄

〈표 11〉은 패널 FMOLS 검정기법을 사용하여 글로벌 금융위기 이후의 환율변동이 수출에 미치는 효과에 대한 분석결과로서 DOS 패널검정과 전체적으로 유사한 결과를 나타내고 있으나 환율변동의 부정적인 효과가 대부분의 범주에서 더 크게 나타나고 있다. 즉 GARCH 환율변동의 경우, DOLS 검정에 비해 총수출, 전자기계 및 정밀기계

산업에서 환율변동의 수출에 대한 부정적인 효과가 더 크게 나타나고 일반기계 및 운송장비 산업에서는 환율변동의 부정적 효과가 다소 감소되는 결과를 보여주고 있다. MASD 환율변동의 경우, 모든 기계류 중간재 산업에서, SD-12M 환율변동의 경우, 총수출, 일반기계 및 전자기계 중간재 산업에서 환율변동의 부정적인 효과가 더 크고, 정밀기계 산업에서는 환율변동의 효과가 다소 감소되고 있으나 운송장비 산업에서는 환율변동의 부정적인 효과가 상당히 감소되는 결과를 보이고 있다.

## V. 결론

본 연구에서는 Pedroni(1999)가 제안한 계량분석기법을 사용하여 한국과 동아시아 교역상대국 간의 2001년 1월~2015년 6월 기간 동안 환율변동이 기계류 중간재의 수출에 미치는 영향을 분석하였다. 환율변동성을 측정하는 변수로서 어떤 측정방법을 사용하느냐에 따라 환율의 변동성이 무역에 미치는 영향에 대한 결론에 커다란 영향을 미칠 수 있으므로, 본고에서는 GARCH를 이용한 측정방법, 이동평균 표준편차를 이용한 측정방법, 12개월 고정평균 표준편차를 이용한 측정방법 등의 다양한 대용변수를 사용하여 분석하였다.

전통적으로 널리 사용되는 수출함수를 사용하여 환율의 변동성과 수출 간의 관계를 추정한 결과, 변수들 간에 장기적으로 안정적인 관계를 갖는 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다. DOLS 및 FMOLS 패널검정 기법을 사용하여 환율의 변동성이 수출에 미치는 영향을 분석한 결과는 글로벌 금융위기의 영향의 고려 여부에 따라 상이하게 나타났다. 우선 글로벌 금융위기를 포함하는 전체 표본에 대한 분석의 경우 외국소득은 대부분의 범주에서 통계적으로 유의미하게 수출을 증가시키고 있으나 상대가격은 대부분의 범주에서 수출에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 본 연구의 분석모형에서 핵심적 변수인 환율의 변동성은 총수출 및 일반기계, 전자기계, 운송장비 등의 중간재 산업의 수출에 부정적 영향을 미치고 있으나 정밀기계 중간재 산업의 수출에 대해서는 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율변동성의 대용변수 중에서 환율변동이 수출에 미치는 영향이 가장 큰 형태는 GARCH 환율변동성으로서 패널 DOLS 검정의 경우 환율변동성의 1% 표준편차의 변화가 총수출 및 일반기계, 전자기계, 운송장비 등의 중간재 산업에서 5.15~11.80% 수출을 감소시키고 정밀기계 중간재 산업에서는 수출을 15.15% 증가시키는 것으로 나타났다.



그러나 분절된 표본에 대한 분석에서 글로벌 금융위기 이전의 경우 외국소득은 모든 범주에서 수출을 증가시키는 결과를 보여주고 있으나 상대가격의 회귀계수 값이 대부분의 범주에서 음(-)의 예상된 부호를 보이면서 수출에 부정적인 영향을 준 것으로 나타났다. 환율의 변동성은 대부분의 범주에서 총수출 및 일반기계, 전자기계, 전자기계 등의 중간재 수출에 긍정적인 영향을 미치지만 정밀기계 중간재 산업의 수출에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 환율변동성의 대응변수 중에서 GARCH 환율변동성의 변수는 총수출 및 일반기계, 운송장비 등의 중간재 산업에서, SD-12M 환율변동성의 변수는 일반기계 및 전자기계 등의 중간재 산업에서 수출에 긍정적 영향을 미치지만 MASD 환율변동성의 변수는 수출에 영향을 미치는 않는 것으로 나타났다. 정밀기계 중간재 수출에 대해서는 모든 범주에서 환율의 변동성의 유의미한 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 환율변동성의 대응변수 중에서 GARCH 환율변동성이 수출에 미치는 영향이 가장 크며 환율변동성의 1% 표준편차가 총수출 및 일반기계, 운송장비 등의 중간재 산업의 수출을 14.77~32.32% 증가시키는 것으로 나타났다.

글로벌 금융위기 이후의 경우 외국소득 및 상대가격의 변수는 글로벌 금융위기 이전의 검정결과와 유사하나 환율변동성이 수출에 미치는 영향은 정반대의 결과를 보여주고 있다. 즉, 환율의 변동성이 거의 모든 범주에서 총수출 및 모든 기계류 중간재 산업의 수출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 정밀기계 중간재 산업의 경우 글로벌 금융위기 이전에는 환율의 변동성이 수출에 유의한 영향을 주지 않았으나 글로벌 금융위기 이후에 수출에 부정적이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율변동성의 대응변수 중에서 SM-12M 환율변동성이 수출에 미치는 영향이 가장 크고 환율변동성의 1% 표준편차의 변화가 8.99~23.33% 수출을 감소시키는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 기계류 중간재의 수출에 미치는 환율변동성의 효과에 있어서 글로벌 금융위기의 충격이 환율의 불확실성을 크게 증가시켰을 뿐만 아니라 이것이 기업의 무역활동에 미치는 영향이 크다는 것이다. 즉 글로벌 금융위기 이전에는 글로벌 생산세어링을 통한 외국으로부터의 기계류 중간재의 수입이 증가하거나 선물환 거래 등 다양한 환헤지 수단을 활용함으로써 환율의 불확실성이 감소되고 그에 따라 수익창출을 예상한 국내기업의 무역거래가 증가되었기 때문에 환율의 변동성이 기계류의 중간재 수출에 긍정적인 영향을 준 것으로 해석할 수 있다. 그러나 글로벌 금융위기 이후에는 이와는 반대로 환율의 변동성이 기계류 중간재의 수출에 부정적인 영향을 미친 것은 이 기간에 환율의 변동성이 크게 증대되어 기업들의 환위험관리 수단에 의해 환율의 불확실성을 줄이는데 한계를 가질 수밖에 없고 그에 따라 수익의 불확실성을 예상한 위험기피적인 기업이 무역거래를 감소시킨 결과라고 해석할 수 있다.

## 참고문헌

- 김종구(2007), “실질실효환율 변동성이 우리나라 상품수지와 여행수지에 미치는 영향,” 「무역학회지」, 제32권, 제1호, pp.195-209.
- 모수원·김창범(2001), “환율변동성과 무역흐름,” 「무역학회지」, 제26권, 제2호, pp.199-217.
- 박상준(2001), “환율변동성이 우리나라 수출에 미치는 영향의 분석,” 「한국경제의 분석」, 제17권, 제3호, pp.179-213.
- 조우길(2002), “동북아 국가의 최근 환율행태와 수출입에 미치는 영향”, 「국제통상연구」, 제7권, 제2호, pp.1-17.
- 전선애 (2013), “환율의 변동성이 국제무역에 미치는 영향: ARDL Bounds 검정 이용,” 「여성경제연구」, 제10집, 제1호, pp.133-164
- 최봉호·이재득(2006), “환율변동성의 무역수지에 대한 영향,” 「국제통상연구」, 제11권, 제3호, pp.67-86.
- Akhtar, M.A. and Hilton, R.S.(1984), “Effects of Uncertainty on German and US Trade,” Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, pp.7-16.
- Arize, A.C., Osang, T. and Slottje, D.J.(2008), “Exchange-rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade,” *International Review of Economics and Finance*, Vol.17, pp.33-44.
- Avsar, V. and Turkcan, K.(2013), “Exchange Rate and U.S. Auto-industry Exports: A Panel Cointegration Approach,” *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol.3, No.4, pp.772-787.
- Baak, S.J., Al-Mahmood, M.A. and Vixathep, S.(2007), “Exchange Rate Volatility and Exports from East Asian Countries to Japan the USA,” *Applied Economics*, Vol.39, pp.947-959.
- Bahmani-Oskooee, M. and Hegerty, S. W.(2008), “Exchange Rate Risk and U.S.-Japan Trade: Evidence from Industry Level Data,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.22, pp.518-534.
- Bahmani-Oskooee, M., Hegerty, S.W. and Zhang R.(2014), “The Effects of Exchange-rate Volatility on Korean Trade Flows: Industry Level

- Estimates,” *Economic Papers*, Vol.33, No.1, pp.76–94.
- Bustaman, A. and Jayanthakumaran, K.(2007), “The Impact of Exchange Rate Volatility on Indonesia's Exports to the USA: An Application of ARDL Bounds Testing Procedure,” *International Journal of Applied Business and Economic Research*, Vol.5, No.1, pp.1–21.
- Canzoneri, M.B., Clark, P.B., Glaessner, T.C. and Leahy, M.P.(1984), “The Effects of Exchange Rate Variability on Output and Employment,” *International Finance Discussion Papers*, No. 240.
- Chit, M.M.(2008), “Exchange Rate Volatility and Exports: Evidence from the ASEAN–China Free Trade Area,” *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol.6, No.3, pp.61–77.
- Chit, M.M., Rizov, M. and Willenbockel, D.(2010), “Exchange Rate Volatility and Exports: New Empirical Evidence from the Emerging East Asian Economies,” *The World Economy*, Vol.33, No.2, pp.239–263.
- Choudhry, T.(2005), “Exchange Rate Volatility and the United States Exports: Evidence from Canada and Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.19, pp.51–71.
- Chowdhury, A.R.(1993), “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error–Correction Models,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.75, pp.700–706.
- Cushman, D.D.(1988), “U.S. Bilateral Trade Flow and Exchange Risk during the Floating Period,” *Journal of International Economics*, Vol.24, pp.317–330.
- De Grauwe, P.(1988) “Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade,” *IMF Staff Papers*, Vol.35, pp.63–84
- Erdem, E., Nazlioglu S. and Erdem C.(2010), “Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade: Panel Cointegration Analysis for Turkey,” *Agricultural Economics*, Vol.41, pp.537–543.
- Franke, G.(1991), “Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.10, No.2 pp.292–307.
- Gros, D.(1987), “Exchange Rate Variability and Foreign Trade in the

- Presence of Adjustment Costs,” Working Paper No. 8704.
- Hooper, P. and Kohlhagen, S.W.(1978), “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade,” *Journal of International Economics*, Vol.8, No.4, pp.483–511.
- Hooy, C.W. and Baharumshah A.Z.(2010), “Exchange Rate Volatility and Trade Flows of East Asian EMES,” *PROSIDING PERKEM V, JILID* Vol.1, pp.263–277.
- Kimura, F. and Obashi, A.(2010), International Production Networks in Machinery Industries: Structure and Its Evolution, ERIA Discussion Paper Series, ERIA-DP-2010-09, Economic Research Institute for ASEAN and East Asia, pp.1–78.
- Kumar, R. and Dhawan, R.(1991), “Exchange Rate Volatility and Pakistan's Exports to the Developed World, 1974–85,” *World Development*, Vol.19, No.9, pp.1225–1240.
- Lastrapes, W.D. and Koray F.(1990), “Exchange Rate Volatility and US Multilateral Trade Flows,” *Journal of Macroeconomics*, Vol.12, No.3, pp.341–362.
- Nazlioglu, S.(2013), “Exchange Rate Volatility and Turkish Industry–Level Export: Panel Cointegration Analysis,” *Journal of International Trade & Economic Development*, Vol.22, No.7, pp.1088–1107.
- Omojimite, B.U. and Akpokodje, G.(2010), “A Comparative Analysis of the Effect of Exchange Rate Volatility on Exports in the CFA and Non–CFA Countries of Africa,” *Journal of Social Science*, Vol.24, No.1, pp.23–31.
- Ozturk, I and Kalyoncu, H.(2009), “Exchange Rate Volatility and Trade An Empirical Investigation from Cross–country Comparison,” *African Development Review*, Vol.21, No.3, pp.499–513.
- Poon, W.C. and Habibullah, M.S.(2005), “Exchange Rate Volatility and Exports for Selected East Asian Countries: Evidence from Error Correction Model,” *ASEAN Economic Bulletin*, Vol.22, No.2, pp. 152–182.
- Sato, K., Shimizu, J., Shrestha, N. and Zhang, S.(2016), “Industry–Specific

- Exchange Rate Volatility and Intermediate Goods Trade in Asia,” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.63, No.1, pp.89–109.
- Sercu, P. and Vanhulle, C.(1992), “Exchange Rate Volatility, International Trade and the Value of Exporting Firm,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.16, No.1, pp.152–182.
- Serenis, D. and Tsounis, N.(2014), “Exchange Rate Volatility and Aggregate Exports: from Two Small Countries,” *ISRN Economics*, Vol.2014, Article ID 839380, pp. 1–10.
- Serenis, D. and Tsounis N.(2013), “Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: The Case for Cyprus and Croatia,” *Procedia Economics and Finance*, Vol.5, pp.677–685.
- Tang, H.C.(2011), “Intra-Asia Exchange Rate Volatility and Intra-Asia Trade: Evidence by Type of Goods,” ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration No. 90, Asian Development Bank.
- Tanrayen-Ragoobur, V. and Emamdy N.(2010), “Does Exchange Rate Volatility Harm Exports? Evidence from Mauritius,” *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Science*, Vol.2, No.3, pp.146–155.
- Thorbecke, W.(2008), “The Effect of Exchange Rate Volatility on Fragmentation in East Asia: Evidence from the Electronics Industry,” *Journal of the International Economics*, Vol.22, pp.535–544.
- Thurby, J.G. and Thurby, M.C.(1987), “Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis and Exchange Rate Risk,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.69, pp.488–495.
- Zakaria, Z.(2013), “The Relationship between Export and Exchange Rate Volatility: Empirical Evidence Based on the Trade between Malaysia and its Major Trading Partners,” *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking*, Vol.2, No.2, pp.668–684.

# The Impact of Exchange Rate Volatility on Korea's Exports of Machinery Intermediate Goods to East Asian Countries: Around Global Financial Crisis

Moon-Hyun Jung

---

## Abstract

The purpose of this paper is to investigate the impact of exchange rate volatility on the export of Korean machinery intermediate goods to East Asian countries using the export demand model. In order to secure the validity of the estimation of the exchange rate volatility for the export of machinery intermediate goods, various methods of volatility measurement are used including the GARCH model, the moving average standard deviation and the 12-month fixed average standard deviation. The long-term relationship between variables was analyzed by applying the panel cointegration tests and DOLS & FMOLS panel estimations. Analysis results found that prior to the global financial crisis in 2008, the total exports of machinery and exchange rate volatility positively affect the exports of intermediate goods such as general machinery, electronic machinery and transportation equipment, but did not affect the exports of precision machinery intermediate goods. After the global financial crisis, however, exchange rate volatility negatively affected total exports and the exports of all machinery intermediate goods. When analyzing the period before and after the global financial crisis, it had a positive impact on exports of precision machinery intermediate goods and a negative effect on total exports and the exports of other machinery intermediate goods.

---

(Key Words) Exchange Rate Volatility, Machinery Intermediate Exports, Global Financial Crisis, Panel Cointegration Analysis