

# 제품차별화적 산업특성을 중심으로 하는 환율변동성의 한국교역에 대한 영향

김도연\* · 성태윤\*\*

**논문초록** | 본 연구에서는 먼저 환율변동성의 영향이 한국이 선진산업국가와 교역하는 경우와 아시아 지역 내부국가와 교역하는 경우에 차이가 있을 수 있다는 사실을 보고한다. 그 결과 선진산업국가와의 교역에 있어서는 교역상대국의 대원화 환율변동성이 유의하게 음(-)의 영향을 주는 반면에 아시아 내부 지역 국가와의 교역에 있어서는 통계적으로 유의한 환위험을 발견하지 못한다. 그런데 환율변동성이 교역에 미치는 영향이 이와 같이 다르게 나타나는 측면은 제품차별화적 산업 특성과 밀접하게 연관되어 있는 것으로 분석된다.

**핵심 주제어:** 제품차별화, 환율변동성, 교역

**경제학문헌목록 주제분류:** L6, F1

\* KAIST 테크노경영대학원 박사과정, e-mail: [purpplin@business.kaist.ac.kr](mailto:purpplin@business.kaist.ac.kr)

\*\* 교신저자, 연세대학교 상경대학 경제학부 교수, e-mail: [tsung@yonsei.ac.kr](mailto:tsung@yonsei.ac.kr)

## I. 서 론

미국의 달러화 금태환 정지로 브레튼우즈 체제가 무너진 1970년대 이후 주요 선진국들은 기존의 고정환율제도에서 변동환율제도로 전환하였다. 이에 따라 보다 본격적으로 외환 시장에서 수요공급에 따라 환율이 결정되었다. 그리고 그 결과 주요 선진 산업국가들의 통화는 시장에서 보다 자유롭게 유통되는 가운데 외환시장에서의 환율변동은 더욱 커지게 되었다.

한국의 경우는 1980년 1월부터 단일통화 페그 제도를 폐지하고, 복수통화 바스켓 페그 제도를 도입하게 된다. 이후 1990년 3월에는 환율이 외환시장에서 수요와 공급에 의해 결정되도록 시장평균환율제도를 도입하였다. 그리고 지속적으로 일일 환율 변동폭에 대한 제한을 완화함으로써 환율의 흐름이 시장에 의해 결정되도록 유지하려는 노력을 기울였다. 그러나 환율 변동폭에 대한 제한이 점차 완화되기는 하였으나, 기본적으로 변동폭 제한 자체는 없어지지 않았고 환율은 사실상 정부의 지속적인 관리 하에 유지되고 있었다. 그러나 1997년 말 외환위기에 봉착하면서 한국 정부는 IMF의 권고에 따라 자유변동환율제도를 채택하게 되었고, 이후에 환율이 시장의 수급에 의해서 보다 자유롭게 변동하면서, 이전에는 경험하지 못했던 자유로운 환율의 변동을 경험하게 되었다.

이와 같이 환율의 변동이 커지게 되면서 국내외의 많은 경제학자들은 환율 변동폭의 증대가 국가나 기업의 경제에 미치는 영향에 대해 연구하기 시작하였다. 그 중에서도 환율의 변동이 가장 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 부분은 국가 간의 교역일 것이다. 환율의 변동 폭이 커짐으로 인해, 국제거래에 있어서 위험과 불확실성이 증가하게 되고, 그에 따라 국제교역의 규모가 줄어들지 않을까 하는 우려가 이미 제기되었으며, 이에 관한 연구가 활발히 진행되어 왔다. 즉, 국가 간의 교역 규모를 결정하는 설명변수로 환율의 변동을 고려한 것이다.

먼저 본 연구에서는 한국의 전체적인 교역에 대한 환율변동성의 영향보다는, 그러한 영향이 한국이 선진산업국가와의 교역하는 경우와 아시아 지역 내부국가와 교역 하는 경우에 따른 차이가 있을 수 있다는 사실에 관심을 둔다. 그 결과, 본 논문은 선진산업국가와의 교역에 있어서는 교역상대국의 대원화 환율변동성이 크게 작용하지만, 아시아 내부 지역의 국가와의 교역에 있어서 통계적으로 유의한 환위험은 발견하지 못하였다는 사실을 보고한다. 또한 교역상대국과 한국의 대미달러 환

율변동성을 이용하는 경우도 역시 선진국과의 교역에서는 영향력이 발견되지만 아시아 지역 내부 국가들과의 교역에서는 영향력을 없는 것으로 나타난다. 즉, 환율변동성의 국가 간 교역에 대한 영향은 한국이 어떤 국가들과 교역을 하는지에 따라 다르게 나타난다는 것이다. 또한 교역상대국의 대원화 환율변동성이 미치는 유의한 효과도 상대방 국가와 달러화와의 환율의 변동성이 주는 영향으로 주로 해석될 수 있으며, 원화의 달러화에 대한 환율변동성은 큰 설명력이 없다는 사실도 보인다.

그런데 본 연구에서는 특히 이러한 차이가 교역 대상제품의 산업부문 내 차별화 정도와 밀접하게 연관되어 있다는 측면을 제시한다. 이와 관련하여, 한국이 선진산업국가와 교역하는 경우에 있어서는 제품차별화의 정도가 큰 제품을 주로 수입하고 상대적으로 수입품에 비하여 수출품이 제품차별화 정도가 낮은 것으로 나타난다는 사실을 보고한다. 반면에 아시아 역내 국가와 교역하는 경우에 있어서는 제품차별화의 정도가 낮은 제품을 주로 수입하고 상대적으로 수입품에 비하여 수출품의 제품차별화 정도가 높은 것으로 나타난다.

따라서 수출품이 보다 차별화된 경우와 수입품이 보다 차별화된 경우로 산업부문을 구분한 분석도 시도한다. 분석결과 수출품이 보다 차별화된 경우에 대한 분석은 아시아 국가들과의 교역을 분석한 결과와 어느 정도 유사한 결과를 나타내며, 수입품이 보다 차별화된 경우에 대한 분석은 선진산업국가와의 교역에 대한 분석과 비교적 유사하게 나타난다. 따라서 제품차별화적 특성에 초점을 두는 경우, 선진산업국가와 아시아 역내 국가와의 교역을 구분한 경우에서 이미 지적한 바와 같이, 환율변동성이 교역에 미치는 영향의 대부분은 상대 국가와 달러화의 환율변동성과 관련된 것으로 파악된다. 그런데 제품차별화를 기준으로 하는 분석에서 특히 특징적인 것은 수출품의 제품차별화 정도가 수입품의 그것보다 높은 경우에는 상대국 통화와 달러화와의 환율에 대한 변동성이라고 하더라도 교역에 별 다른 영향을 미치지 못한다는 사실이다. 그리고 이러한 측면은 차별화된 제품을 수출하는 것이 교역이 환율변동성 위협에 노출되는 것을 줄일 수 있다는 측면에서 정책적인 함의도 담고 있다.

본 연구의 목적은 환율의 변동이 교역량에 미치는 영향을 보다 정밀하게 측정하고, 그것이 가지는 산업적 의미를 파악하기 위한 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 한국의 대외 무역 패널 데이터를 대상으로 중력모형을 도입하고 이를 바탕으로 실증분석을 수행한다. II장에서는 기존 문헌을 고찰하고, III장에서는 실증 분석의 이

론적 배경이 되는 기본 모형에 대해서 살펴보고, IV장에서는 실증 분석의 결과에 대해서 논의한다. 마지막으로 V장에서는 실증 분석의 결과가 의미하는 바와 관련하여 결론을 제시한다.

## II. 기존 문헌연구

환율의 불안정성이 국가간의 교역에 미치는 영향에 대해서 분석한 연구들의 대부분은 크게 두 가지 추세로 분류될 수 있다. 첫 번째로는, 환율의 변동폭이 커질수록 국가 간의 교역량이 감소한다는 결론을 보고하는 연구들이다. 환율의 변동으로 인해 환위험이 발생하고, 이러한 환위험이 교역상의 거래를 저하시킨다는 것이다. 두 번째 부류는 환율의 변동 자체가 교역에 미치는 영향에 대해서 일관적인 결론을 도출하기 어렵다는 연구들이다. 이 경우에는, 첫 번째 부류의 연구들과는 반대로, 환위험의 증가가 오히려 교역량을 증가시킬 수도 있다는 결론을 이론적으로 증명해 낸 연구도 있으며, 실증적으로도 환율의 변동과 교역량의 상관관계가 존재하지 않음을 밝혀낸 연구도 있다.

이상에서 언급한 첫 번째 부류의 연구로서 Ethier (1973)의 경우를 들 수 있다. 이후에 Brodsky (1984) 등은 모형을 발전시켜 환율 변동이 교역상의 거래를 저하시킬 수 있다는 결론을 제시하는 이론적 체계를 확립하였다. 기본적 논리는 교역에 직접적으로 관여하는 수출입 업자들이 위험기피자라고 가정하였을 때 환위험을 제거하기 어렵다면 환율 변동의 증가는 교역상의 거래를 감소시키게 된다는 것이다. 또한 이러한 환위험이 기업의 가치에 영향을 미치는가에 대한 연구 역시 이루어졌다. 이러한 연구로는 예를 들어, Doukas, Hall and Lang (1999), Di Iorio and Faff (2002) 등을 들 수 있다. 하지만 실제로 많은 기업들이 환위험을 제거하기 위해 헷징을 비롯한 다양한 노력을 기울이고 있음에도 불구하고 헷징의 효과에 대해서는 명확한 연구 결과가 아직 보고되지 않고 있다. 또한 헷징에 드는 비용이 적지 않기 때문에 환위험 제거 노력은 대체로 대기업들에 의해 이루어지고 있고, 대부분의 중소기업들은 환위험을 그대로 떠안고 있는 것으로 파악된다.<sup>1)</sup> 따라서 기업이 위험을 기피하는 입장이라면, 환위험이 커질수록 환율의 영향을 크게 받는 교역에

1) 특히 한국의 경우를 중심으로 이러한 측면을 보고한 것으로는 Kim and Sung (2005) 참조.

있어서 소극적일 수밖에 없는 것이다. 더 나아가, Demers(1991)는 무역업자들이 위험기피자라는 가정이 없더라도 환위험이 교역을 감소시킬 수 있다는 결론을 이론적으로 제시하였다. 환율의 변동이 커지게 되면 그에 따라 가격에 대한 불안정성이 생겨나고, 그것은 수요에 대한 예측을 어렵게 하기 때문에 교역을 위축시킨다는 것이다.

많은 실증분석들이 이와 같은 이론적인 예측을 뒷받침하고 있다. 예를 들어, Arize(1996), Arize(1997), Arize, Osang and Slottje(2000), Arize, Osang and Slottje(2006)는 각각 유럽 8개국, 7개 선진국, 13개 개발도상국, 남미 8개국을 대상으로 하는 실증 분석에서 환율 변동성이 교역량에 부(-)의 영향을 미친다고 보고하였다. 이와 비슷하게 Chowdhury(1993), Cushman(1983), Dell'Ariccia(1999)는 각각 G7 국가, 14개 선진국, 유럽 연합(EU) 국가를 대상으로 하여 유사한 결과를 제시하였다. 또한 실증 분석 방법론에도 변화를 주어 보다 정밀한 분석을 시도한 경우도 있는데, 여기에서도 유사한 결론을 도출한 경우들이 있다. 예를 들면, Koray and Lastrapes(1989), Koray and Lastrapes(1990)은 VAR 모형을 도입해서 미국의 교역에 대해 분석했고, Kroner and Lastrapes(2002), Pozo(1992)는 GARCH 모형에서 도출된 환율의 변동성을 이용하여 각각 미국의 수출입, 영국과 미국 간의 교역에 대해 분석하였다. 그리고 국가 간의 교역을 산업별로 나누어 분석을 하기도 했는데, Byrne, Darby and MacDonald(2006), Cheong, Mehari and Williams(2005)는 각각 미국과 영국의 산업별 교역에 대해 실증 분석을 시도하였다.

국내에서도 유사한 연구가 많이 이루어졌는데, 예를 들면, 이우리·김기홍(1994), 김규한(1996), 모수원(1996), 모수원·기성래(1996), 조우길(2000), 모수원·김창범(2001) 및 조병택·고민창(2005) 등의 연구가 있다. 주로 한국의 자료를 포함시킨 실증 분석을 통해서 환위험이 교역량에 미치는 부(-)의 영향력을 검증하고 있다. 이우리·김기홍(1994)의 연구에서는 1980년에서 1993년까지의 자료를 사용하여 명목환율의 가변성이 한국의 수출량에 영향을 미친다고 보고하고 있다. 모수원(1996) 및 모수원·기성래(1996)은 한국, 일본, 독일, 프랑스, 캐나다를 대상으로 1973년부터 1990년대 초반까지의 자료를 사용하여 환율의 변동성이 수출입에 부(-)의 영향을 미친다고 보고한다.<sup>2)</sup> 김규한(1996)은 1980년에서 1994

2) 한국의 경우는 1980년부터 1994년까지의 자료를 사용하였고, 캐나다 및 독일은 1973년부터 1994년까지의 자료를 이용한다. 다만 프랑스와 일본은 1973년에서 1993년까지의 자료이다.

년까지의 자료를 이용하여 환율변동의 증대는 수출입 물량을 감소시키는 것으로 보고한다. 이러한 연구에 비하여 좀 더 환율이 변동성을 지니게 된 기간을 포함하도록 조우길(2000)은 1990년에서 1999년까지의 자료를 사용하는데, 이 경우에도 환율의 불안정성이 수입에 부(-)의 영향을 미친다는 사실을 보고한다. 모수원·김창범(2001)에서는 한국에서 환율의 변동성을 지니게 된 기간을 포함하도록 1999년까지로 자료를 좀더 확대하여 환율의 변동성이 수출입에 부(-)의 영향을 미친다는 사실을 확인하고 있다. 조병택·고민창(2005)에서는 1981년에서 2000년까지의 아시아 9개국과 북미 3개국을 포괄하는 상호간 교역 자료에 기초하여 환율 변동성이 교역에 부(-)의 영향을 미친다고 보고하고 있다.

그러나 환율의 변동성이 국가간 교역상의 거래에 미치는 영향에 대한 연구가 항상 일관된 결론으로 이어지는 것은 아니다. Aristotelous(2001)는 110년 동안의 미국과 영국 간 교역에 대해 실증 분석을 한 결과 환율 변동성이나 환율 제도가 교역량과는 무관한 것으로 나타나는 것을 발견하였다. 오히려 환율의 변동성의 증가가 오히려 교역량을 증가시킨다는 결론을 제시한 연구도 있다. 예를 들면, Daly(1997), McKenzie and Brooks(1997)은 각각 일본의 교역과, 독일과 미국 간의 교역에 대한 실증 분석에서 환율의 변동이 교역량에 정(+)의 영향을 미친다고 보고한다. 또한 McKenzie(1998)는 호주의 교역에 대한 실증 분석에서 교역 거래를 산업별로 나누어서 분석했을 때, 산업별로 상반된 결과가 도출된다고 발표하였다.

이와 같은 실증적 발견들을 뒷받침할 수 있는 이론적인 모형을 연구한 것도 있다. 예를 들면 Franke(1991)은 무역업자들이 위험기피자가 아니라는 가정을 통해 환율의 변동이 국제교역을 활성화시킬 수 있다는 결론을 도출해 낸 바 있다. 또한 De Grauwe(1988)는 수출업자가 위험을 기피하는 정도에 따라서 환율의 변동이 교역량에 정(+)의 영향을 미칠 수도, 혹은 부(-)의 영향을 미칠 수도 있다는 결과를 이론적으로 도출하고 있다. Viaene and De Vries(1992)는 평균-분산(Mean-Variance) 모형을 도입하여 환율 변동과 교역량 간의 정(+), 부(-)의 관계를 모두 설명한다. 또한 Broll and Eckwert(1999)는 환율의 변동이 심해질수록 교역으로 인한 잠재적 수익이 더 높아질 수 있다는 점을 보임으로써, 환율의 변동이 수출을 활성화시켜 국제간 거래의 증진을 가져올 수 있다고 보고하고 있다.

이러한 연구들이 혼재하는 상황에서 본 논문은 한국의 경우에 보다 초점을 두고 분석을 하고자 한다. 특히, 본 논문은 1980년에서 2006년까지의 자료를 사용하여

한국의 경우에 환율의 변동폭이 시기적으로 크게 달랐다는 점을 고려한다. 1980년대에는 환율의 변동폭이 매우 작았고, 1990년대에 들어서 조금씩 변동폭이 커지기는 했지만 여전히 매우 낮은 수준이었다. 그러나 1997년 말 외환위기와 함께 환율 제도를 변경하게 되면서 환율의 변동폭은 급격하게 상승하였고, 이후에 외환위기를 어느 정도 벗어나고 안정을 취하게 된 뒤로는 다시 환율의 변동폭이 작아졌다. 즉, 환율 제도의 변화가 없었던 데이터를 대상으로 분석하게 되면 환율 변동폭의 변화가 미비하기 때문에 그것이 교역에 미치는 영향을 잡아내기 어렵지만, 급격한 제도의 변화를 겪은 데이터를 대상으로 분석하게 되면 환율 변동의 급격한 변화가 일반적으로 교역에 직접적인 영향을 미치기 때문에 보다 명확한 결론을 얻어낼 수 있다는 것이다.

### III. 실증분석의 이론적 배경 모형

#### 3.1. 중력방정식 모형

국가들 사이의 교역량을 결정하는 설명변수를 찾는 노력은 중력방정식(gravity equation)의 적용과 함께 보다 본격적으로 시작되었다. 중력방정식을 이용하여 Tinbergen(1962)과 Linnemann(1966) 등은 두 개 국가 간의 교역량이 양국 국민소득의 크기에 비례하여 증가하고 거리에는 반비례한다는 가설을 검증하였다. 초기에는 실증적 적합도에도 불구하고 이론적 근거의 부족이 지적되기도 하였다. 그러나 Anderson(1979), Helpman and Krugman(1985) 등에 의해 점차 이론적인 체계가 확립되었다.<sup>3)</sup>

특히, 무엇보다도 실증 분석에 있어서 수많은 연구들에 의해 모형의 적합성이 검증되었기 때문에 중력방정식은 두 국가 간의 교역 규모를 설명하는 대표적인 모형으로 발전하게 되었다. 현재 중력방정식은 국가 간의 교역량을 가장 잘 설명하는 모형으로 각광받고 있으며, 많은 연구들이 중력방정식을 도입한 실증 분석을 시도하고 있다.

중력방정식의 기본적인 형태를 살펴보면 다음과 같다:

3) Linnemann(1966)은 양 국가의 인구를 독립변수에 추가하였고, 그 이후의 연구들에서도 인구를 국가의 크기를 나타내는 변수로써 추가한 모형은 다수 발견된다.

$$T_{i,j} = A Y_i^{\beta_{Y_i}} Y_j^{\beta_{Y_j}} D_{i,j}^{\beta_D} \tag{1}$$

방정식 (1) 은 국가  $i$  와 국가  $j$  사이의 교역량을 설명하는 중력방정식이다. 여기에서  $T_{i,j}$  는 국가  $i$  와 국가  $j$  사이의 교역량을 나타낸다.  $Y_i$  와  $Y_j$  는 각각 국가  $i$  와 국가  $j$  의 GDP를 의미하며,  $D_{i,j}$  는 국가  $i$  와 국가  $j$  간의 지리적 거리를 뜻한다.  $A$  는 비례상수이다.

방정식 (1) 을 실증 분석에 응용하기 위해 양변에 로그를 취하면 다음과 같다:

$$\ln T_{i,j} = \ln A + \beta_{Y_i} \ln Y_i + \beta_{Y_j} \ln Y_j + \beta_D \ln D_{i,j} \tag{2}$$

방정식 (2) 에 기초하여 실증 분석을 시도하는 경우, 중력방정식 모형의 기본 개념에 따르면 국가 간의 교역량은 양 국가의 GDP에 비례하고 국가 간의 거리에 반비례한다는 것이므로,  $\beta_{Y_i}$  와  $\beta_{Y_j}$  는 양(+) 의 값을 갖고  $\beta_D$  는 음(-) 의 부호를 가지는 것으로 기대하게 된다.

### 3.2. 환율 변동성이 포함된 실증 분석 모형

본 연구의 목적은 환율의 변동성이 국가 간의 교역에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 따라서 여기서는 중력방정식 모형에 환율의 변동성을 포함시킨 형태를 실증 분석에 사용한다. 방정식 (2) 에 환율의 변동성을 추가하여 새로운 중력방정식 모형이 다음과 같이 구성 된다:

$$\ln T_{i,j} = \ln A + \beta_{Y_i} \ln Y_i + \beta_{Y_j} \ln Y_j + \beta_D \ln D_{i,j} + \beta_V V_{i,j} \tag{3}$$

여기서  $V_{i,j}$  는 국가  $i$  와 국가  $j$  간 환율의 변동성을 의미한다. 방정식 (3) 을 이용하는 실증분석에서  $\beta_V$  가 통계적으로 유의한 값을 갖는지의 여부를 살펴봄으로써 환율의 변동이 국가 간의 교역량에 미치는 영향의 존재를 파악하는 것이다.

$V_{i,j}$  의 측정에 대해서는 Chowdhury(1993), Arize(1996), Aristotelous(2001) 등의 연구에서 사용했던 방법을 따른다.<sup>4)</sup> 즉, 본 연구에서는 환율시계열의 이동표



준편차(Moving Standard Deviation)를 구해 환율의 변동성을 측정한다. 두 국가 사이의 명목 환율을  $Q$ 라 하고,  $t$  시점부터  $t+m-1$  시점까지  $m$  개의 환율 시계열 변동을  $V_t$ 라고 하면, 이는 다음과 같이 도출 된다:

$$V_t = \left[ \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\ln Q_{t+i-1} - \ln Q_{t+i-2})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

본 연구는 각 국가의 연도별 GDP와 교역량 데이터를 바탕으로 분석을 시도한다. 따라서 환율의 변동 역시 연도별로 나누어서 구해야 하는데, 일별 환율 데이터의 1년 간 이동표준편차를 구해 환율의 변동을 측정하였다.

## IV. 실증 분석

### 4.1. 자료

본 연구는 한국의 대외 교역상의 특성에 대해 집중적으로 분석하기 위해, 한국의 주요 교역 상대국 18개국을 연구의 대상으로 하였다.<sup>5)</sup> 대상 국가는 중국, 일본, 미국, 사우디아라비아, 독일, 홍콩, 호주, 아랍 에미리트 연방, 싱가포르, 인도네시아, 말레이시아, 쿠웨이트, 영국, 태국, 이탈리아, 캐나다, 네덜란드, 프랑스 등이다. 본 연구는 한국의 교역에 대해서만 집중하기 때문에 대상 국가 간의 교역에 대해서는 분석하지 않았으며, 연구의 분석 대상은 한국과 각 국가 간의 교역 거래이다.

관련 자료는 통계청에서 제공하는 통계정보시스템(KOSIS)을 이용하였으며 1980년부터 2006년까지의 연도별 수출액과 수입액의 시계열 자료를 사용하였다.<sup>6)</sup> 연도별 총 교역량은 수출액과 수입액의 합으로 계산하였다. 또한 산업별 교역 데이터는 한국 무역협회에서 제공된 것을 이용하였다.<sup>7)</sup> 환율자료는 한국은행에서 제공하는

4) Pozo (1992), 이우리·김기홍(1994), 모수원(1996), 조우길(2000), Kroner and Lastrapes (2002) 등의 연구에서는 GARCH 모형을 이용하여 환율의 변이성을 도출하였다.

5) <표 1>은 분석에 포함된 국가들에 대한 교역 자료를 보고하고 있다.

6) <http://kosis.nso.go.kr/> 참조.

경제통계시스템 (ECOS) 에서 제공된 것을 이용하였으며, 1980년부터 2006년까지의 일별 명목 환율 자료를 사용하였다.<sup>8) 9)</sup> 각 국가의 통화에 대한 대원화 환율과 대미 달러 환율 모두를 분석에 사용하였고, 환율의 변동은 환율 시계열의 이동표준편차를 구함으로써 측정하였다. 두 국가 사이의 거리는 양국의 수도 사이의 거리를 구해 대신하였다. 마지막으로 각 국가의 연도별 GDP 데이터는 국제통화기금(IMF)에서 제공하는 ‘World Economic Outlook Database for April 2007’을 사용하였다.<sup>10)</sup> <표 2>에는 분석에 사용된 변수들의 요약 통계와 상관관계에 대한 정보가 포함되어 있다.

〈표 1〉 2006년 한국의 대외 교역량 데이터 (단위: US 천 달러)

교역 상대 국가	수출액	수입액	합계
중국	69,459,178	48,556,675	118,015,853
일본	26,534,015	51,926,292	78,460,307
미국	43,187,502	33,654,171	76,837,673
사우디 아라비아	2,978,298	20,552,110	23,530,408
독일	10,056,207	11,364,578	21,420,785
홍콩	18,978,863	2,101,252	21,080,115
호주	4,692,086	11,309,398	16,001,484
아랍 에미리트 연방	2,895,994	12,930,857	15,826,851
싱가포르	9,489,300	5,886,680	15,375,980
인도네시아	4,873,523	8,848,554	13,722,077
말레이시아	5,227,178	7,242,466	12,469,644
쿠웨이트	669,623	8,133,477	8,803,100
영국	5,635,119	2,976,539	8,611,658
태국	4,246,113	3,328,403	7,574,516
이탈리아	4,286,259	2,915,557	7,201,816
캐나다	3,620,405	3,091,282	6,711,687
네덜란드	3,609,377	3,025,709	6,635,086
프랑스	3,415,467	3,219,385	6,634,852

7) <http://stat.kita.net/> 참조.  
8) <http://ecos.bok.or.kr/> 참조.  
9) 단, 싱가포르, 말레이시아의 경우는 일별자료가 이용 가능한 1983년 이후 시점부터의 자료를 이용하였고, 중국, 인도네시아, 태국의 경우는 1994년 이후의 자료를 사용하였다. 독일, 이탈리아, 네덜란드, 프랑스의 경우는 1999년부터 유로화 환율을 이용하게 된다.  
10) <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2007/01/data/index.aspx> 참조.

〈표 2〉 변수들에 대한 정보

Panel A: 요약 통계

변수	Obs.	Mean	SD	Min.	Max.
Log (전체 교역량)	438	15.3222	1.2529	12.0544	18.5863
Log (수출액)	438	14.5032	1.3432	11.5828	18.0563
Log (수입액)	438	14.5590	1.3871	7.0622	17.7653
Log (한국GDP)	27	5.6146	0.8259	4.1589	6.7893
Log (상대국 GDP)	438	5.8520	1.6308	2.3820	9.4913
Log (거리)	18	8.6043	0.7283	6.8607	9.3213
환율 변동성 (상대국 통화 / 원화)	438	0.0066	0.0106	0.0005	0.1912
환율 변동성 (원화 / 미국 달러화)	27	0.0035	0.0054	0.0005	0.0240
환율 변동성 (상대국 통화 / 미국 달러화)	411	0.0043	0.0042	0.0000	0.0535

Panel B: 독립변수들 간의 상관관계

Log (한국GDP)	1.0000					
Log (상대국 GDP)	0.2300	1.0000				
Log (거리)	-0.0998	0.0357	1.0000			
환율 변동성 (상대국 통화 / 원화)	0.0825	0.0593	-0.0595	1.0000		
환율 변동성 (원화 / 미국 달러화)	0.2168	0.0644	-0.0423	0.4757	1.0000	
환율 변동성 (상대국 통화 / 미국 달러화)	-0.0591	0.1666	0.0629	0.2903	0.1505	1.0000

4.2. 실증 분석 결과

본 연구는 18개국의 27년간 패널 자료를 대상으로 통계적 분석을 실시하게 된다. 우리가 관심을 갖는 부분은 환율 변동성이 교역량에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지에 대한 분석이므로, 본 연구는 방정식 (3)을 바탕으로 통계적 실증 분석을 시도한다. 중력모형의 통계적 검증은 수많은 연구들에 의해 적합성이 알려져 있으므로  $\beta_{Y_i}$ ,  $\beta_{Y_j}$  및  $\beta_D$ 는 통계적으로 유의하고 이론적으로 예측되는 부호를 가질 것

으로 예상된다. 반면에 여전히 연구들이 일관된 결론을 내리지 못하고 있는  $\beta_V$ 의 통계적 유의성에 대해서 본 연구에서 초점을 두게 된다.

4.2.1. 교역 상대국의 대원화 환율 변동성을 중심으로

〈표 3〉은 각각의 설명변수들이 교역량에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한 Pooled Regression 결과를 나타낸다.<sup>11)</sup> 종속변수에는 총 교역량을 대입하였고, 또한 수출액과 수입액을 나누어 분석한 결과도 제시하였다. 설명변수로는 중력방정식 모형을 설명하는 양 국가의 GDP와 국가 사이의 거리가 포함되고, 환율 변동의 영향을 분석하기 위해 각 교역 상대국가에 대한 대원화 환율의 변동성이 포함된다.

〈표 3〉 대원화 환율 변동성의 효과 (Pooled OLS)

Panel A: 18개 무역 상대국

18개 무역 상대국	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	14.8509*** (31.34)	15.2620*** (28.65)	12.0747*** (19.00)
Log (한국GDP)	0.7403*** (18.58)	0.6247*** (13.95)	0.8132*** (15.21)
Log (교역상대국 GDP)	0.3947*** (20.55)	0.4631*** (21.45)	0.4139*** (16.07)
Log (거리)	-0.6938*** (-15.18)	-0.8083*** (-15.73)	-0.5189*** (-8.46)
환율 변동성 (상대국 통화 / 원화)	-5.3360* (-1.85)	-2.1293 (-0.66)	-10.2237*** (-2.65)
표본수	438	438	438
$R^2$	0.7451	0.7198	0.6259
F 통계량	316.49***	278.15***	181.12***

- 1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
- 2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

11) 데이터가 패널 형태임에도 불구하고 Pooled Regression을 실시한 이유는 자료의 특성에 의해 Pooled Regression 자체가 고정 효과(Fixed Effects)의 성격을 가지고 있기 때문이다. 독립 변수에 포함되어 있는 국가 사이의 거리 변수는 각 국가에 대해서 시계열에 따라 값이 변하지 않기 때문에 각각의 국가를 나타내주는 더미 변수(Dummy Variable)와 유사한 역할을 하게 된다.

Panel B: OECD 회원 9개국

OECD 회원 9개국	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	11.7273*** (17.88)	9.3664*** (14.54)	12.1192*** (16.09)
Log (한국 GDP)	0.4841*** (9.43)	0.3997*** (7.92)	0.5546*** (9.41)
Log (교역상대국 GDP)	0.8040*** (19.49)	0.8715*** (21.51)	0.7817*** (16.51)
Log (거리)	-0.5032*** (-8.48)	-0.3229*** (-5.54)	-0.6536*** (-9.60)
환율 변동성 (상대국 통화 / 원화)	-24.1525*** (-3.04)	-22.4676*** (-2.88)	-24.7823*** (-2.72)
표본수	243	243	243
$R^2$	0.8162	0.8149	0.7886
F 통계량	264.15***	261.97***	222.01***

- 1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
- 2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

Panel C: 아시아 10개국

아시아 10개국	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	10.9913*** (17.59)	17.7551*** (18.37)	1.7607* (1.71)
Log (한국GDP)	0.6347*** (15.32)	0.6956*** (10.85)	0.5126*** (7.50)
Log (교역상대국 GDP)	0.5491*** (17.44)	0.2746*** (5.64)	0.9277*** (17.86)
Log (거리)	-0.2284*** (-3.50)	-1.0419*** (-10.33)	0.6604*** (6.14)
환율 변동성 (상대국 통화 / 원화)	0.5652 (0.28)	2.7522 (0.88)	-3.8258 (-1.15)
표본수	222	222	222
$R^2$	0.8936	0.8015	0.7850
F 통계량	455.68***	219.10***	198.07***

- 1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
- 2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

먼저 Panel A는 한국의 주요 교역 상대국 18개국을 대상으로 분석한 결과를 보여 준다. 예상된 바와 같이, 양 국가의 GDP와 국가 간 거리가 모두 교역량에 통계적

으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나고, 적절한 부호를 가지는 것으로 추정된다. 따라서 중력방정식 모형이 자료에 적합한 결과를 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 추가적으로, 각 국가의 대원화 환율 변동성이 한국과의 교역에 미치는 영향을 살펴보면, 대체로 대원화 환율의 변동성이 교역량에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 총 교역량을 종속변수로 채택한 경우에는 환율의 변동성이 90% 신뢰 수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 수입액만을 종속변수로 채택한 경우에는 환율 변동성 변수의 설명력이 99% 신뢰 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 다만, 수출에 대해서는 환율 변동성이 유의적으로 수출을 감소시킨다는 결과를 얻을 수 없었다.

Panel B와 Panel C는 교역 상대국을 각각 OECD 9개 회원국과 아시아 10개국으로 제한시켜 분석한 결과를 보여준다. 선진산업국가만을 대상으로 했을 때 분석의 결과가 달라지는지, 환율의 변동이 교역에 미치는 효과가 지역적인 특성을 가지는지에 대하여 분석하기 위한 것이다. 우선 중력방정식 모형 자체는 이와 같이 자료를 나누어 분석해도 대부분의 경우에 잘 적용되는 것을 알 수 있다.<sup>12)</sup>

먼저 선진산업국가로서 OECD 회원국을 대상으로 한 Panel B의 결과를 살펴보면 환율 변동성은 매우 높은 설명력을 지니는 것으로 드러났다. 각각의 종속변수에 대해서 환율 변동성은 99% 신뢰 수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이는 선진국과의 교역에 있어서 환율 변동성의 영향이 크게 작용하고 있음을 시사한다. 그리고 이러한 결과는 수출과 수입 모두에서 일관되게 나타난다.

그러나 선진산업국가를 대상으로 한 분석 결과와는 다르게, 환율 변동의 지역적 효과를 보여주는 Panel C를 살펴보면 환율 변동의 설명력이 떨어지는 것을 알 수 있다. 즉 아시아 국가를 대상으로 한 교역에 있어서는 종속변수에 관계없이 전체 교역·수출·수입 모두에 있어서 환율 변동의 영향이 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 드러났다.

결과적으로 각 국가의 대원화 환율 변동성의 영향력에 대한 분석을 통하여 볼 때, 한국의 경우는 주요 교역 상대국과의 교역에 있어서 일정 수준의 환위험이 존

12) Panel C에서 국가 사이의 거리가 수입액에 대해 정의 영향을 미치는 것으로 분석된 이유는 아시아 국가 중에 OPEC 회원국이 많은 것로부터 비롯된다. OPEC 회원국들이 다른 아시아 국가들에 비해 한국에서 멀리 떨어져 있음에도 불구하고, 다량의 원유 수입으로 인해 가까이 위치한 국가들보다 오히려 수입액이 더 크기 때문이다.

재하는 것으로 나타난다. 그러나 재미있는 사실은 선진국과의 교역에 있어서는 환위험이 크게 작용하지만, 아시아 국가와의 교역에 있어서는 통계적으로 유의한 환위험이 존재하지 않는다는 것이다. 환위험이 선진국과의 교역에서 두드러지게 나타나는 것은 결제 통화와도 관련이 있는 것으로 생각해 볼 수 있다. 선진국과의 교역 거래에서는 주로 선진국 통화로 결제를 하는 경우가 많지만, 대부분의 후진국과의 교역 거래에서는 달러화나 엔화로 결제를 하는 경우가 많다는 것이다. 즉, 교역 상대국의 통화를 거래에 직접 사용하는 경우에는 해당 통화의 대원화 환율이 중요한 영향을 미칠 수 있지만 상대국의 통화를 사용하지 않고 다른 통화를 사용하는 경우에는 해당 통화의 대원화 환율이 직접적인 영향을 주지 않을 수 있는 것이다. 따라서 이러한 측면을 추가로 고려하기 위해서 다음 4.2.2. 절에서는 대미달러 환율변동성을 중심으로 국가 간 교역에 미치는 영향을 분석한다.

#### 4.2.2. 교역 상대국과 한국의 대미달러 환율 변동성을 중심으로

우리는 교역 상대국의 대원화 환율 변동이 한국의 교역에 대해 통계적으로 유의한 부(-)의 영향력을 가지는 것으로 분석하였다. 그러나 이와 같은 영향력은 선진국과의 교역에서 더욱 두드러지게 나타났고, 아시아 지역 내부에서의 교역에서는 크게 영향력이 없는 것으로 드러났다. 이는 선진국과의 교역에서는 상대국의 통화를 직접 교역에 사용하지만, 그 외에는 달러화나 엔화를 결제 통화로 사용한다는 점이 작용한다고 볼 수 있다.

따라서 우리는 교역 상대국과 한국의 대미달러 환율을 중심으로 변동성을 파악하는 경우 이 변수가 교역에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였다. 실증 분석에는 양 국가의 대미달러 환율 변동성 변수가 모두 포함되어야 하는데, 이를 위해서는 두 개 변수 간의 상관관계를 분석할 필요가 있다. 환율의 변동이 모든 국가들에 대해서 비슷한 흐름을 보인다면 두 변수 간의 상관관계가 높아질 수 있기 때문이다. <표 4>에 따르면 한국과 일부 교역 상대국의 대미달러 환율 변동은 상관관계를 갖는 것으로 나타난다. 각 국가별 대미달러 환율 변동을 살펴보면 일부 통화를 제외하면 대부분의 경우에 유의한 상관관계를 발견하기 어려웠으나, 18개국 전체를 대상으로 한 경우에는 한국과 상대국의 대미달러 환율 변동의 상관관계가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.<sup>13)</sup> 따라서 본 연구에서는 두 환율 변동성 사이의 회귀분석을 이용하여 잔차(residual)를 구하는 방식으로 상관관계를 제거한 후에 분석을 시

도하였다.

〈표 4〉 한국의 대미달러 환율 변동성과 무역 상대국의 대미달러 환율 변동성의 상관관계

교역 상대 국가	상관관계
전세계	0.157579***
중국	-0.259183
일본	0.389878**
사우디 아라비아	-0.114792
독일	-0.145989
홍콩	-0.119998
호주	0.033598
아랍 에미리트 연방	0.002232
싱가포르	0.650352***
인도네시아	0.713497***
말레이시아	0.698639***
쿠웨이트	-0.125489
영국	-0.286096
태국	0.940912***
이탈리아	-0.162606
캐나다	0.064029
네덜란드	-0.178684
프랑스	-0.201576

1. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

〈표 5〉는 양국의 대미달러 환율이 지닌 변동성이 교역에 미치는 영향을 보여주는 회귀분석 결과이다. 한국의 주요 교역 상대국 18개국을 대상으로 분석한 결과는 Panel A에 수록되어 있다. 이를 살펴보면 우선 중력방정식 모형이 유의적으로 교역 유형을 설명하고 있음을 알 수 있다. 환율 변동성에 대해서 살펴보면, 교역 상대국의 대미달러 환율 변동성은 양 국가 간의 교역에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미친 반면에, 한국의 대미달러 환율 변동성은 교역에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 교역상대국 통화의 환율 변동성이 교역에 상당히 중요한 영향을 미치는 것으로 해석될 수 있다.

13) 싱가포르, 인도네시아, 말레이시아, 태국의 경우에는 0.6 이상의 높은 상관관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 한국을 포함한 5개국의 대미달러 환율 변동이 비슷한 흐름을 유지해왔다는 것을 뜻하며, 5개국이 모두 동아시아에 위치해 있다는 점은 인접국의 경우에 이러한 경향이 나타날 수 있다는 것을 보여주기도 한다.



〈표 5〉 대미달러 환율 변동성의 효과 (Pooled OLS)

Panel A: 18개 무역 상대국

18개 무역 상대국	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	14.7258*** (33.61)	15.1775*** (29.75)	11.9017*** (19.29)
Log (한국GDP)	0.6889*** (18.19)	0.5825*** (13.21)	0.7680*** (14.40)
Log (상대국 GDP)	0.4222*** (23.40)	0.4867*** (23.16)	0.4385*** (17.26)
Log (거리)	-0.6696*** (-15.85)	-0.7899*** (-16.05)	-0.4925*** (-8.28)
환율 변동성 (원화 / 미국 달러화)	3.0512 (0.58)	3.4850 (0.57)	-2.4477 (-0.33)
환율 변동성 (상대국 통화 / 미국 달러화)	-61.6233*** (-8.86)	-51.4695*** (-6.36)	-57.9226*** (-5.92)
표본수	438	438	438
$R^2$	0.7827	0.7437	0.6485
$F$ 통계량	311.21***	250.65***	159.39***

- 1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
- 2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

Panel B: OECD 회원 9개국

OECD 회원 9개국	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	14.0043*** (21.61)	11.2751*** (17.08)	14.6112*** (19.41)
Log (한국GDP)	0.5464*** (11.67)	0.4504*** (9.45)	0.6247*** (11.48)
Log (상대국 GDP)	0.6411*** (15.35)	0.7344*** (17.27)	0.6036*** (12.44)
Log (거리)	-0.6899*** (-12.01)	-0.4798*** (-8.20)	-0.8577*** (-12.85)
환율 변동성 (원화 / 미국 달러화)	-0.5442 (-0.09)	-0.1741 (-0.03)	-1.2288 (-0.17)
환율 변동성 (상대국 통화 / 미국 달러화)	-127.2764*** (-8.77)	-108.3989*** (-7.33)	-138.1196*** (-8.19)
표본수	243	243	243
$R^2$	0.8558	0.8439	0.8302
$F$	281.36***	256.23***	231.74***

- 1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
- 2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

Panel C: 아시아 10개국

아시아 10개국	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	11.0276*** (17.89)	17.8480*** (18.41)	1.6283 (1.58)
Log (한국GDP)	0.6143*** (14.66)	0.6878*** (10.44)	0.5062*** (7.23)
Log (상대국 GDP)	0.5598*** (17.84)	0.2752*** (5.58)	0.9396*** (17.90)
Log (거리)	-0.2258*** (-3.52)	-1.0488*** (-10.40)	0.6753*** (6.29)
환율 변동성 (원화 / 미국 달러화)	2.8504 (0.56)	5.7656 (0.72)	-9.1118 (-1.07)
환율 변동성 (상대국 통화 / 미국 달러화)	-15.8615** (-2.62)	-4.2082 (-0.44)	-11.2010 (-1.11)
표본수	222	222	222
$R^2$	0.8970	0.8015	0.7861
$F$	376.10***	174.40***	158.73***

1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.  
2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

〈표 3〉에 수록된 Panel A와의 비교를 통해서도 흥미로운 결과가 제시될 수 있다. 그것은 교역 상대국의 대원화 환율 변동이 양국의 교역에 미치는 영향은 대미달러 환율 변동이 그것에 미치는 영향보다 통계적인 유의성이 떨어진다는 것이다. 환언 하면, 교역상대국의 환율에 있어서 원화보다는 미국 달러화와의 환율이 한국과의 교역에 있어서 더욱 큰 영향을 미친다는 것이다. 즉, 교역상대국의 환율이 미국 달러화에 비해서 어떻게 움직이는지가 원화에 대한 환율의 움직임보다 그 국가와의 교역을 결정하는데 더욱 중요하다는 것이다.

이와 같은 현상은 OECD 9개 회원국을 대상으로 분석한 Panel B에서 더욱 뚜렷하게 나타난다. 선진국과의 교역에 있어서 역시 상대국의 대미달러 환율 변동성이 양국의 교역에 영향을 미칠 뿐, 한국의 환율 변동성은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 선진국들은 한국보다 먼저 변동환율제도를 도입하였고 환율의 변동 자체에 정부가 개입하기 보다는 시장의 상황에 맡겨 놓는 경향이 강했으며 국제결제통화로서의 기능이 한국원화에 비해서는 강하다고 볼 수 있기 때문에, 원화의 대미달러 환율에 비해서 선진국 통화의 대미달러 환율이 교역에 있어

서 더욱 중요한 역할을 했던 것으로 분석된다.

아시아 국가들을 대상으로 분석한 Panel C를 살펴보면, 양국의 대미달러 환율 변동성은 교역량에 영향을 거의 미치지 않는다는 것을 알 수 있다. 종속변수에 총 교역량을 대입한 경우에는 교역 상대국의 환율 변동성이 통계적으로 유의한 것을 찾아볼 수 있으나, 수출액과 수입액으로 나누어 분석한 경우에는 양국의 환율 변동성이 종속변수에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 대부분의 아시아 국가들이 한국의 환율 정책과 흡사한 환율 정책을 유지해왔다는 것을 반증하는 결과이다. <표 4>에서도 확인할 수 있듯이, 한국의 환율과 높은 상관관계를 갖는 통화들은 싱가포르, 인도네시아, 말레이시아, 태국을 비롯한 동아시아 지역의 통화들이다. 이들은 한국이 외환위기를 겪었던 비슷한 시기에 외환위기에 봉착해 환율 변동의 혼란에 빠져 있었다. 이는 교역 당사자 양국의 통화가 모두 환율에 대해서 국제적 신용도가 낮다면 양국 사이의 교역을 결정하는 데 있어서 환율 변동의 영향이 미미하다는 것을 반증한다.

결과적으로 교역당사자 국가들의 대미달러 환율 변동성의 영향력에 대한 분석을 통하여, 반드시 양국의 환율 변동이 모두 교역량에 영향을 미치는 것은 아니라는 것이다. 선진국 통화의 환율 변동성은 한국의 교역량에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 원화의 대미달러 환율 변동성은 큰 영향력이 없는 것으로 나타났다. 또한 아시아 국가들과의 교역에 있어서는 양국 통화의 대미달러 환율 변동도 모두 크게 영향을 미치지 못하는 것으로 드러났다.

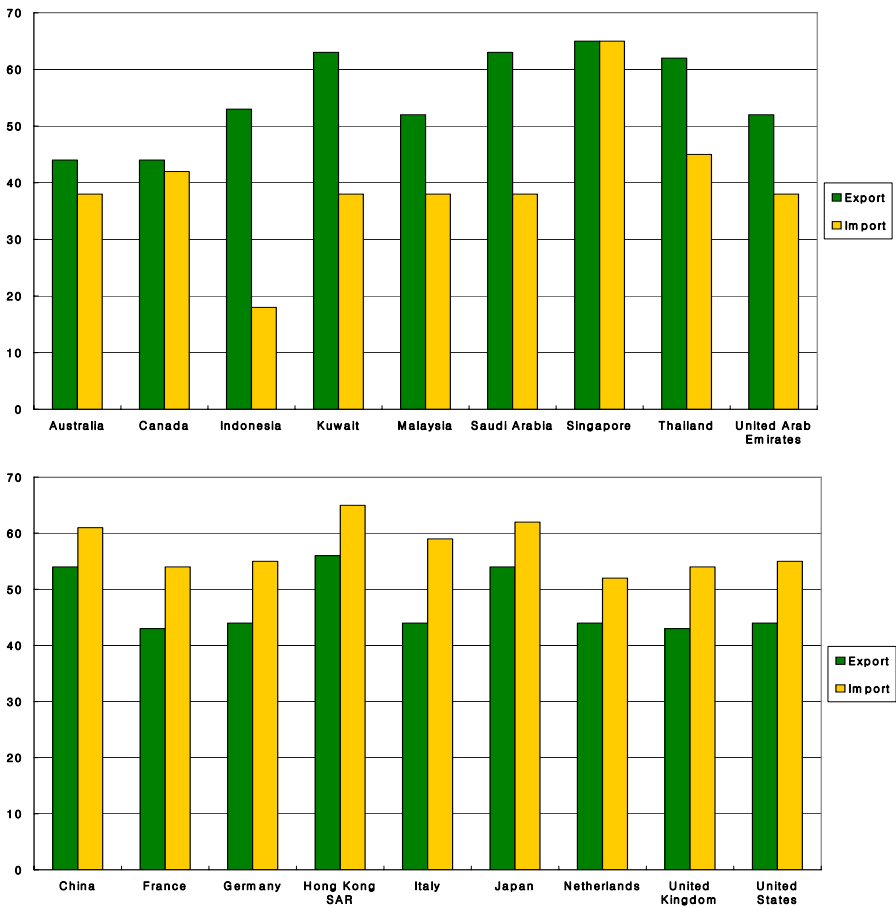
#### 4.2.3. 제품차별화적 산업특성을 중심으로 파악한 환율 변동성의 영향

본 연구는 교역 상대국에 따라 환율 변동성이 양 국가 간의 교역에 미치는 영향이 다르게 나타나는 원인을 분석하기 위해 교역 품목에 대한 분석을 시도하였다. 따라서 교역 상대국에 따라 자료를 나누어 분석한 결과와는 별도로, 교역 품목의 산업적 특성에 따라 전체 패널 데이터를 나누어 분석하였다. 본 연구에서 초점을 맞춘 교역 품목의 특성은 제품의 차별화 정도이다. 교역 품목이 얼마나 차별화되어 있는 제품인지에 따라서 환율 변동성이 교역에 미치는 영향이 달라질 수 있다고 보았기 때문이다.

분석을 위해 본 연구는 차별화 지수라는 개념을 도입하기로 한다. 차별화 지수는 교역 품목 중에서 차별화된 제품의 비중이 얼마나 높은지를 나타내주는 척도이다.

우선, 교역량을 SITC 2자리수 분류에 해당하는 69개 부문으로 나누어 분류한다. 각각의 부문에 해당하는 제품의 차별화 정도를 알아내기 위해, 각각의 분류 아래에 몇 개의 SITC 5자리수 분류에 해당하는 하위분류가 있는지를 파악하여, 그 숫자가 많을수록 품목의 제품차별화 정도가 높은 것으로 간주하였다. 그리고 69개의 부문을 차별화 정도가 낮은 부문부터 차례대로 정렬하여 순서대로 번호를 붙인다. 마지막으로 부문의 차별화 정도에 따라서 정렬된 각 국가별 교역량의 중간값이 전체 69개의 산업 중 몇 번째의 산업에 해당되어 있는지를 파악하여, 그 번호를 교역량의 차별화 지수로 사용하였다. 따라서 제품차별화 지수가 높을수록 해당 국가와의 교역에 있어서 차별화된 제품이 높은 비중을 차지한다는 것을 뜻한다.

〈그림 1〉 2006년 교역 상대국가에 대한 한국의 수출, 수입 품목 차별화 지수



〈그림 1〉은 2006년 각 교역 상대국에 대한 수출 품목과 수입 품목의 차별화 지수를 나타낸다. 위의 그래프는 수출품의 차별화 지수가 수입품의 그것보다 더 높은 경우를 보여주고 있고, 아래의 그래프는 반대의 경우를 보여주고 있다.<sup>14)</sup> 그래프를 살펴보면 위의 그래프에는 대부분의 아시아 국가들이 포함되어 있는 반면에, 아래의 그래프에는 대부분의 선진산업국가들이 포함되어 있다. 2006년 한국의 교역은 선진국과의 교역에 있어서는 비교적 차별화된 제품을 수입하고 동질적 제품을 수출하는 반면에, 아시아 국가들과의 교역에 있어서는 차별화된 제품을 수출하고 동질적 제품을 수입하는 형태를 취하고 있는 것이다.

그래프를 둘로 나누어 보여준 것과 같이, 본 연구는 전체 패널 데이터를 수출품의 차별화 지수가 수입품의 그것보다 높은 경우와, 그 반대의 경우로 나누어 Pooled OLS를 시행하였다.<sup>15)</sup>

〈표 6〉 교역 품목의 특성에 따른 대원화 환율 변동성의 효과 (Pooled OLS)

Panel A: 수입품의 차별화 지수가 수출품의 그것보다 더 높은 경우

	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	12.5561*** (9.51)	11.0614*** (6.46)	11.0234*** (9.72)
Log (한국GDP)	1.0858*** (6.04)	1.3147*** (5.64)	0.8145*** (5.28)
Log (교역상대국 GDP)	0.5250*** (11.27)	0.3971*** (6.57)	0.7805*** (19.52)
Log (거리)	-0.8099*** (-13.80)	-0.7734*** (-10.16)	-0.7442*** (-14.77)
환율 변동성 (상대국 통화 / 원화)	-18.4818* (-1.89)	-18.7945 (-1.48)	-20.0779** (-2.39)
표본수	111	111	111
$R^2$	0.7977	0.6693	0.8723
F 통계량	104.52***	53.63***	181.03***

- 1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
- 2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

14) 싱가포르의 경우는 수입품과 수출품의 차별화 지수가 같다.

15) 국가에 따라서는 수출품과 수입품의 차별화 지수의 비교가 해마다 변화하는 경우도 있다. 예를 들면, 중국의 경우, 1994, 1998~2001년에는 수출품의 차별화 지수가 더 높지만, 1995, 1997, 2003~2006년에는 수입품의 차별화 지수가 더 높다. 미국의 경우, 1991~1998년에는 수출품의 차별화 지수가 더 높지만, 1999~2006년에는 수입품의 차별화 지수가 더 높다.

Panel B: 수출품의 차별화 지수가 수입품의 그것보다 더 높은 경우

	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	11.7634*** (9.81)	17.7841*** (11.74)	6.6999*** (4.21)
Log (한국GDP)	0.8962*** (6.14)	0.3434* (1.86)	1.1568*** (5.97)
Log (교역상대국 GDP)	0.4470*** (14.64)	0.6176*** (16.01)	0.3921*** (9.68)
Log (거리)	-0.4675*** (-5.47)	-0.9897*** (-9.17)	-0.1035 (-0.91)
환율 변동성 (상대국 통화 / 원화)	0.7927 (0.32)	3.7720 (1.22)	-4.2842 (-1.31)
표본수	155	155	155
$R^2$	0.6485	0.6722	0.4873
F 통계량	69.17***	76.91***	35.65***

1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

〈표 7〉 교역 품목의 특성에 따른 대미달러 환율 변동성의 효과 (Pooled OLS)

Panel A: 수입품의 차별화 지수가 수출품의 그것보다 더 높은 경우

	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	13.7409*** (12.69)	12.7027*** (9.12)	11.2209*** (10.22)
Log (한국GDP)	0.7321*** (4.70)	0.8392*** (4.19)	0.7101*** (4.49)
Log (상대국 GDP)	0.5515*** (14.21)	0.4321*** (8.66)	0.7909*** (20.09)
Log (거리)	-0.7284*** (-14.59)	-0.6663*** (-10.37)	-0.7124*** (-14.07)
환율 변동성 (원화 / 미국 달러화)	-0.3210 (-0.05)	4.2389 (0.46)	-9.4590 (-1.31)
환율 변동성 (상대국 통화 / 미국 달러화)	-116.5621*** (-7.38)	-150.4329*** (-7.40)	-50.2836*** (-3.14)
표본수	111	111	111
$R^2$	0.8623	0.7786	0.8787
F 통계량	131.51***	73.83***	152.14***

1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

Panel B: 수출품의 차별화 지수가 수입품의 그것보다 더 높은 경우

	Log (전체 교역량)	Log (수출액)	Log (수입액)
상수항	11.9257*** (10.23)	17.9227*** (11.83)	6.6272*** (4.29)
Log (한국GDP)	0.8676*** (6.05)	0.3457* (1.85)	1.1211*** (5.91)
Log (상대국 GDP)	0.4443*** (14.88)	0.6175*** (15.91)	0.3863*** (9.77)
Log (거리)	-0.4671*** (-5.67)	-1.0081*** (-9.40)	-0.0736 (-0.67)
환율 변동성 (원화 / 미국 달러화)	6.0924 (1.01)	7.2616 (0.92)	5.7144 (0.71)
환율 변동성 (상대국 통화 / 미국 달러화)	-19.4530*** (-2.68)	1.2504 (0.13)	-30.8180*** (-3.21)
표본수	155	155	155
$R^2$	0.6666	0.6709	0.5165
F 통계량	59.58***	60.76***	31.84***

1.  $t$  통계량은 괄호 안에 보고되어 있다.
2. \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 99%, 95%, 90% 신뢰수준에서 유의하다는 것을 의미한다.

〈표 6〉은 대원화 환율 변동성의 효과를 보여주고 있다. 중력방정식의 모형은 Panel A와 Panel B에 걸쳐 데이터에 의해 모형의 적합성이 검증되었다. 반면에 대원화 환율 변동성의 영향력에 대해서는 Panel A와 Panel B가 상반된 결과를 보여주고 있다. Panel A(수입품의 제품차별화 정도가 수출품의 그것보다 더 높은 경우)에서는 환율 변동성의 영향력이 어느 정도 통계적으로 유의하게 나타났는데, 이 역시 〈표 3〉의 Panel B(OECD 국가와의 교역 경우)와 어느 정도 비슷하다고 할 수 있다. 이에 반하여, Panel B(수출품의 제품차별화 정도가 수입품의 그것보다 더 높은 경우)를 살펴보면 환율 변동성의 영향력이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 〈표 3〉의 Panel C(아시아 10개국과의 교역 경우)와 비교적 비슷하다고 볼 수 있다. 즉, 수출품이 더 차별화된 경우에 대한 분석은 아시아 국가들과의 교역을 분석한 결과와 비슷한 결과를 보여주며, 수입품이 더 차별화된 경우에 대한 분석은 OECD 국가들과의 교역에 대한 분석과 비슷하다는 것이다.

〈표 7〉은 대미달러 환율 변동성의 효과에 대한 분석의 결과이다. 역시 중력방정식 모형에 대해서는 전체적으로 모형의 적합성이 검증되었으나, 환율 변동성의 영

향력에 대해서는 Panel A와 Panel B가 다소 상이한 결과를 보여주고 있다. Panel A와 Panel B 모두 한국 원화의 대미달러 환율 변동성은 교역에 대해 통계적으로 유의한 영향력을 가지지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 교역 상대국 통화의 대미달러 환율 변동성은 대체로 그 영향력이 통계적으로 유의하게 나타나 Panel A(수입품의 제품차별화 정도가 수출품의 그것보다 더 높은 경우)에서는 수출과 수입 모든 경우에 대해서 환율 변동성의 (-)의 효과를 가진다. 그러나 Panel B(수출품의 제품차별화 정도가 수입품의 그것보다 더 높은 경우)에서는 종속변수가 수출액인 경우에는 그 영향력이 없는 것으로 나타났다. 즉, 이러한 측면은 차별화된 제품을 수출하는 경우에 교역(특히, 수출)이 환율변동성 위험에 노출되는 것을 줄일 수 있다는 의미이다.

## V. 결 론

1970년대 이후로 환율이 통화 시장의 상황에 따라 자유롭게 변동하는 세계적인 흐름이 이어지면서 환율의 변동이 국가 간의 교역에 미치는 영향을 조사하는 연구들이 꾸준히 있어왔다. 하지만 많은 연구들이 시도되었음에도 불구하고 이들은 일관된 결론을 내리지 못하고 있다. 일부는 환율의 변동이 심할수록 교역에 악영향을 미친다고 주장하지만, 그와는 반대로 환율의 변동이 교역을 오히려 촉진시킬 수도 있다는 연구들도 있다. 이와 같은 경향은 실증 분석에서도 나타나는데, 많은 실증 분석 연구들이 자료의 시점과 범위에 따라 각기 다른 결과를 보여주고 있다.

따라서 본 연구는 실증 분석의 대상이 되는 자료의 범위를 한국의 교역에만 집중시켜 환율의 변동성이 한국의 교역에는 어떤 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 대부분의 선진국들이 1980년대 이후로 환율에 대한 개입을 자제하고 환율의 변동을 시장에 맡겨놓았던 것에 비해, 우리 나라의 경우에는 1997년 외환위기 이전 까지는 정부의 개입 하에 환율의 변동이 자유롭지 못하였고, 외환위기 직후에는 급격한 환율 변동에 직면하기도 했었다. 이처럼 환율의 흐름 자체가 선진국들의 그것과는 다른 형태로 유지되어 왔다는 점은 분석 결과에도 영향을 미칠 수밖에 없다는 점 역시, 한국에 대한 분석이 의미를 가질 수 있는 점이다.

실증 분석은 중력방정식 모형을 기본으로 하고 환율 변동 변수를 추가하는 모형을 검증하는 형태로 이루어졌다. 먼저 중력방정식 모형은 한국의 교역유형을 적절



히 설명하는 것으로 나타났다. 교역에 미치는 환율 변동성의 영향력을 검증하는 부분에 대해서는 두 가지로 나누어 분석하였다. 하나는 한국의 교역상대국 통화의 원화에 대한 환율의 변동성에 대한 분석이고, 또 다른 하나는 교역당사자 양국의 대미달러 환율 변동성을 이용한 분석이다.

첫 번째 분석에 대해서는 교역상대국 통화의 대원화 환율 변동성이 교역량에 미치는 영향력은 대체로 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이와 같은 영향력은 OECD 회원국들을 대상으로 한 교역에 대해서는 더욱 유의한 것으로 발견되지만, 아시아 국가들을 대상으로 한 교역에 대해서는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 두 번째 분석의 경우에는 교역상대국 통화의 대미달러 환율 변동성에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 통계적으로 나타난 반면에, 원화의 대미달러 환율 변동성은 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이 역시 OECD 회원국들을 대상으로 한 교역에서는 더욱 두드러지게 나타났고, 아시아 국가들을 대상으로 한 교역에서는 이와 같은 현상이 나타나지 않았다.

또한 교역 품목의 특성에 따라 데이터를 분류하여 분석을 시도하였다. 제품의 차별화 지수의 개념을 도입하여, 수출품이 수입품보다 더 차별화된 경우와 그렇지 않은 경우로 자료를 나누어 분석하였다. 분석의 결과는 교역 품목의 특성에 따라서도 환율 변동성의 효과가 다르게 나타날 수 있다는 것을 보여준다. 흥미로운 점은 수출품이 수입품보다 더 차별화된 경우는 아시아 국가들과의 교역을 분석한 결과와 비슷한 결과가 도출되었고, 반대로 수입품이 수출품보다 더 차별화된 경우는 OECD 국가들과의 교역을 분석한 결과와 비슷한 결과가 나타났다는 것이다.

그러나 단순한 지역구분에 의한 경우에 비하여 제품차별화 특성을 고려하는 경우가 보다 특징적인 측면이 발견된다. 그것은 교역 상대국 통화의 대미달러 환율 변동성은 대체로 그 영향력이 통계적으로 유의하게 나타나 수입품의 제품차별화 정도가 수출품의 그것보다 더 높은 경우에는 수출과 수입 모든 경우에 대해서 환율 변동성의 (-)의 효과를 가지나, 수출품의 제품차별화 정도가 수입품의 그것보다 더 높은 경우에는 종속변수가 수출액인 경우에는 그 영향력이 없다는 것이다. 즉, 이러한 측면은 차별화된 제품을 수출하는 경우에 교역(특히, 수출)이 환율변동성 위험에 노출되는 것을 줄일 수 있다는 측면에서 정책적인 함의도 담고 있는 결과이다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 김규한, “환율변동(Exchange Rate Volatility) 이 우리나라의 무역에 미치는 영향,” 『경제정책연구』, 제2권, 1996, pp. 197-220.
2. 모수원, “환율변이성은 무역흐름에 영향을 미치는가?,” 『무역학회지』, 제21권, 1996, pp. 1-15.
3. 모수원 · 기성래, “환율변이성이 무역흐름에 미치는 효과,” 『국제통상연구』, 제1권, 1996, pp. 99-112.
4. 모수원 · 김창범, “환율변동성과 무역흐름,” 『무역학회지』, 제26권, 2001, pp. 199-217.
5. 이우리 · 김기홍, “환율의 가변성이 우리나라 국제무역에 미치는 효과분석: 유도형의 GARCH-M 모형의 추정,” 『경제학연구』, 제42권, 1994, pp. 97-115.
6. 조병택 · 고민창, “동아시아 금융협력체제의 필요성에 관한 연구: 환율 불안정성이 무역에 미치는 효과를 중심으로,” 『국제경제연구』, 제11권, 2005, pp. 155-180.
7. 조우길, “환율 불안정성이 한국무역(수입)에 미치는 영향,” 『무역학회지』, 제25권, 2000, pp. 453-466.
8. Anderson, J. E., “A Theoretical Foundation for the Gravity Equation,” *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 106-116.
9. Aristotelous, K., “Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US Export Function (1889 1999),” *Economics Letters*, Vol. 72, 2001, pp. 87-94.
10. Arize, A. C., “Real Exchange-Rate Volatility and Trade Flows: The Experience of Eight European Economies,” *International Review of Economics and Finance*, Vol. 5, 1996, pp. 187-205.
11. \_\_\_\_\_, “Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of Foreign Trade: Evidence from Seven Industrialized Countries,” *Southern Economic Journal*, Vol. 64, 1997, pp. 235-254.
12. Arize, A. C., T. Osang and D. J. Slottje, “Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC's,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 18, 2000, pp. 10-17.
13. \_\_\_\_\_, “Exchange-Rate Volatility in Latin America and Its Impact on Foreign Trade,” *International Review of Economics and Finance*, Article in Press, Corrected Proof, 2006.
14. Brodsky, D. A., “Fixed Versus Flexible Exchange Rates and the Measurement of Exchange Rate Instability,” *Journal of International Economics*, Vol. 16, 1984, pp. 295-306.
15. Broll, U. and B. Eckwert, “Exchange Rate Volatility and International Trade,” *Southern Economic Journal*, Vol. 66, 1999, pp. 178-185.
16. Byrne, J. P., J. Darby and R. MacDonald, “US Trade and Exchange Rate Volatility: A Real Sectoral Bilateral Analysis,” *Journal of Macroeconomics*, Article in Press, Corrected Proof, 2006.
17. Cheong, C., T. Mehari and L. V. Williams, “The Effects of Exchange Rate Volatility on

- Price Competitiveness and Trade Volumes in the UK: A Disaggregated Approach," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 27, 2005, pp.961-970.
18. Chowdhury, A.R., "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, 1993, pp. 700-706.
19. Cushman, D. O., "The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade," *Journal of International Economics*, Vol. 15, 1983, pp. 45-63.
20. Daly, K., "Does Exchange Rate Volatility Impede the Volume of Japan's Bilateral Trade?," *Japan and the World Economy*, Vol. 10, 1997, pp.333-348.
21. De Grauwe, P., "Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade," *IMF Staff Papers*, Vol. 35, 1988, pp.63-84.
22. Dell' Ariccia, G., "Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union," *IMF Staff Papers*, Vol. 46, 1999, pp.315-334.
23. Demers, M., "Investment Under Uncertainty, Irreversibility and the Arrival of Information over Time," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp.333-350.
24. Di Iorio, A. and R. Faff, "The Pricing of Foreign Exchange Risk in the Australian Equities Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 10, 2002, pp.77-95.
25. Doukas, J., P.H. Hall and L.H.P. Lang, "The Pricing of Currency Risk in Japan," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, 1999, pp.1-20.
26. Ethier, W., "International Trade and the Forward Exchange Market," *The American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp.494-503.
27. Franke, G., "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, 1991, pp.292-307.
28. Helpman, E. and P. Krugman, *Market Structure and Foreign Trade*, Cambridge, MA: MIT Press, 1985.
29. Kim, W. and T. Sung, "What Makes Firms Manage FX Risk?," *Emerging Markets Review*, Vol. 6, 2005, pp.263-288.
30. Koray, F. and W.D. Lastrapes, "Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A Var Approach," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, 1989, pp.708-712.
31. \_\_\_\_\_, "Exchange Rate Volatility and U.S. Multilateral Trade Flows," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 12, 1990, pp.341-362.
32. Kroner, K.F. and W.D. Lastrapes, "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH in Mean Model," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, 1993, pp.298-318.
33. Linnemann, H., *An Econometric Study of International Trade Flows*, Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1966.
34. McKenzie, M.D., "The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 8, 1998, pp.21-38.
35. McKenzie, M.D. and R.D. Brooks, "The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows," *Journal of International Financial Markets, Institutions and*

*Money*, Vol. 7, 1997, pp.73-87.

36. Pozo, S., "Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1990s," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, 1992, pp. 325-329.
37. Tinbergen, J., *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, New York: The Twentieth Century Fund, 1962.
38. Viaene, J. and C.G. De Vries, "International Trade and Exchange Rate Volatility," *European Economic Review*, Vol. 36, 1992, pp.1311-1321.

## Product Differentiation and the Effects of FX Volatility on Trade in Korea

Doyeon Kim\* · Taeyoon Sung\*\*

### Abstract

First, this paper shows that the effects of FX volatility on Korea's trade with advanced industrial economies can be different from those with other Asian countries. While FX volatility negatively influences the trade with advanced industrial economies, we could not find any significant FX risk in that with Asian countries. FX volatility risk in trade turns out to be closely associated with the level of product differentiation.

**Key Words:** product differentiation, FX rate volatility, trade

---

\* Ph.D. candidate, Graduate School of Management, KAIST (Korea Advanced Institute of Science and Technology)

\*\* Associate Professor, School of Economics, Yonsei University