

# 한·EU간 통상환경변화가 수출에 미치는 영향

A Study on the Effects of Export in the Change on Trade Enviroment of Korea-EU

최창열(Chang-Yeoul Choi)\*

서경대학교 인터넷정보과 겸임교수

최혁준(Hyuk-Jun Choi)

백석대학 국제무역과 강사

## 목 차

- |                       |          |
|-----------------------|----------|
| I. 서 론                | V. 결 론   |
| II. 국제 통상환경 변화        | 참고문헌     |
| III. 선행 연구 및 연구 모형 설정 | Abstract |
| IV. 실증분석              |          |

## Abstract

The exchange rate volatility has been increased since the time when the floating exchange rate system was introduced in Korea. As a result, the increase of the exchange rate volatility raised the risk in international trades in Korea.

The purpose of this study in to study the feature of exchange rate volatility and the main sources of its increase and to confirm whether the exchange rate volatility influence export volume and price of Korea. In the first place, I measured exchange rate volatility with two methods. The one is descriptive statistic method such as the width of daily exchange rate fluctuation and the rate of exchange rate devaluation. The other is the time varying conditional variance of exchange rate. Then, I studied the sources of exchange rate volatility. In the second place, I defined the exchange rate volatility as the time varying conditional variance and estimated it by using elastic a approach model which shows exchange rate is affected by itself and its conditional variance, I estimated its effects on export volumes and prices of electric home appliances, information & communication equal and semi-conductor. The result of this study is as follows.

With presumed result EU and Korea because is not the goods which is to substantial competition relationship, The effect where the relative value change of presumed result expression anger and the dollar of import and export function goes mad to the import and export of Korea the income compared to is to export and it is appearing a lot. The EU goods is sold more expensively the Korean goods than from about length being caused by American market of the dollar and the balance of trade of Korea is visible like being visible the improvement of single breadth. Because the relationship of competition is weak but substantially there is to a short term and expression - the effect where the dollar rate fluctuation is big in Korean trade there is a possibility of saying that widely known it is not.

Key Words : Export, Comparative, Korea Firm, EURO, Dollar,

\* 주저자임.

## I. 서론

2002년부터 “유로화 시대”가 본격적으로 시작됐다. 동유럽 국가도 EU(유럽연합)의 회원국으로 가입함에 따라, 국제 금융시장은 달러貨·유로貨의 양극체제를 보이면서 거대통화권을 형성하면서 달러를 위협하고 있는 것이다.

달러의 위협은 바로 통상환경의 변화를 가져왔다. 미국은 자국 경제의 활성화를 위해 대외 압력을 강화하기 시작했다.

한국의 대외 통상환경은 위협이 산재되어 있다. 우리의 주요 수출시장인 동남아 국가들의 경기침체가 계속되고 있으며, 브라질 등 중남미 국가의 경제 및 금융시장불안이 지속되고 있다. 러시아 등 체제전환국의 경기침체와 석유수출국의 재정사정이 악화되고 있을 뿐만 아니라 일본 경제의 침체가 지속되고 있는 가운데 중국 및 홍콩 경제의 위협요인이 상존하고 있다. 특히 미국 경기가 둔화됨에 따라 미국 내 보호주의 압력이 더욱 증대되어 미국과의 통상마찰이 심화되고 있다.

국제시장에서 유로화의 강세는 미국의 경상수지 적자 지속, 중동지역 불안정, 증시침체, 경기회복 지연 등의 다양한 요인들이 복합적으로 형성되면서, 달러자산에 대한 투자매력이 감소함으로써 국제자본의 미국 유입이 감소하고 일부 자본이 이탈하면서 나타나고 있는 것이다.

본 연구에서는 한·EU간 변화하는 통상환경이 수출에 어떠한 영향을 미치는지 유로화를 중심으로 실증분석을 통한 연구를 진행하고자 한다. 본 연구를 통해 EU의 환경 변화가 한국의 수출기업에 미치는 영향을 분석하고 리스크를 최소화시킬 수 있는 방안을 제시하고자 한다.

## II. 국내외 통상환경의 변화

### 1. 국내외시장의 변화

#### 1) 해외시장의 변화

해외시장은 점차 수출시장이 감소하며 통상마찰이 증가하고 있다. 2005년 기준 전세계 상품 수출은 전년도의 3% 수준에 그치고 있다. 반면 통상환경은 더욱더 악화될 것으로 전망되고 있다. 1998년 러시아의 모라토리엄 선언, 97년 시작된 동남아시아 외환위기 는 선진국뿐만 아니라 개도국 전체의 경제를 침체하게 하였다.

세계교역규모 및 수출시장도 축소될 전망이다. 해외시장 개방을 위한 통상마찰은 더욱더 심화될 것이다.

## 2) 국내시장의 변화

1999년 우리 정부는 수입선다변화정책을 포기하였다. 수입선다변화정책은 국내의 유치산업을 보호하고 국제수지의 균형을 유지하기 위해 1977년부터 시행된 것으로 그동안 대일수입 억제와 국내산업의 자생력 확보, 자급도 향상이라는 측면에서 나름대로의 성과를 거두었다. 그러나 이 제도의 실시과정에서 우리는 피해 당사국인 일본 뿐 아니라 다른 나라로부터도 국제법위반이라는 비난을 받았으며, 또한 이 제도시행에 따른 폐단, 국내기업들의 생산비부담 증가, 소비자들의 제품선택의 폭 감소 등 그 유효성에 대한 비판이 제기되기도 하였다<sup>2)</sup>.

수입선다변화제도가 폐지되었기 때문에 대부분의 수입상품시장에서 수입은 증가할 것이다. 중대형 승용차, 전기밥솥, 무선전화기 등의 상품에서 내수시장에 대한 수입상품의 점유율이 높아지고 있다. 따라서 기업들은 더욱더 치열한 경쟁에 직면하게 된다. 국내시장에서 생존하는 기업은 국제시장에서도 경쟁력이 확보될 수 있는 것이다. 기업의 경쟁력 강화 노력이 절실한 시점이다.

## 3) 전자상거래의 활성화

인터넷이 정보화 사회의 새로운 생활패턴으로 자리 잡으면서 인터넷 상거래가 국가 간 상거래에 변혁을 일으키며, 21세기 세계교역의 새로운 전략으로 대두되고 있다. 전자상거래는 사업의 속성장 초고속성장사업이며, 낮은 자본으로 시작할 수 있고, 전세계를 대상으로 사업을 전개할 수 있다.

미국의 아마존, 델컴퓨터, 시스코, 리바이스 등은 인터넷 상거래를 통해 판매를 획기적으로 증대시킨 대표적인 기업들이다. 아울러 인터넷은 고품질-저가격 매카니즘을 통해 시장 확대를 모색하고 있어 대기업뿐만 아니라 중소기업에게도 많은 기회를 제공하고 있다.

인터넷을 통한 전자상거래는 수천 년을 이어온 거래의 기본을 흔들고 있다. 가상공간에 만들어진 사이버마켓이 빠르게 확산되면서 새로운 경제활동의 패턴을 강조하고 있다.

## 2. 각국의 통상환경의 변화

### 1) 미국의 통상정책

미국의 통상현안은 시간에 따라 변화하고 있다. 철강에서 쇠고기까지 모든 상품에 대한 마찰이 발생하고 있다. 금년에는 선진국가들의 경제성장세가 다소 둔화하면서, 아시아 금융위기 국가들의 경제가 소폭 회복세로 돌아서자 미국은 철강, 농산물, 영화, 수입의약품 등에 대한 차별문제를 제기하고 있다. 유로(EURO)화의 성공적인 출범으로 경제통합을 진행한 EU지역에 대한 수출도 점차 어렵게 될 전망이다. EU지역의 단일통화 사용은, 환전 및 헷징 등의 거래비용을 하락하게 되어 역내의 교역이 활성화되

2) 신경환, “통상환경변화와 수출경쟁력 제고방안”, 산업연구 제11집, 1999, pp.265~266

는 반면, 통합된 하나의 시장에서 하나의 가격은 내부경쟁의 격화로 이어져 우리나라의 수출을 둔화시키게 될 것이다. 또한 EU 기업 중심의 제품표준 및 적합기준 강화가 역외국에게는 무역장벽이 될 수도 있다.

## 2) EU의 통상정책

EU의 통상정책은 공동통상정책의 시행, 다양한 특혜무역협정과 역외무역에 대한 차별성, 비관세장벽의 선호, 지역협력에 강화, 상호주의 등에 초점을 맞출 수 있다.

첫째, 공동통상정책은 EU 15개국 회원국으로 구성되어 있으나 경제통합의 일환으로 역외국가에 대한 회원국들의 대외통상관련 조치의 통일화를 통한 공동통상정책의 수립을 지속적으로 추진하고 있다. 둘째, 다양한 무역특혜협정 체결 및 차별적 역외통상정책 수행이다. EU는 과거 식민지국가, 지정학적 혹은 정치적 관계에 따라 다양한 무역특혜협정을 체결하고 교역상의 혜택을 부여하고 있다. 예를 들면 EU 가입을 희망하는 EFTA 잔여국, 아프리카, ACP 연안국가, 지중해 연안국가 등에 대한 GSP 부여를 통해 특수 관계를 유지하고 있다.

셋째, 지역협력체와의 협력강화는 그동안 진보된 형태의 공동체로 지속적으로 발전시키는 동시에, 다른 지역공동체나 역외국가와의 협력을 강화하고 있다. 또한 NAFTA, APEC 등의 지역협력체에 대응하기 위해 지역적 협력을 강화하고 있다.

넷째, 대외통상정책의 특징중 하나는 상호주의 원칙의 고수이다. 교역상대국과 다양한 분야에서 상호간 이익과 기회의 균등을 기본으로 시장개방을 추진한다는 것이다. 즉, EU가 역외국가에 제공한 수준만큼 우대와 시장개방을 해야 한다는 것이다. 하지만 상호주의는 보호무역주의적 성격도 내포하고 있다. 일례로, 지난 1988~1991년에 발생한 한국과 EU의 지적재산권 분쟁으로 한국에 부여한 GSP 제도를 일시정지하고 한국시장의 개방을 추진한 경우도 있다.

## 3) 일본의 통상정책

일본은 통상정책은 산업정책과 연관되어 있다. 전후 일본의 통상정책은 산업의 부흥을 위한 경제자립기반의 확보였으며, 이는 “국제수지의 균형”, “수출에 의한 수입대금의 충당”, “경제성장에 필요한 공업원료와 해외시장의 확보”라는 세가지 기본목표에 의한 강력한 수출지원과 이중적 관세 및 다양한 비관세장벽 유지를 통해 수입규제를 효율화함으로써 수입억제정책을 구축하였다<sup>3)</sup>.

오늘날 일본의 통상정책은 이와 유사하다. 1970~80년대 막대한 무역흑자와 일본 국내시장의 개방요구에 따른 외국과의 무역마찰의 원인이기도 하였다. 결국 일본 통상정책은 국내시장 개방의 소극적 대처와 해외시장의 적극적 개척을 통한 국내산업의 보호 및 육성이라는 “실리 추구형 통상 산업정책의 효율화 혹은 극대화”로 해석할 수 있다. 일본 통상정책의 특징을 몇 가지 측면에서 살펴보자.

3) 신경환, 전게서, pp.266~269

첫째, 일본은 정책과정과 결정에 있어서 행정부, 특히 전문관료가 절대적으로 영향력을 가지고 있다. 관료 중심적 정책결정 메카니즘 및 긴밀한 관료협조체제로 통상정책은 국내산업정책과의 연계 하에 비교적 효율적으로 추진된다.

둘째, 비공식 채널을 통한 민관협력체제의 구축이다. 일본의 통상정책은 정부와 의회의 긴밀한 협조 하에 입안되고 실행된다. 이는 비공식적 채널을 통한 통상정책의 결정과 시행이 일본시장을 폐쇄적으로 만들고 있다는 반증이 된다.

셋째, 정경분리 원칙하에 산업정책에 우위를 둔 통상정책을 추진하고 있다. 일본경제의 부흥기에 강력한 수출지원과 수입억제정책을 구축하였고, 이것이 오늘날 일본통상정책의 기본이 되었다.

넷째, 이중적 통상정책을 유지하고 있다. 일본은 자국의 산업구조조정을 위해서 보조금 지급 등 상당히 적극적인 산업정책을 실시하기도 했지만, 개도국으로부터의 수입을 억제하기 위해 쌍무적인 협상을 통해 수출자율규제를 유도하여 이를 적극적으로 사용하는 것은 일본 통상정책의 이중성을 잘 보여주는 사례이다.

다섯, 일본은 최근 자국의 시장개방에 대해 상호주의적 조치보다는 다자주의를 통한 마찰 해결을 추진하고 있다. 즉, 대외적으로는 자유무역체제를 표방하면서, 자국 시장개방에 있어서는 외부의 통상압력에 맞추어 소극적, 형식적으로 추진되며, 선진국과의 통상마찰은 다자주의를 통한 문제 해결을 추진하고 있다.

### III. 선행 연구 및 연구 모형 설정

#### 1. 선행연구의 검토

통상환경 변화가 시장 미치는 영향을 분석하는 방법은 주로 환율을 중심으로 많이 진행되었다. EU 지역의 환경변화와 한국의 수출경쟁력에 대한 선행연구도 유로화 도입에 대한 경제적 효과를 중심으로 진행되고 있다. 통상환경 변화에 대한 이론적 접근을 유로화의 변동적 측면을 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

Kreinin(1967)<sup>4)</sup>은 산업을 화학제품, 기계, 운송, 제조업으로 나누어 미국 수입수요함수에 있어서 품목별 탄력성을 추정하였다. Kreinin은 실질 GDP와 수입품목 상대가격(수입가격지수/미국국내도매가격지수)에 대해 회귀분석하여 미국 수입수요의 소득탄력성과 가격탄력성을 주요 품목별로 추정하였다.

Houthakker 와 Magee(1969)은 기존의 연구가 가격탄력성에 집중되어 있다는 점에 착안하여 소득탄력성을 접목시켜 연구를 진행하였다. 1951년~1966년의 선진국 수출입에 대한 소득 및 가격탄력성을 OLS

4) Kreinin, Mordechai E., "Price Elasticities in International Trade." *Review of Economics and statistics*, Vol. 49. 1967 p.38.

(최소자승법)을 통하여 추정하였으며, 특이한 점은 독립변수로 자국의 GNP를 추가하여 소득탄력성을 추정하였다.

Goldstein and Khan(1976)은 1955~1973년 분기별 자료를 바탕으로 OECD 12개국의 수입수요함수를 추정하였다. 상대가격 변화규모에 따른 가격탄력성 문제를 검증한 결과, 8개 나라에서 수입수요는 상대가격 변화규모에 대해 의미 있는 반응을 보인다고 결론을 내렸다.

Bahmani & Oskooee(1986)은 한국의 수출물량을 종속변수로 1973~1980년까지의 분기별 자료를 이용하여 한국의 수출품에 대한 수요함수를 추정하였다. 추정결과 소득 및 가격요인은 단기적 효과보다는 장기적 수출수요에 영향을 미치는 반면, 환율의 효과는 단기효과가 오히려 장기효과를 능가하는 것으로 나타났다.

Froot and Klemperer(1989)<sup>5)</sup>는 과점시장의 수요측 접근모형으로서 환율변동이 일시적인지 항구적인지에 따라 환율변동에 따른 수출가격 전가의 크기와 부호가 달라짐을 주장하였다. 실증분석 결과 영국의 수출기업은 미국과 일본에 수출하는 경우, 일본의 수출기업이 영국과 미국에 수출하는 경우 시장별로 수출가격을 달리 책정하였으나, 프랑스와 독일 수출기업은 미국·영국·일본 등으로 수출할 때 일시적인 환율변동에 대하여 차별화 전략을 채택하지 않았다.

Dwyer, Kent & Pease(1993)<sup>6)</sup>는 환율변동에 따라 호주의 수출입 물가가 장단기에 걸쳐 어떠한 영향을 받았는지 공적분 모형과 오차수정 모형을 이용하여 추정하였다. 추정결과 환율이 10% 상승할 때 수입 물가는 장기적으로 9.3% 상승하였으며, 호주는 가격순응자로 나타났다. 또한 환율충격이 발생한 후 4 분기가 지나야 수입물가가 균형수준에 도달하는 것으로 나타났다.

김종만(1992)<sup>7)</sup>은 1966년~1990년의 분기자료를 사용하였으며, 일반최소자승법(GLS)을 사용하였다. 역시 전체산업에 대한 수출물량함수와 수출단가함수를 추정·분석하였다. 독립변수로는 물량함수추정에는 달러표시수출가격·달러표시 세계수출품 가격지수·세계소득지수·계절변수를 사용하였으며, 단가함수추정에는 수출물량·재료비·노무비·이자율·원화환율 등을 사용하였다. 결론을 살펴보면, 수출물량이 수출가격 뿐만 아니라 소득에 대해서도 매우 탄력적이라고 주장하고 있다.

정문채(1999)는 유로화 출범과 함께 역내국과 역외국 수출기업에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분석결과 역내시장의 경우 환위험제거, 환전수수료의 절감등 금융비용의 절감 효과를 가져오며, 단기적으로 유로화 도입에 따른 비용이 발생하면서 중장기적으로 기업간 경쟁이 치열해 짐으로써 한국수출 경쟁에 상대적으로 불리한 영향을 주는 것으로 분석하고 있다.

서영경·전광명(2000)<sup>8)</sup>엔화강세가 상품수지 및 서비스수지에 미치는 영향과 경상수지에 미치는 영향

5) Froot, Kenneth A. and Paul D. Klemperer, "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters," *The American Economic Review*, September 1989, pp.637-654.

6) Dwyer, J. Kent, C. and A. Pease, "Exchange Rate Pass-Through: The Different Responses of Importers and Exporters," *Research Discussion Paper 9304*, Reserve Bank of Australia, May 1993.

7) 김종만, 「일본 환율정책의 방향과 우리나라 수출입에 미치는 영향」, 정책연구, 제93-10호, 대외경제정책연구원.

8) 서영경·전광명, 「엔화환율 변동이 우리 경제에 미치는 영향」, 조사통계월보, 3월호, 한국은행

에 대해서 분석하고, 엔화환율이 10% 강세를 보일 경우 상품수지와 서비스수지가 각각 연평균 8.2억달러, 5.8억달러 개선되는 것으로 분석하고 있다.

이재열과 한희준(2001)<sup>9)</sup>은 1988년~1999년의 분기별 자료를 이용하여 수출 및 수입 각 10개 품목을 대상으로 수출단가, 수출입 물량 및 금액함수를 최소자승법(OLS)과 ARMA 방식으로 추정하였다. 추정 결과를 살펴보면 수출단가함수의 경우 원화환율이 10% 상승할 때, 장기적으로 반도체와 정보통신기기의 수출가격 하락정도가 크게 나타났으며, 수입물량함수 추정결과 원화환율이 10% 상승할 때 내구소비재와 기계류 및 정보통신기기 등의 수입물량이 큰 폭으로 감소하였다.

## 2. 연구모형의 설정

기존의 연구는 한국경제를 소국경제로 취급하여 수입에 대한 공급이 탄력적이고 수출에 대한 가격 탄력성이 무한대에 가깝다고 가정하고 수출량은 외국의 수요에 의해 결정되며, 수입량은 자국의 수요 상태에 의해서 결정된다고 주장하였다. 이러한 가설도 수출함수를 추정하기 위한 계량적 모형이라고 할 수 있다.

그러나, 소국관점에서 볼 때 수출부문에 대해서는 수출공급함수를 무시하고 수출수요함수만 추정하는 방식이 적절하다고 생각한다. 따라서 본 연구에서는 수출수요함수만을 추정하여 분석의 용이성을 기하고자 한다.

### 1) 수출함수 모형<sup>10)</sup>

수출함수의 경우 전통적인 이론에 의하여 수출수요에 관한 실증분석 모형을 설정하고자 한다. 수요이론에 의하면 개별 주체는 예산 범위안에서 효용이 극대화되도록 재화를 구입한다는 것이다. 이에 따라 한국의 수출에 대한 해외수요도 동일하게 설명할 수 있다. 결국 전통적인 수요이론에 의하면 수출 수요의 결정요인은 소득변수와 가격변수를 선택할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 한국의 수출품에 대한 해외의 수요는 교역상대국의 소득변수와 상대가격변수로 표현 할 것이다<sup>11)</sup>. 수출구조방정식을 도입하면 다음과 같다. 먼저 수출물량을 결정하기 위한 함수를 도출하면,

$$ExK = f ( PK, Bu, PEu, WD, E_{\text{U}}D ) \dots\dots\dots (2-1)$$

단, ExK : 한국의 수출물량 , PK : 한국의 수출가격, Bu : 미국의 경기동행지수,  
PEu : 유로연합의 수출가격, WD : 원/달러 환율, EuD : 유로/달러 환율

9) 이재열-한희준, 「품목별 수출입 행태 분석과 시사점」, 조사통계월보, 2월호, 한국은행  
10) Klitgaard, Thomas, "Exchange Rate and Profit Margins : The Case of Japanese Exporters," *Economic Policy Review Vol.5 No.1*, Federal Reserve Bank of New York, April 1999 p.36  
11) 주민정, "엔-달러 환율변동이 한국의 수출과 수입에 미치는 효과분석", 연세대학교, 박사학위논문, 2002, pp.33-40.



식 (2-1)을 직접 사용하기에는 무리가 있다. 따라서 계량적인 분석을 위해 수정이 필요한데 일반적으로 한국의 수출은 1/4분기에 비교적 적고, 2/4분기에 비교적 많은 수출을 해 왔다. 따라서 분기별 자료를 사용하는 경우 수출물량의 계절변동을 설명하기 위한 변수를 추가해야 한다. 본 연구에서는 더미변수를 추가했을 때 그리고 추가하지 않을 때 모두를 추정해서 그 결과를 비교해 보기로 한다. 그리고, 변수들의 수출에 대한 탄력성을 측정하기 위해 자연대수를 채택하여 수출물량함수를 도입하면 다음과 같다.

$$\ln ExK = a_0 + a_1 \ln PK + a_2 \ln Bu + a_3 \ln PEu + a_4 \ln WD + a_5 \ln E_U D + \varepsilon_t^{ExK} \dots (2-2)$$

상기 식에서 유로연합의 수출가격을 수출물량을 독립변수로 포함시킨 이유는 우리나라 수출품과 EU 국가의 수출품이 해외시장에서 경합관계에 있을 경우, EU의 수출가격이 상승하면 우리나라의 수출물량이 증가할 것이다.

환율이 단기적으로 수출물량에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 식 (2-2)의 잔차를 이용하여 다음과 같은 오차수정모형을 구성할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta ExK_t = & b_0 + \sum_{j=1}^i b_{1,j} \Delta PK_{t-j} + \sum_{j=1}^i b_{2,j} \Delta Bu_{t-j} + \sum_{j=1}^i b_{3,j} \Delta PEu_{t-j} + \\ & + \sum_{j=1}^i b_{4,j} \Delta WD_{t-j} + \sum_{j=1}^i b_{5,j} \Delta E_U D_{t-j} + b_6 \varepsilon_{t-1}^{ExK} + e_t \dots (2-3) \end{aligned}$$

상기 오차수정모형의 b6 는 수출물량이 장기균형에서 이탈하는 경우 균형 상태로 복귀하는 속도를 나타낸다.

일반적으로 유로/달러 환율변동이 한국 수출에 미치는 영향은 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째, 유로화 가치의 변동으로 인해 유로지역의 수출품 가격이 변동하는 경우. 둘째, 유로지역 수출품의 가격변동이 한국의 수입원자재와 중간재의 가격을 변동시키는 경우, 직접적으로 수출물량에 영향을 미칠 수 있다. 이를 바탕으로 수출가격함수를 도출하면 다음과 같다.

$$EXPk = \gamma_0 + \gamma_1 EX + \gamma_2 C(IMP, DP, I, LCI) + \gamma_3 PEu + \gamma_4 EEu + \gamma_5 EWD + \varepsilon_t^{EXPk} \dots (2-4)$$

단, EXPk : 수출가격, EX : 한국의 수출물량, IMP : 국내수입물가, I : 이자율,  
LCI : 노동비, EEu : 유로/달러 환율, EWD : 원/달러 환율, PEu : 유럽의 수출가격

상기 식 (2-4) 에서 C(IMP, DP, I, LCI)는 통상적인 가격 요소이다. 수출이 증가한다면, 수출가격



이 상승하는 관계를 설명하기 위해서 수출물량(EX)을 독립변수로 사용하였다. 유럽의 수출가격(PEu)은 한국이 유럽지역에서 수입하는 상품 및 원재료가격의 대응으로 투입하였으며, 유로화의 가치변동과 수출가격과의 관계를 나타내기 위해서 유로-달러 환율을 독립변수로 사용한다. 단기에 있어 수출단가에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (3-4)의 잔차를 이용하여 오차수정모형을 구성하면 다음과 같다.

$$\Delta EXP k_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^i \delta_{1,j} EX + \sum_{j=1}^i \delta_{2,j} C(IMP, DP, I, LCI) + \sum_{j=1}^i \delta_{3,j} PEu + \sum_{j=1}^i \delta_{4,j} EEu + \sum_{j=1}^i \delta_{5,j} EWD + \delta_6 \varepsilon_{t-1}^{EXP k} + e_t \dots\dots\dots (2-5)$$

오차수정항의 계수  $\delta_6$ 는 수출단가가 장기균형 상태에서 이탈했을 때 얼마나 빨리 균형을 회복하는지를 설명하는 조정속도의 의미를 가지게 된다.

## 2) 수입함수 모형

수입함수를 추정하는 일반적인 방법은 공급탄력성이 무한대라고 가정하고 수입수요함수만을 추정하는 것이다. 기업이 최대생산비용보다 적은 양을 생산하고 있는 경우 가격변화 없이도 생산량을 변화시킬 수 있다. 따라서 수요가 감소하면 기업은 가격을 변화시키지 않고 생산량을 감소시킬 것이고 수요가 증가할 경우 가격변화 없이 생산량을 증가시킬 것이다.

수입수요함수를 추정함에 있어서도 전통적인 수요이론에 의한 수입수요에 영향을 미치는 요인을 추측할 수 있다. 수입수요는 수입국의 소득수준, 수입가격 및 환율, 국내 대체재 가격에 의해서 결정된다. 또한 우리나라의 산업생산능력을 나타내는 산업생산지수도 수입수요에 커다란 영향을 미칠 것으로 예상되므로 수입수요함수의 추정모형에 포함시켰다<sup>12)</sup>. 본 연구에서 추정할 수입단가함수의 모형을 설정하면 다음과 같다.

$$IMP = WD + EUD + KIP \dots\dots\dots (2-6)$$

단, IMP : 한국의 수입가격 WD : 원/달러 환율, EUD : 유로/달러 환율,  
KIP : 한국경기동행지수

식 (2-6) 직접사용하기에는 무리가 있다. 따라서 자연대수를 취하면 다음과 같다.

12) 추민정, 전계논문, pp.33~40.

$$\ln IMP = \alpha_0 + \alpha_1 \ln WD + \alpha_2 \ln EUD + \alpha_3 \ln KIP + \varepsilon_t^{IMP} \dots\dots\dots (2-7)$$

단, IMP : 한국의 수입단가, WD : 원화환율 EUD : 유로환율, KIP : 한국의 경기동행지수, ε : 오차항

식 (2-7) 에서 원화환율과 엔화환율이 장기적으로 수입단가에 미치는 영향은 각각 α1, α2 로서 각각 1% 상승할 때 수입단가가 몇 % 변하는지를 보여주는 수입단가 탄력도의 의미를 갖는다. 환율이 단기에 수입단가에 미치는 영향을 분석하기 위해서 오차수정모형을 구성하면 다음과 같다.

$$\Delta IMP = \lambda_0 + \lambda_{1,j} \Delta WD_{t-j} + \lambda_{2,j} \Delta EUD_{t-j} + \lambda_{3,j} \Delta KIP_{t-j} + \lambda_{4,j} \Delta IMP_{t-j} + \lambda_5 \varepsilon_{t-1}^{IMP} + e_t \dots\dots\dots (2-8)$$

오차수정항의 λ5 는 수입단가가 장기균형상태에서 이탈한 후 얼마나 빨리 균형상태로 복귀하는지를 나타내는 속도이다. 환율 변동이 수입물량에 미치는 영향을 분석하기 위해서 다음과 같은 수입물량 함수를 추정할 수 있다.

$$IMQ = f(WD, EUD, KIP, IMP) \dots\dots\dots (2-9)$$

식 (2-9) 에 자연대수를 취하면 다음과 같다.

$$\ln IMQ = \mu_0 + \mu_1 \ln WD + \mu_2 \ln EUD + \mu_3 \ln KIP + \mu_4 \ln IMP + \varepsilon_t^{IMQ} \dots\dots\dots (2-10)$$

단, IMQ : 한국의 수입물량, WD : 원화환율, EUD : 유로환율, KIP : 한국의 경기동행지수, IMP : 수입단가, ε : 오차항

유로화 환율변동이 수입물량에 미치는 영향은 μ4에 의해서 결정된다. 이는 환율이 1% 상승할 때 장기에 있어 수입물량이 변동하는 탄력도로서의 의미를 갖게 된다. 수입물량의 경우 수요요인과 수입가격등에 의해서 영향을 받기 때문에 상기변수를 제어변수로 포함시켰다. 환율이 단기에 수입물량에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (2-10)의 잔차를 이용하여 다음과 같은 오차수정모형을 도출할 수 있다.

$$\Delta IMQ_t = \mu_0 + \sum_{j=1}^i \mu_{1,j} \Delta WD + \sum_{j=1}^i \mu_{2,j} \Delta EUD + \sum_{j=1}^i \mu_{3,j} \Delta KIP + \sum_{j=1}^i \mu_{4,j} \Delta IMP + \sum_{j=1}^i \mu_{5,j} \Delta IMQ_{t-j} + \mu_6 \varepsilon_{t-1}^{IMQ} + e_t \dots\dots\dots (2-11)$$

식 (2-11)에서 오차 수정항의 계수인 μ6는 수입물량이 균형상태에서 이탈한 후 복귀하는데 소요되는 속도를 의미한다.

### 3. 추정모형 및 사용자료

본 연구에서는 불안정적인 시계열의 회귀현상과 문제를 제거하기 위해 Engle & Grandger(1987)의 오차수정모형에 입각한 수출입함수를 추정하였다.

본 연구에서 사용되는 자료는 IMF 이후라고 할 수 있는 1998년 1월 - 2005년 8월의 월별 자료를 사용하였다. 따라서 본 연구에서 사용되는 표본수는 92개이다.

상기 식에 의한 수출입 가격·물량함수를 추정하는데 있어 사용된 변수는 다음과 같이 자료를 사용하였다. 먼저 한국의 수출물량(ExK)는 한국이 전세계를 대상으로 수출하는 총수출량을 선정하였으며, 한국의 수출가격(PK)는 IFS의 수출가격지수를 사용하였다. 미국의 경기동행지수는 미통계청 발표자료를 사용하였으며, 유로연합의 수출가격(PEu)는 IFS의 유럽의 수출가격지수를 사용하였다. 원/달러 환율은 한국은행 발표 자료를 사용하였으며, 유로/달러 환율은 유로중앙은행 발표 자료를 사용하였다. 국내 수입물가(IMP)는 IFS 발표 자료를 사용하였다. LCI는 단위노동비용지수(=임금지수/노동생산성지수)로 통계청 자료를 바탕으로 수정 사용한다.

본 연구에서는 앞에서 제시한 수출입함수의 추정에 사용된 시계열변수의 안정성을 파악하기 위해 수준변수와 일차차분변수에 대하여 Dicky and Fuller의 ADF 검정법과 Philips and Perron의 Z검정법에 의하여 단위근 검정을 하였다.

## IV. 유로화 환율변동이 수출기업에 미치는 영향

### 1. 단위근·공적분, 오차수정모형의 추정결과

#### 1) 단위근 검정

단위근 검정은 변수의 안정성을 살펴보는 것으로 여기서는 Dickey-Fuller의 단위근 검정과 Phillips-Perro 검정을 모두 사용하여 <표 1>와 같은 결과를 도출하였다.

먼저 DF 단위근 검정에서 lever에서는 모든 자료가 단위근이 존재하여 불안정한 시계열 자료임을 보였다. 불안정성을 해결하기 위해 1차 차분하여 안정적인 시계열을 확보할 수 있었다.

<표 1>의 결과에서 보듯이, 수출함수 모형에 있어 ADF 단위근 검정 결과 EUGDP가 Level 수준에서 안정성을 가지고 있었지만, 다른 변수의 경우 단위근이 존재했으며 log값을 취한 뒤, 1차 차분할 경우 단위근이 없어짐을 알 수 있다. 따라서 수출에 있어서 변수가 안정적이라는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 이들 변수가 불안정한 시계열 자료이지만, 1차 차분을 통해 안정적인 시계열 자료를 취

특할 수 있음을 알았다.

PP 단위근 검정에서는 EUGDP와 KP(한국의 수출물가지수)가 Level 수준에서 안정성을 가지고 있으며, 다른 변수의 경우 단위근을 가지고 있었으며, ADF 검정결과와 같이 Level에서는 변수가 불안정적이지만 1차 차분을 통해 모든 변수가 안정적인 시계열 자료가 되었다.

<표 1> "ADF-PP" 단위근 검정 결과-수출함수의 경우

변 수	DF 단위근검정		PP 단위근검정	
	Level	1 차분	Level	1 차분
한국의 총수출(EX)	0.177186	-5.38176*	-1.44293	-10.57807*
원화의 대미달러 환율(KD)	-2.625694	-10.73216*	-3.84817	-9.29648*
유로화의 대미달러 환율(EuD)	-0.515391	-4.27281*	-0.54584	-5.36590*
단위노동비용지수(LCI)	-1.415801	-5.30670*	-1.59973	-10.82078*
EUGDP(명목변수)	-7.999151 <sup>(1)</sup>	-7.99915	-3.71855 <sup>(1)</sup>	-3.71855
유로연합의 수출물가지수(EuP)	-1.394831	-6.68511*	-1.36682	-7.92139*
미국의 수출물가지수(USEx)	-2.011113	-7.88132*	-2.12289	-5.54555*
한국의 수출물가지수(KP)	-2.352428	-9.67730*	-8.81677 <sup>(1)</sup>	-8.81677
미국의 경기동행지수(ULEI)	-0.734323	-7.04640*	-0.91768	-6.17251*

주 : (1) 는 Level에서 유의함, 모든 변수는 log 변환시켰으며, 시차는(2) 임.

\* 는 99% 신뢰수준, \*\*는 95% 신뢰수준에서 유의적임

<표 2> "ADF-PP" 단위근 검정 결과-수입함수의 경우

변수	DF 단위근검정		PP 단위근검정	
	Level	1 차분	Level	1 차분
한국의 실질수입액(KIM)	-0.13523	-4.50489*	-0.50158	-11.08386*
한국의 실질국내총생산(KGDP)	-2.29840	-9.61308*	-2.00310	-8.50674*
한국의 수입물가지수(KMP)	-1.98643	-4.15526*	-2.72152	-5.316367*
국내 생산자물가지수(KIP)	-1.94237	-4.83106*	-1.48268	-7.56530*
한국의 경기동행지수(KLEI)	-1.93880	-7.37342*	-0.99966	-3.76203*
원화의 대미달러 환율(KD)	-2.62569	-10.73216*	-3.848171	-9.29648*
유로화의 대미달러 환율(EuD)	-0.515391	-4.27281*	-1.36682	-5.36589*

주 : (10) 는 Level에서 유의함, 모든 변수는 log 변환시켰으며, 시차는(2) 임.

\* 는 99% 신뢰수준, \*\*는 95% 신뢰수준에서 유의적임

수입함수 모형에 있어 ADF 단위근 검정 결과 모든 변수에 있어 단위근이 존재했으며 log값을 취한 뒤, 1차 차분할 경우 단위근이 없어짐을 알 수 있다. 따라서 수입에 있어서 변수가 안정적이라는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 이들 변수가 불안정한 시계열 자료이지만, 1차 차분을 통해 안정적인 시계열 자료를 취득할 수 있음을 알았다.

PP 단위근 검정에서도 모든 변수가 단위근을 가지고 있었으며, ADF 검정결과와 같이 Level에서는 변수가 불안정적이지만 1차 차분을 통해 모든 변수가 안정적인 시계열 자료가 되었다.

## 2) 요한슨 공적분 분석 결과

단위근 검정 결과 수출함수와 수입함수 모두 1%의 유의 수준에서 단위근을 가지고 있었으며, 1차 차분을 통해 시계열의 안정성을 확보할 수 있었다. 따라서 장기 균형관계를 살펴보기 위해 공적분 검정을 실시한 결과 <표 3>, <표 4>와 같다.

공적분 검증결과 수출함수와 수입함수 모두 99%의 신뢰도에서 1개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타났다. 공적분 벡터가 1개 이상 나타난 것은 본 연구에서 설정한 모형이 장기적으로 유의하다는 것을 의미한다.

즉 수출함수의 경우에 원화의 대미달러 환율, 유로화의 대미달러 환율, 단위노동비용지수, EU의 국내총생산, EU의 수출물가지수, 미국의 수출물가지수, 한국의 수출물가지수, 미국의 경기동행지수 사이에 최대 1개 이상의 공적분벡터가 존재하여 장기적 관계가 성립함을 알 수 있다.

<표 3> 수출함수에 대한 공적분 결과

공적분 벡터의 수	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	0.614886	266.1299	192.89	205.95	None **
r ≤ 1	0.588066	200.2889	156.00	168.36	At most 1 **
r ≤ 2	0.486064	139.0933	124.24	133.57	At most 2 **
r ≤ 3	0.380352	93.16302	94.15	103.18	At most 3
r ≤ 4	0.309711	60.13941	68.52	76.07	At most 4
r ≤ 5	0.193176	34.56489	47.21	54.46	At most 5
r ≤ 6	0.148972	19.75406	29.68	35.65	At most 6
r ≤ 7	0.117436	8.623615	15.41	20.04	At most 7
r ≤ 8	5.57E-05	0.003846	3.76	6.65	At most 8

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
 L.R. test indicates 3 cointegrating equation(s) at 5% significance level

〈표 4〉 수입함수에 대한 공적분 결과

공적분 벡터의 수	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	0.614886	266.1299	192.89	205.95	None **
r ≤ 1	0.588066	200.2889	156.00	168.36	At most 1 **
r ≤ 2	0.486064	139.0933	124.24	133.57	At most 2 **
r ≤ 3	0.380352	93.16302	94.15	103.18	At most 3
r ≤ 4	0.309711	60.13941	68.52	76.07	At most 4
r ≤ 5	0.193176	34.56489	47.21	54.46	At most 5
r ≤ 6	0.148972	19.75406	29.68	35.65	At most 6
r ≤ 7	0.117436	8.623615	15.41	20.04	At most 7
r ≤ 8	5.57E-05	0.003846	3.76	6.65	At most 8

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
 L.R. test indicates 3 cointegrating equation(s) at 5% significance level

수입의 경우에도 한국의 실질국내총생산, 한국의 수입물가지수, 국내 생산자물가지수, 한국의 경기동행지수, 원달러 환율, 유로달러 환율 사이에서 최대 1개 이상의 공적분 벡터가 존재하여 장기적 관계가 성립함을 알 수 있다.

$$EX = -1.004331KD + 1.931964EUD - 0.447633LCI + 0.085764EUGDP + 4.544087EUP - 16.00066USEX + 1.596831KP - 2.408304ULEI + 47.87835 \dots (3-1)$$

$$KIM = -0.672083KGDP - 2.425026KIP - 0.778884KLEI - 0.008769KMP + 0.265519EUD + 1.849213KD - 6.780027 \dots (3-2)$$

식 (3-1)과 식 (3-2)에서 공적분벡터의 부호를 살펴보자. 수출의 경우 수출액은 유로달러환율, EU의 국내총생산, EU의 수출물가지수, 한국의 수출물가지수 와 正(+) 의 관계를 원달러 환율, 단위노동비용 지수, 미국의 수출물가지수, 미국의 경기동행지수와 負(-)의 관계를 가지고 있다. 수입의 경우 유로달러 환율, 원달러 환율과 正(+)의 관계를 한국의 실질국내소득, 한국의 생산자물가지수, 한국의 경기동행지수, 한국의 수입물가지수와 負(-)의 영향을 가지고 있다.

### 3) 오차수정모형

수출 함수에 공적분관계가 존재하므로 공적분 관계식으로부터 오차항을 이용하여 오차수정모형을

설정하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 EX = & 0.008 - 0.335ECMt-1 - 0.081Ext-1 - 0.368KDt-1 + 0.291EUDt-1 - \\
 & (0.012) \quad (0.173) \quad (0.206) \quad (0.372) \quad (0.565) \\
 & 0.162LCIt-1 + 0.033EUGDPt-1 - 0.179EUPt-1 - 2.358USEXt-2 + \\
 & (0.149) \quad (0.016) \quad (1.764) \quad (3.810) \\
 & 0.616ULEIt-2 + 0.690KPt-1 \dots\dots\dots (3-3) \\
 & (2.894) \quad (0.589) \\
 R2 = & 0.834 \quad D.W. = 1.667
 \end{aligned}$$

장기 조정과정을 고려한 오차수정모형을 살펴보면 t시점에 수출변동은 전기의 다른 변수들의 변동에 따라 영향을 받게 된다. 또한 예상치와 관측치 사이에서 무려 33.5%가 (t-1)의 수출액 변동률에 반영되고 있음을 알 수 있다.

다른 변수에 대한 부호는 예상과 다르지 않게 나왔으며 내생시차변수인 EXt-1 에 대해서는 전기의 불균형 변동률에서 8.1%정도가 당기에 반영되는 것으로 나타났다.

본 연구의 주요 초점임 유로/달러 환율변동의 경우를 살펴보면 유로/달러 환율이 1% 변동할 때 한국의 수출은 29.1% 상승한 것으로 나타났으며, 반대로 원/달러 환율이 1% 변동할 경우 36.8% 감소하는 것으로 나타나, 유로/달러 환율이 한국의 수출증가에 正(+)의 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 즉, t 시점의 달러대비 유로화의 가치는 바로 t시점의 수출 상승률에 영향을 미치는 것으로 유로화와 달러화의 상대적인 가치변화가 수출에 미치는 영향이 크게 나타남을 알 수 있다.

수입 함수의 경우를 살펴보면, 역시 공적분관계가 존재하므로 공적분 관계식으로부터 오차항을 이용하여 오차수정모형을 설정하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 KIM = & 0.01 - 0.587ECMt-1 - 0.256KIMt-1 + 0.314KGDPt-1 - \\
 & (0.007) \quad (0.092) \quad (0.109) \quad (0.114) \\
 & 0.217KMPt-1 + 4.443KIPt-1 + 0.667KLEIt-1 + 0.707KDt-1 + \\
 & (0.301) \quad (1.374) \quad (1.050) \quad (0.183) \\
 & 0.180EUDt-1 \dots\dots\dots (3-4) \\
 & (0.225) \\
 R2 = & 0.962 \quad D.W. = 1.253
 \end{aligned}$$

역시 t 시점의 수입액의 변동은 전기의 다른 변수들에 의해서 영향을 받으며 전기의 균형치와 실제치 차이변동의 58.7%가 당기의 수입액에 영향을 미치고 있다. 또한 각 변수들의 추정계수의 유의성 부



호는 예상과 같은 결과가 나타났으며, 내생시차변수인 KIMt-1은 당기의 변동율에 25.6% 반영되는 것으로 나타났다. 본 연구에서 살펴 보려하는 유로화 환율변동의 경우 유로화 환율이 전기에 1% 상승할 때 당기의 수입변동률은 18% 상승하는 것으로 나타났다.

## V. 결 론

본 연구에서는 유로달러 환율 변동이 한국의 수출입에 미치는 영향에 대해 수출입함수를 명시적으로 도입하여 살펴보았다.

시계열 자료의 경우 단위근이 존재할 경우 추정계수가 왜곡될 우려가 높다. 따라서 본 연구에서는 단위근 존재를 확인하고 공적분회귀식에 대한 공적분검정을 통하여 설명변수와 종속변수의 장기균형 관계가 성립함을 증명하였다. 또한 도출된 오차항을 통하여 단기적인 관계를 설명하기 위해 오차수정모형을 도출하였다. 결국 공적분회귀식과 오차수정모형을 통해 주어진 시계열 자료로부터 수출입함수를 장단기로 분석한 것이다.

수출함수의 경우 원달러 환율과 유로달러 환율을 사용하였으며, 유로지역의 소득증가가 무역에 미치는 영향을 살펴보기 위한 해외소득변수로 유로 지역의 실질 GDP를 사용하였으며, 해외 물가지수로서 EU와 한국의 공동의 시장으로 삼고 있는 미국의 수출물가지수와 한국의 수출물가지수, EU의 수출물가지수를 사용하였으며, 보다 정확한 분석을 위해 미국의 경기동행지수를 사용하여 미국경기 변동에 따른 한국의 수출입 구조 변화를 살펴보았다. 또한 수출가격에 영향을 미치는 요인을 추가하기 위해 단위당 노동비용지수를 사용하였다.

이들 변수의 단위근 존재여부를 확인한 결과 1%의 유의수준에서 모든 변수가 1차 단위근이 존재함에 따라 불안정한 자료였다. 공적분검정을 통하여 장기적인 균형관계를 도출하였으며, 이를 이용하여 오차수정모형을 형성하였다.

수출함수의 오차수정모형에서 오차항의 계수가 0.335로 나타나면서 장기적인 조정과정에서 전기의 균형치와 실제치 차이의 33.5%가 당기의 수출변동에 반영됨을 밝혔으며, 유로/달러 환율이 1% 상승할 때, 수출의 경우 29.1% 상승한 것으로 나타났다. 중요한 것은 크기뿐만 아니라 시차에 있어서도 당기 환율변동은 당기 수출변동에 영향을 미친다는 것이다.

수입함수의 오차수정모형에서 오차항의 계수가 0.587로 나타나면서 장기적인 조정과정에서 전기의 균형치와 실제치 차이의 58.7%가 당기의 수입변동에 반영됨을 밝혔으며, 유로/달러 환율이 1% 상승할 때, 수입의 경우 18% 상승한 것으로 나타났다. 시차의 경우 한 시점 이전(t-1)의 환율변동이 당기(t)의 수입변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

종합하면 EU 국가의 경우 한국과 실질적인 경합관계에 있는 상품은 거의 없다. 수출입함수의 추정

결과 유로화와 달러의 상대적인 가치 변화가 한국의 수출입에 미치는 영향은 수입보다는 수출에 있어 크게 나타나고 있다. 달러의 약세로 인해 미국 시장에서 EU 상품이 한국 상품보다 비싸게 팔리면서 한국의 무역수지는 소폭의 개선을 보이는 것처럼 보인다. 그러나 실질적으로 경합관계가 약하기 때문에 단기에 있어 유로-달러 환율변동이 한국 무역에 큰 영향을 주지 않는다고 할 수 있다.

환율이 1% 상승할 때 수출은 0.291%, 수입은 0.18% 상승 한다 따라서 약 0.1%의 수출 증대효과를 얻을 수 있으나, 이는 EU 시장 전체의 수출증대를 의미하기 때문에 EU 시장에서 한국과 경합관계가 높은 말레이시아, 싱가포르, 일본, 중국 등의 시장상황도 한국 무역에 큰 영향을 미친다 할 수 있다.

마지막으로 본 연구는 수출입합수를 통해 유로/달러 환율변동이 수출입에 미치는 영향을 살펴보았다. 그러나 개별 산업에 따른 분석과 품목에 따른 분석이 누락된 점은 아쉽다고 할 수 있다. 따라서 향후 연구방향은 개별산업에 미치는 영향과 품목별로 미치는 영향을 살펴볼 가치가 있다고 생각한다.

## 참 고 문 헌

차철호·이종철, 국제금융론, 형설출판사, 2003.

김종만, 「일본 환율정책의 방향과 우리나라 수출입에 미치는 영향」, 정책연구, 제93-10호, 대외경제정책연구원.

서영경·전광명, 「엔화환율 변동이 우리 경제에 미치는 영향」, 조사통계월보, 3월호, 한국은행.

신경환, 「IMF 관리체제 이후 한국기업의 신경영패러다임」, 산업연구, 제10집, 1998.12. pp.433~441.

이재열·한희준, 「품목별 수출입 행태 분석과 시사점」, 조사통계월보, 2월호, 한국은행.

이창환, 「엔/달러 환율 변동이 우리나라 수출에 미치는 영향분석」, 중앙대학교 박사학위논문, 1993.

오호영, 「EU시장에서의 경합관계 및 수출경쟁력 분석」, 한국무역협회, 2000.10.

Alexander, S.S., "The Effect of a Devaluation on the Trade Balance", *IMF Staff Papers*, Vol.2. No.2, 1952.

Dwyer, J. Kent, C. and A. Pease, "Exchange Rate Pass-Through : The Different Responses of Importers and Exporters," *Research Discussion Paper* 9304, Reserve Bank of Australia, May 1993.

Francis A. and P.K.M. Tharakan ed., "The Competitiveness of European Industry", *London :Routledge*, 1989.

Froot, Kenneth A. and Paul D. Klemperer, "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters," *The American Economic Review*, September 1989.

Harberger, A. C., "Currency Depreciation, Income, and the Balance of Trade", *Journal of Political Economy*, February 1950.

Klitgaard, Thomas, "Exchange Rate and Profit Margins : The Case of Japanese Exporters," *Economic Policy Review* Vol.5 No.1, Federal Reserve Bank of New York, April 1999.

Krugman, P., "Competitiveness : A Dangerous Obsession," *Foreign Affairs*, Vol. 73, No.2, 1994, pp.28-44.

Kreinin, Mordechai E., "Price Elasticities in International Trade." *Review of Economics and statistics*, Vol. 49. 1967.

Robinson, J., "The Foreign Exchange", *Readings in the Theory of International Trade*, Homewood, Illinois : Richard D. Irwin, Inc., 1949.