

# 원화환율의 산업별 수출가격에의 전가율 추정

이 환 호\*

## 〈 目 次 〉

- I. 머리말
- II. 모형의 설정
- III. 우리나라 및 경쟁국의 환율 및 수출가격의  
변동 추이
- IV. 원화환율의 수출가격에의 전가율 추정
- V. 요약 및 정책적 시사점

## I. 머리말

1970년대 초 주요 선진국들은 변동환율제도로 이행하면서 환율이 국제수지 조정기능을 발휘하게 되면 각국의 국제수지 불균형은 환율변동에 의하여 자동적으로 조정되고 나아가 당시 이들 국가간 국제수지 불균형이 해소되면 환율도 안정될 것으로 기대하였다. 그러나 1970년대와 1980년대 중 변동환율제도 하에서 주요 선진국들의 경험은 당초 기대에 크게 못 미침에 따라 환율제도 및 전통적 환율결정이론에 관하여 새로운 논란을 불러 일으켰다. 우선 주요 선진국 통화간 환율이 중장기적으로 구매력평가환율로부터 크게 벗어나 움직였을 뿐만 아니라 단기적으로도 그 변동폭이 심화되는 현상을 나타내었다. 또한 환율과 실물변수 - 예를 들면 무역수지, 물가, 국민소득 등 - 간의 관계도 변동환율제도를 채택한 이후 시간이 지남에 따라 점차 약화되는 모습을 나타내었다.

\* 세종대학교 사회과학대학 무역학과 부교수. 이 논문은 1994년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었음.

이러한 가운데 미국을 비롯한 주요 선진국을 중심으로 환율과 무역수지의 관계가 1980년대 중반 이후 당초 기대와는 크게 벗어나 움직이면서 이에 대한 원인을 규명하는 데 초점이 모아졌다. 즉 1985년 9월 Plaza 합의 후 미달러화가 일본엔화나 독일마르크화에 대하여 지속적으로 약세를 보였음에도 불구하고 미국의 무역수지적자는 좀처럼 줄어들 기미를 보이지 않았다.<sup>1)</sup> 이러한 현상은 환율변동이 장기적으로 수출가격에 완전히 전가된다는 것을 전제로 하는 기존 환율결정이론에 의해서 해명될 수 없었다. 이에 따라 기존 환율결정이론에 대한 기본가정을 재검토하게 되었고 이러한 과정에서 환율변동의 수출가격에의 불완전전가에 대한 관심이 높아지면서 이에 대한 원인을 규명하고자 하는 데 노력이 집중되었다.<sup>2)</sup>

이러한 노력의 결과로 환율변동의 수출가격에의 불완전전가 원인에 대한 다양한 견해가 제시되었고 이를 근거로 실증분석도 시도되어 왔다. 우선 Dornbusch[1987], Feenstra[1989], Fisher[1989] 등은 산업조직론적 입장에서 불완전경쟁시장을 상징하고 수입품과 국산품간 상품의 대체정도, 경쟁기업의 수, 시장수요의 탄력성, 비용함수의 형태 등에서 환율변동이 수출가격에 불완전전가되는 원인을 규명하고자 하였다. 또한 Baldwin[1988a, 1988b], Dixit[1989a, 1989b], Krugman and Baldwin[1987] 등은 공급측면에서 상당규모의 매몰비용(sunk cost)이 존재하는 경우 이력효과(Hysteresis Effect)가 발생하기 때문에 진입-퇴출에 따른 비대칭성으로 인하여 환율변동이 수출가격에 완전하게 전가되지 않는다고 주장하였다. 한편 Mann[1986], Krugman[1986], Froot and Klemperer[1988] 등은 수출기업이 장기적 이윤의 극대화를 위하여 시장중시 가격설정전략을 구사하는 경우 환율변동분을 모두 수출가격에 전가시키지 않는다고 주장하였다.

1) 1985년 6월 말 엔화와 마르크화의 대미달러환율이 각각 \$1=¥248.95와 \$1=DM3.0607에서 1988년 5월 말 \$1=¥125.25와 \$1=DM1.7267에 달할 때까지 지속적으로 하락하는 과정에서 미국의 무역수지적자는 1985년 중 1,221.6억 달러, 1986년 중 1,450.5억 달러, 1987년 중 1,594.9억 달러로 확대되었으며 1988년 중 1263.7억 달러, 1989년 중 1012.0억 달러로 다소 줄어드는 모습을 보여주었음.

2) 전가(pass-through)라는 용어는 Branson[1972]에 의하여 1970년대 초 미달러화의 하락에도 불구하고 미국의 무역수지적자가 줄어들지 않자 이러한 원인이 일본과 독일의 수출기업이 환율변동분을 모두 수출가격에 전가시키지 않은 데 원인이 있음을 지적하면서 처음으로 사용되었음. 그러나 1970년대 초에는 환율변동의 수출가격에의 불완전전가는 수출가격 조정시 기존의 계약관행, 계약과 인도까지의 시차 등에 따라 불가피하게 발생하는 단기적 현상으로 보아 심각하게 받아들이지 않았음.

한편 우리나라에서는 1980년대 후반기 중 원화의 급격한 절상에도 불구하고 무역수지가 예상외로 호조를 보이면서 원화환율변동의 수출가격에의 불완전 전가에 관한 연구가 실증분석위주로 이루어져 왔다. 김승진[1989]은 수출가격 함수를 이용하여 원화환율변동의 수출가격에의 전가율을 추정하고 불완전전가의 원인이 우리나라 수출품의 품질향상으로 인해 미국의 수요가 비탄력적으로 변하였을 뿐만 아니라 우리나라 원화가 일본엔화나 대만원화에 비하여 절상폭이 낮아 우리나라 수출품이 일본이나 대만에 비하여 경쟁력을 확보할 수 있었기 때문이라고 주장하였다. 또한 윤재현[1991]은 수출가격함수의 추정을 통하여 원화환율변동의 수출가격에의 불완전전가 원인이 우리나라 수출수요의 가격탄력성 하락, 수출기업에 대한 지원정책의 축소, 선진국의 가격규제 등에 있다고 주장하였다. 한편 오재권·정상돈[1991]은 수출가격함수를 제조원가뿐만 아니라 환율변동, 해외시장여건 등을 고려한 마크업에 의하여 결정된다는 가정하에 설정하고 이의 추정을 통하여 원화절하는 수출기업의 채산성을 개선시키기 때문에 수출가격을 인하시킬 필요성이 크지 않은 반면 원화절상은 수출기업의 채산성을 악화시키기 때문에 원화절상분을 어느 정도 수출가격의 인상을 통하여 전가시킨다고 주장하였다.<sup>3)</sup>

그러나 기존 우리나라 원화환율변동의 수출가격에의 전가율에 관한 연구는 수출가격 결정모형의 설정이나 추정방법상에 있어서 다소 미흡했던 것으로 보인다. 우선 기존 해외연구는 물론이거니와 국내연구에서 사용된 수출가격 결정모형은 가공무역형태의 특성을 지니고 있는 우리나라 산업 및 무역구조를 충분히 반영하고 있지 못하다.<sup>4)</sup> 다시 말하면 우리나라와 같이 중간재투입중 수입중간재의 비중이 높은 경우 수출가격 결정모형을 설정함에 있어서 원화환율의 변동은 수입중간재 투입비용의 변동을 통하여 수출가격결정에 직접적으로 영향을 미친다는 점이 명시적으로 고려되어야 한다. 한편 수출가격 결정모형에 관한 기존의 실증분석은 시계열자료의 단위근 문제를 고려하지 않았기 때문에 허구적 회귀(spurious regression)의 가능성을 배제할 수 없다. 일반적으로 시계열자료는 단위근이 존재하는 것으로 알려져 있는 만큼 허구적 회귀를

3) 이외에도 우리나라 원화환율변동의 수출가격에의 불완전전가를 다룬 논문으로서는 박승영[1988], 박원암[1989], Athukorala[1991] 등이 있음.

4) 한국은행[1993], 「1990년 산업연관표 작성보고서」에 따르면 총투입중 부가가치를 제외한 중간투입에서 수입재가 차지하는 비중이 1985년에는 28.8%이었으며 1990년에는 24.7%로 다소 낮아졌으나 일본의 7.7%(1988년)에 비해서는 절대적으로 높은 수준을 보이고 있음.

피하기 위하여 오차수정모형을 도입하여 추정하여 그 결과를 제시하는 것이 바람직하다.

본고는 우리나라 산업구조의 특성을 고려하여 수출가격 결정모형을 설정하고 오차수정모형에 의하여 원화환율의 수출가격에의 전가율을 산업별로 추정하여 제시하는 데 목적이 있다. 제2절에서는 우리나라 산업구조의 특성을 반영하여 수출가격 결정모형을 설정하여 제시하고자 한다. 제3절에서는 수출가격 결정모형의 추정에 사용되는 시계열자료에 대한 단위근 검정을 실시하여 제시함으로써 기존 실증분석의 한계를 지적하는 동시에 오차수정모형에 의하여 원화환율의 수출가격 전가율을 추정하여 제시하고자 한다. 제4절에서는 본고의 내용을 요약함과 아울러 본고의 분석결과가 함축하는 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## II. 모형의 설정

### 1. 기본모형

본고에서는 국내시장과 해외시장에 차별화된 제품을 공급하는 우리나라 수출기업이 장기적으로 이윤극대화를 위하여 가격정책을 편다는 가정하에 이윤함수를 설정하였다.<sup>5)</sup> 이와 같이 우리나라 수출기업이 국내외시장을 차별하여 가격정책을 구사하는 경우 수출기업의 이윤함수는 국내외시장 총수입에서 생산비용을 뺀 것으로 표시된다.

$$\text{MAX}_{\{P_d, P_x^*\}} \Pi = P_d Q_d(P_d) + SP_x^* Q_x(P_x^*) - TC[Q_d(P_d) + Q_x(P_x^*)] \quad (1)$$

단,  $\Pi$  : 총이윤

$P_d$  : 원화표시 국내가격

$Q_d$  : 국내판매량

$S$  : 원화환율

$P_x^*$  : 외화표시 수출가격

5) 수출기업이 장기적 관점에서 예상되는 미래이윤의 흐름을 현재가치로 할인하여 극대화한다는 가정하에 모형을 설정할 수 있음. 그러나 결과적으로 이윤극대화조건은 본고에서 도출된 내용과 동일하므로 모형의 단순화를 꾀하였음.

$Q$  : 해외수출량

$TC$  : 총비용

우리나라 수출기업의 이윤극대화조건은 식(1)을  $P_d$  와  $P_x^*$  에 대하여 각각 1 차 미분함으로써 다음과 같이 도출된다.

$$\frac{d\Pi}{dP_d} = Q_d + P_d \frac{dQ_d}{dP_d} - \frac{dTC}{dQ_d} \cdot \frac{dQ_d}{dP_d} = 0 \quad (2)$$

$$\frac{d\Pi}{dP_x^*} = SQ_x + SP_x^* \frac{dQ_x}{dP_x^*} - \frac{dTC}{dQ_x} \cdot \frac{dQ_x}{dP_x^*} = 0 \quad (3)$$

식(2)와 식(3)은 우리나라 수출기업이 이윤을 극대화하는 과정에서 국내시장과 해외시장에서 각각 한계수입과 한계비용이 일치하는 점에서 국내가격과 수출가격을 설정하고 있음을 나타내 주고 있다.

한편 국내수요와 해외수요의 가격탄력성을 각각  $\eta_d = -\frac{dQ_d}{dP_d} \frac{P_d}{Q_d}$  와  $\eta_x = -\frac{dQ_x}{dP_x^*} \frac{P_x^*}{Q_x}$  라고 하면 우리나라 수출기업의 국내가격과 수출가격은 식(2)와 식(3)으로부터 다음과 같이 표시된다.

$$P_d = \frac{1}{1-1/\eta_d} \cdot MC \quad (4)$$

$$P_x^* = \frac{1}{1-1/\eta_x} \cdot \frac{MC}{S} \quad (5)$$

단,  $MC$  : 원화표시 한계비용 ( $= \frac{dTC}{dQ} = \frac{dTC}{dQ_d} = \frac{dTC}{dQ_x}$ )

식(5)을 변형하면 우리나라 수출가격은 다음과 같이 한계비용과 한계비용을 초과하는 이윤폭(profit margin)으로 구분하여 나타낼 수 있다.<sup>6)</sup>

6) 식(6)은 식(5)에서 다음과 같은 변형을 통하여 도출됨.

$$\frac{1}{1-1/\eta_x} = \frac{1}{(\eta_x-1)/\eta_x} = \frac{\eta_x}{\eta_x-1} = \frac{\eta_x-1+1}{\eta_x-1} = 1 + \frac{1}{\eta_x-1} = 1 - Z(\eta_x)$$

$$P_r^* = \{1 + Z(\eta_r)\} \frac{MC}{S} \quad (6)$$

식(6)은 우리나라 수출기업이 해외시장에서의 이윤폭, 한계비용 및 환율수준을 고려하여 수출가격을 책정하고 있음을 나타내고 있다. 만일 우리나라 수출기업이 환율변동에도 불구하고 원화표시 한계비용의 변동이 없고 이윤폭을 일정하게 유지하고자 한다면 환율변동율은 수출가격의 변동율과 같아져<sup>7)</sup> 환율변동이 수출가격에 완전히 전가된다. 그러나 우리나라 수출기업이 환율변동에 대응하여 시장점유율을 유지하고자 이윤폭을 조정하거나 중간투입재의 해외 의존도가 높아 환율변동이 한계비용에 영향을 미친다면 환율변동분이 그대로 수출가격에 전가되지 않는다.

## 2. 모형의 확장

여기에서는 우리나라 수출기업의 이윤폭에 영향을 미치는 요인을 살펴보고 중간투입재중 수입중간재의 비중이 크다는 가정하에 총비용함수를 상정하여 수출가격 결정모형의 확장을 꾀하여 보고자 한다.

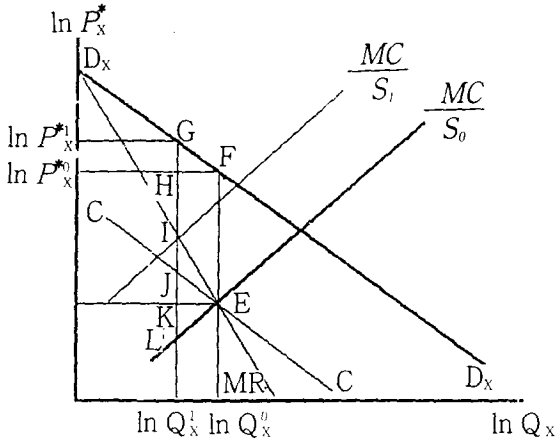
먼저 우리나라 수출기업이 해외시장에 차별화된 제품을 공급하고 있어 우하향하는 수출수요곡선에 직면하는 경우 원화절상이 우리나라 수출기업의 이윤폭에 미치는 영향은 <그림 1>을 통하여 살펴볼 수 있다. 만약 수입중간재가 없어 원화표시 한계비용이 일정하다면 원화절상은 우리나라 수출기업의 외화표시 한계비용곡선을  $\frac{MC}{S_0}$ 에서  $\frac{MC}{S_1}$ 으로 원화절상율에 상당하는 만큼 위로 이

동시킨다.<sup>8)</sup> 이에 따라 우리나라 수출기업은 이윤을 극대화하는 과정에서 외화표시 수출가격을  $\ln P_r^{0*}$ 에서  $\ln P_r^{1*}$ 으로 인상하고 수출물량을  $\ln Q_r^{0*}$ 에서  $\ln Q_r^{1*}$ 으로 줄이므로 이윤폭은 FE에서 GI로 줄어들게 된다. 즉 원화절상에 의한 가격상승요인분 IL중 JK(=GH)만 수출가격의 인상으로 해외에 전가되고 나머지 KL과 IJ는 각각 생산량 감축에 따른 한계비용의 감소와 이윤폭의 감소에

7) 식(6)을 S에 관하여 미분한 다음 양변을 식(6)으로 다시 나누어주면  $\frac{dP_r^*}{P_r^*} = -\frac{dS}{S}$ 와 같은 결과를 얻게 됨.

8) 수출가격과 수출물량을 자연대수로 표시하였기 때문에 원화절상은 외화표시 한계비용곡선을 위로 평행이동시킨다.

〈그림 1〉 환율변동이 수출가격에 미치는 영향



의하여 우리나라 수출기업이 자체적으로 흡수하게 된다.<sup>9)</sup> 따라서 우리나라 수출기업의 이윤폭 크기는 수출수요 및 한계비용의 수준과 기술기뿐만 아니라 원화환율수준에 의하여 결정된다.

한편 우리나라 수출기업의 이윤폭 결정에 영향을 미치는 다른 중요한 요인 으로서는 경쟁국의 수출가격과 해외의 실질소득을 들 수 있다. 경쟁국의 수출 가격의 인상은 우리나라 수출품에 대한 수출수요를 증가시킴으로써 이윤폭을 증가시키는 방향으로 작용한다. 또한 해외의 실질소득 증가도 우리나라 수출 기업의 수출수요를 증가시킴으로써 이윤폭을 증가시키는 방향으로 작용한다. 따라서 우리나라 수출기업의 이윤폭을 원화환율, 경쟁국의 수출가격 및 해외의 실질소득의 함수로 보아 자연대수를 이용하여 선형화된 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$\ln\{1 + Z(\eta_x)\} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln S + \alpha_2 P^* + \alpha_3 \ln Y \quad (7)$$

단,  $P^*$  : 경쟁국의 외화표시 수출가격

$Y$  : 해외의 실질소득

9) 수출수요곡선과 평행인 보조선 CC를 그으면  $FE=GJ$  이므로 원화절상은 우리나라 수출기업의 이윤폭을  $IJ$ 만큼 축소시킴.

한편 우리나라 수출기업의 비용함수는 우리나라 산업구조의 특성을 반영하여 생산에 직접적으로 투입되는 단위노동비용과 수입중간재의 가격에 크게 영향을 받는다고 보아 다음과 같이 정식화할 수 있다.<sup>10)</sup>

$$TC = A_0(ULC)^{\delta_1}(SP_m^*)^{\delta_2}Q \quad (8)$$

단,  $ULC$  : 단위노동비용

$P_m^*$  : 수입중간재의 외화표시 수입가격

식(8)은 우리나라 수출기업의 총비용이 임금과 원화표시 수입중간재 투입비용으로 구성되어 있음을 나타낸다.  $\delta_1$ 와  $\delta_2$ 는 총비용에서 각각 임금과 수입중간재가 차지하는 비중으로 파악할 수 있다.

우리나라 수출기업의 한계비용은 식(8)을 생산량에 대하여 미분을 한 다음 자연대수를 취하면 다음과 같이 표시된다.

$$\ln MC = \ln A_0 + \delta_1 \ln ULC + \delta_2 \ln SP_m^* \quad (9)$$

식(9)는 원화환율이 직접적으로 수입중간재의 원화표시가격을 통하여 한계비용에 영향을 미치고 있음을 나타내주고 있다. 즉 원화환율변동이 한계비용에 미치는 정도는 수입중간재의 투입계수를 나타내는  $\delta_2$ 의 크기에 달려 있다.

식(6)에 자연대수를 취한 다음 식(9)과 식(8)을 대입하면 우리나라 수출기업의 수출가격은 다음과 같이 표시된다.

$$\ln P^* = \ln \{1 + Z(\eta_x)\} + \ln MC - \ln S \quad (10)$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 \ln S + \alpha_2 \ln P^* + \alpha_3 \ln Y + \ln A_0 + \delta_1 \ln ULC + \delta_2 \ln P_m^* + \delta_2 \ln S - \ln S$$

$$= \beta_0 + \beta_1 \ln P^* + \beta_2 \ln Y + \beta_3 \ln ULC + \beta_4 \ln P_m^* - \beta_5 \ln S$$

단,  $\beta_0 = \alpha_0 + \ln A_0$ ,  $\beta_1 = \alpha_2$ ,  $\beta_2 = \alpha_3$ ,  $\beta_3 = \delta_1$ ,  $\beta_4 = \delta_2$ , 및  $\beta_5 = 1 - \alpha_1 - \delta_2$

10) 현실적으로 우리나라 수출기업은 자금의 양(availability), 금리 등 금융 및 세제면에서 많은 혜택을 받아온 만큼 다양한 형태의 비용함수가 고려될 수 있으나 연구목적에 벗어나지 않는 범위내에서 단순화하였으며 노동과 수입중간재시장은 완전 경쟁적이어서 임금과 수입중간재의 가격은 외생적으로 주어진다고 가정함.



식(10)은 우리나라 수출가격의 결정이 경쟁국의 수출가격, 해외의 소득수준, 단위노동비용, 수입중간재의 외화표시 가격 및 원화환율에 영향을 받고 있음을 나타내고 있다. 특히 원화환율의 수출가격에 대한 전가율은  $-(1-\alpha_1-\delta_2)$ 으로서 표시되는데 이는 원화환율변동이 이윤폭 및 원화표시 수입원자재 가격의 변동을 통하여 영향을 미치기 때문이다. 즉 원화절상이 이루어지는 경우 우리나라 수출기업은 원화절상으로 인한 수출가격 인상요인중 일부를 이윤폭의 감소와 원화표시 수입중간재가격의 하락에 의하여 흡수함으로써 수출가격에의 불완전전가가 발생하게 된다.

### Ⅲ. 우리나라 및 경쟁국의 환율 및 수출가격의 변동추이

#### 1. 우리나라의 환율 및 수출가격의 변동추이

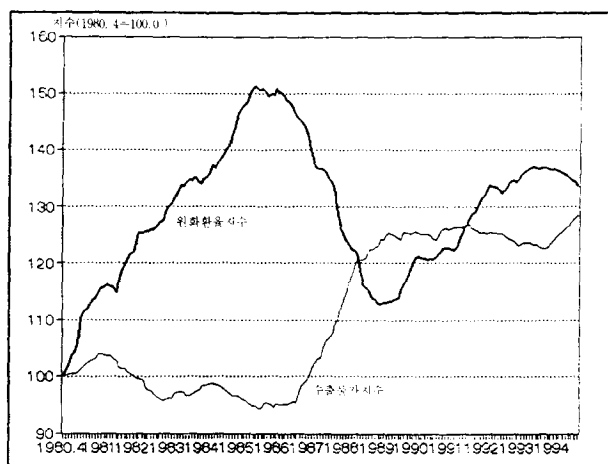
우리나라 원화환율은 1980년대 초 복수통화바스켓제도의 도입으로 유동화되기 시작한 후 중장기적으로 큰 폭의 변동을 보여 왔다. <그림 2>에서 보는 바와 같이 1980년 초 복수통화바스켓제도의 도입 이후 원화의 대미달러환율(이하 원화환율)은 1986년 5월 말 889.80원에 달할 때까지 지속적으로 상승하다가(제1차 원화절하기) 이후 1989년 4월 말 666.40원에 이르기까지 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있다.(제1차 원화절상기) 이후 원화환율은 다시금 지속적으로 상승하여 1993년 9월 말 808.80원까지 회복되었다가(제2차 원화절하기) 1994년 12월 말 788.70원까지 다시 소폭의 하락하는 모습을 보여주었다.(제2차 원화절상기)

이러한 원화환율의 변동과정에서 우리나라 제조업전체의 달러화표시 수출가격은 원화환율의 움직임과는 어느 정도 대칭적으로 움직여 온 것으로 나타나고 있다. 즉 원화환율이 상승하는 기간에는 수출가격이 하락하는 추세를 보인 반면 원화환율이 하락하는 기간에는 수출가격이 상승하는 추세를 보이고 있다. 그러나 원화환율변동에 따른 수출가격의 변동정도는 기간에 따라 다소 상이한 패턴을 보여주고 있다.

우선 제1차 원화절하기중 원화환율이 40.4% 상승하였음에도 불구하고 수출

가격은 5.0% 하락에 그쳐 평균전가율이<sup>11)</sup> 12.3%에 불과한 것으로 나타났다.<sup>12)</sup> 이 기간중 평균전가율이 낮았던 것은 수입원자재가격이 22.0%나 하락하였음에도 불구하고 명목임금이 79.7% 상승함으로써 원화절하에 따른 우리나라 수출기업의 수출가격 인하요인을 크게 잠식하였기 때문인 것으로 풀이된다. 특히 이 기간중 1980년 4월에서 1981년 5월까지 원화환율의 상승에도 불구하고 우리나라 수출가격은 오히려 상승하는 추세를 보이고 있는 데 이는 제2차 석유파동의 여파로 인해 국내물가와 임금이 큰 폭으로 상승하였기 때문인 것으로 보인다. 한편 원화환율의 상승에도 불구하고 수출가격이 상승한 기간을 제외한 1981년 5월에서 1986년 5월중 평균전가율은 34.3%에 달해 원화절하의 상당부분이 수출가격의 인하로 이어진 것으로 나타났다. 이와 같이 이 기간중 원화절하분이 수출가격의 인하로 연계된 것은 수입원자재가격이 25.8% 하락하였을 뿐만 아니라 명목임금상승률도 46.5%로 크게 둔화되었기 때문인 것으로 보인다.

〈그림 2〉 우리나라 원화환율 및 수출가격의 변동추이



자료: 한국은행, 『조사통계월보』, 각월호

11) 평균전가율(=수출가격변동율/환율변동율×100)은 환율변동이 수출가격에 미치는 영향을 파악하는 간편한 방법으로 널리 쓰이고 있음. 그러나 평균전가율은 수출가격에 영향을 미치는 경쟁국의 수출가격, 해외의 실질소득, 수입원자재가격, 임금 등의 변동요인을 고려하지 못하는 단점이 있음.

12) 여기서는 지면상 제조업전체의 평균전가율을 위주로 설명함. 산업별 평균전가율은 <표 1>과 산업별 특성을 고려하여 기간에 따라 파악하여 볼 수 있음.

〈표 1〉 원화환율, 수출가격, 수입원자재가격 및 명목임금의 변동추이 (단위:%)

구 분		제1차 절하기 (80.4-86.5)	(81.6-86.5)	제1차 절상기 (86.5-89.4)	제2차 절하기 (89.4-93.9)	제1차 안정기 (93.9-94.12)
원화환율 변동율		40.4	25.6	-28.7	19.3	-2.5
평 균 전 가 율	제조업	-12.3	-34.3	-89.7	0.0	-165.9
	음식료품 및 담배	-68.3	-129.4	-76.8	13.2	-191.8
	섬유 및 의복	11.6	1.7	-109.8	57.9	-146.5
	나무 및 나무제품	-79.6	-100.6	-97.6	174.3	-198.8
	종이 및 종이제품	-35.6	-38.3	-94.2	-40.3	-772.0
	화학·석유·석탄제품	-62.9	-132.5	-60.4	-49.0	-578.1
	비금속광물제품	-12.2	-36.4	-79.0	84.9	-403.5
	제1차금속제품	-35.1	-65.9	-138.6	-76.5	-349.7
	조립금속제품	-12.2	-28.8	-58.0	-47.0	-8.3
	기타제조업	35.9	24.6	-112.7	44.3	41.4
수입원자재가격의 변동율		-22.2	-25.8	33.1	-15.5	11.7
명 목 임 금 변 동 율	제조업	79.7	46.5	46.4	35.5	11.1
	음식료품 및 담배	70.8	35.4	41.8	31.6	9.5
	섬유 및 의복	74.7	44.7	45.8	33.8	16.2
	나무 및 나무제품	76.6	43.8	48.2	29.6	9.7
	종이 및 종이제품	76.6	45.3	42.4	32.1	10.2
	화학·석유·석탄제품	77.3	42.2	46.5	36.8	7.9
	비금속광물제품	77.9	43.5	46.8	32.7	9.7
	제1차금속제품	81.5	47.9	51.9	33.8	12.4
	조립금속제품	85.4	50.4	44.3	35.2	8.1
	기타제조업	72.8	41.5	45.4	41.1	8.6

주: 기간중 변동율은 각 기간의 첫 월과 마지막 월의 평균을 분모로 사용하여 산출한 평균치임.  
 자료: 한국은행, 『조사통계월보』, 각월호

한편 제1차 원화절상기중 원화환율이 급격히 하락하면서 우리나라의 수출가격은 급격히 상승하는 모습을 보여주고 있다. 이 기간중 원화환율은 28.7% 하락한 반면 수출가격은 25.7% 상승하여 평균전가율이 89.7%에 달함으로써 원화절상분중 대부분이 수출가격 인상으로 전가된 것으로 나타났다. 그러나 이 기간중 수입원자재가격과 명목임금이 각각 33.1% 와 46.4% 상승하여 수출가격의 인상요인으로 작용한 점을 감안한다면 원화절상이 수출가격 인상에 직접적으로 미친 영향은 다소 적었던 것으로 파악하여야 할 것으로 보인다.

반면 제2차 원화절하기중 원화환율이 상승하는 과정에서 우리나라 수출가격은 초기에는 안정적인 모습을 보이다가 후기에는 다소 하락하는 모습을 보여주고 있다. 이 기간중 원화환율이 19.3% 상승하였음에도 불구하고 수출가격은 거의 변동하지 않아 평균전가율이 0%에 가깝게 나타나 원화절하기가 수출가격의 인하로 연계되지 못한 것으로 나타났다. 이는 같은 기간중 수입원자재가격이 15.5% 하락하였으나 명목임금이 35.5% 상승함으로써 원화절하기로 인한 수출가격 인하요인의 대부분이 명목임금상승에 의하여 상쇄되었기 때문인 것으로 풀이된다.

한편 제2차 원화절상기중 원화환율의 소폭적인 하락에도 불구하고 우리나라 수출가격은 급격히 상승하는 모습을 보여주고 있다. 즉 이 기간중 원화환율은 2.5% 하락에 그쳤으나 수출가격이 4.1% 상승하여 평균전가율이 165.9%에 달하였다. 이와 같이 수출가격의 상승률이 원화절상율을 크게 상회한 것은 수입원자재가격과 명목임금이 각각 11.7%와 11.1% 상승함에 따라 우리나라 수출기업이 채산성 악화를 방지하기 위하여 수출가격을 인상한 데 큰 원인이 있었던 것으로 보인다.

## 2. 경쟁국 환율 및 수출단가의 변동추이

일본의 수출가격은 엔화환율의 변동에 대응하여 상당히 대칭적으로 움직여 온 것으로 보인다. <표 2>에서 볼 수 있는 바와 같이 1980년 이후 일본엔화가 서너 차례에 걸쳐 등락을 거듭하였음에도 불구하고 일본 제조업의 평균전가율은 40%-60%대에서 안정적인 움직임을 보여 주고 있다. 우선 엔화환율변동이 수출가격에 불완전하게 전가된 이유는 시장점유율을 지키기 위하여 엔화변동에 의한 수출가격의 변동요인중 일부만을 수출가격의 변동을 통하여 해외에 전가시키고 나머지는 자체적으로 흡수하였기 때문인 것으로 풀이된다.<sup>13)</sup> 나아가 일본의 평균전가율이 안정적인 모습을 보인 것은 일본의 산업구조가 가공무역형태를 지니고 있다고는 하지만 우리나라와는 달리 전체 규모에 비하여 원자재의 수입 비중이 매우 낮으며 임금이 안정되어 있었기 때문인 것으로 보인다.<sup>14)</sup>

13) 일본기업이 엔화변동분을 수출가격에 완전히 전가시키지 않는 것은 시장중심 가격전략을 구사하고 있기 때문이라고 제1절에서 소개된 많은 논문에서 지적되었음.

14) 한국은행 1990년 산업연관표작성보고서에 따르면 일본의 제조업부문 수입계수는 5.5%(1988년)으로 우리나라의 수입계수 17.3%(1990년)에 비하여 약 1/3수준에 지나지 않음.

〈표 2〉 일본 엔화환율 및 수출가격의 변동추이<sup>1)</sup>

(단위: %)

구 분		제1차 절상기 (80.4-80.12)	제1차 절하기 (80.12-82.10)	제2차 절상기 (82.10-84.3)	제2차 절하기 (84.3-85.2)	제3차 절상기 (85.2-88.11)	제3차 절하기 (88.11-90.4)	제4차 절상기 (90.4-94.12)
엔화변동율		-20.6	30.9	-20.9	14.3	-72.2	26.7	-46.0
수출 가 격 변 동 율	제조업	-68.4	-69.2	-52.6	-60.6	-62.2	-57.2	-46.3
	음식료품 및 담배	-60.7	-23.7	-35.8	-52.4	-63.9	-87.1	-21
	섬유 및 의복	-59.6	-87.4	-55.8	-72.4	-67.8	-58.1	-39.9
	나무 및 나무제품	-45.5	-67.7	-81.5	-46.9	-82.4	-100.0	-116.2
	종이 및 종이제품	-68.0	-87.3	-64.1	-62.3	-68.4	-31.9	-25.8
	화학·석유·석탄제품	-22.9	-43.5	-28.4	-40.5	-33.4	-39.6	-15.7
	비금속광물제품	-80.1	-20.8	-22.7	-20.6	-27.4	-4.4	-36.8
	제1차금속제품	-58.2	-62.4	-23.5	-38.9	-65.5	-73.2	-11.4
	조립금속제품	-66.8	-76.2	-54.2	-71.7	-62.0	-60.6	-51.5
	기타제조업	-103.4	-67.6	-93.2	-106.5	-93.5	-44.4	-54.0

주: 1) 기간중 변동율은 각 기간의 첫 월과 마지막 월의 평균을 분모로 사용하여 산출한 평균치임.

2) 물가지수의 개편으로 해당항목이 나타나지 않음.

자료: 日本銀行, 『經濟統計月報』 各月號

日本銀行, 『物價指數年報』, 各年號

대만의 元貨환율은 〈표 3〉에서 보는 바와 같이 1985년 8월에서 1989년 9월중 44.8% 대폭 절상된 것을 제외하면 우리나라 원화환율과는 달리 소폭적인 절상이나 절하에 그침으로써 매우 안정적으로 움직여 온 것으로 나타나고 있다. 우선 대만元貨가 큰 폭으로 절상된 1985년 8월부터 1989년 9월중 평균전가율은 34.7%에 그쳐 우리나라의 제1차 원화절상기중(1986년 5월-1989년 4월) 평균전가율 89.7%에 크게 못미치고 있다. 이는 대만기업이 이 기간중 대만元貨의 절상에 따른 수출가격의 인상요인중 상당부분을 자체적으로 흡수하였기 때문인 것으로 풀이된다. 한편 이 기간을 제외하면 평균전가율은 기간에 따라 커다란 변동을 보이고 있는데 이는 대만元貨의 절상이나 절하가 소폭에 그침에 따라 수출가격이 대만元貨의 변동보다는 다른 요인으로부터 받는 큰 영향이 받았기 때문인 것으로 보인다.

〈표 3〉 대만 元貨환율 및 수출가격의 변동추이

(단위:%)

구 분		제1차 절하기 (80.4-83.3)	제1차 안정기 (83.3-84.8)	제2차 절하기 (84.8-85.8)	제1차 절상기 (85.8-89.9)	제3차 절하기 (89.9-91.3)	제2차 절상기 (91.3-92.5)	제4차 절하기 (92.5-94.5)	제2차 안정기 (94.5-94.12)
元貨 변동율		10.4	-2.5	3.4	-44.8	6.7	-10.5	9.2	-2.8
수 출 가 격 변 동 율	제조업	-4.9	-100.0	-55.1	-34.7	-12.1	-30.0	-48.5	-191.9
	음식료품 및 담배	-239.8	127.0	-149.6	-68.5	-25.9	-36.1	-12.1	-312.1
	섬유 및 의복	-3.5	-274.0	-60.3	-35.6	-18.4	-40.4	13.7	-220.2
	나무 및 나무제품	-59.2	437.2	-73.2	1.3	148.6	-30.5	50.8	-357.8
	종이 및 종이제품	-50.3	-828.5	-555.3	-143.8	-159.3	-26.2	-1.1	-686.7
	화학·석유·석탄제품	37.1	-194.3	-26.4	-37.7	10.5	3.2	-23.6	-321.2
	비금속광물제품	4.0	234.2	-99.3	-44.6	-0.7	-17.2	-40.5	-343.4
	제1차금속제품	-68.1	-123.1	31.5	-40.8	40.1	-18.5	-26.7	-102.3
	조립금속제품	-9.6	16.2	-25.9	-29.8	3.6	-29.7	-52.9	-109.0
	기타제조업	-21.6	-44.6	-83.0	-24.4	-12.6	-45.0	-75.7	-252.1

주: 기간중 변동율은 각 기간의 첫 월과 마지막 월의 평균을 분모로 사용하여 산출한 평균치임.

자료: 臺灣 行政院 主計處, 『物價統計月報』, 各月號

臺灣 財政部, 『統計月報』, 各月號

#### Ⅳ. 원화환율의 수출가격에의 전가율 추정

##### 1. 추정방법 및 모형과 사용자료

본고는 수출가격 결정모형을 추정함에 있어서 시계열의 불안정성에 따른 허구적 회귀현상의 문제를 제거하기 위하여 최근 Engle and Granger[1987]에 의하여 개발된 오차수정모형을 도입하였다. 일반적으로 시계열분석은 시계열이 안정성(stationarity)을 갖는다는 전제하에서 출발하지만 우리가 현실에서 사용하는 대부분의 시계열 경제변수들은 불안정적 시계열로서 단위근(unit root)을 갖는 것으로 알려지고 있다.<sup>15)</sup> 따라서 불안정적 시계열에 안정적 시계열을 전제로 하는 전통적 회귀분석방법을 적용하면 시계열변수간에 아무런 상

15) 안정성이란 시계열이 유한한 분산을 갖고며 시계열의 평균치가 시간과 관계없이 변하지 않음. 즉 안정적 시계열은 일시적 충격에 의하여 그 평균치로부터 벗어나더라도 결국 그 평균치로 회귀하려는 성향을 갖고며 평균치로부터 벗어난 확률은 어느 시점에서나 같음. 그러나 불안정적 시계열은 시간에 따라 평균치가 변하기 때문에 시간구간이 지정되지 않는 한 평균치의 개념이 존재할 수 없음. 따라서 무작위적 충격은 안정적 시계열에는 잠정적 효과만 미치는 데 반해 불안정적 시계열에는 영속적 효과를 미침.

관관계가 없음에도 불구하고 외견상 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 허구적 회귀현상을 초래하여 회귀분석결과에 대한 신빙성이 떨어지게 된다.<sup>16)</sup> 그러나 시계열변수들이 단위근을 가져 불안정적이더라도 시계열변수간에 공적분관계가 성립한다면 이들 시계열변수간에는 장기적으로 안정적 관계가 성립하게 된다.<sup>17)</sup> 오차수정모형은 시계열변수의 차분을 통하여 단위근을 제거하되 이 과정에서 소멸되는 장기적 속성을 오차항을 통하여 수정하는 방법을 취하고 있다.

본고는 Engle-Granger의 2단계추정법에 따라 수출가격 결정모형을 추정하되 추정과정에서 장기적 속성과 단기동태적 성격이 동시에 반영될 수 있도록 식(10)에 근거하여 우리나라 수출가격 결정모형의 추정식을 다음과 같이 설정하였다.

$$\ln P_{it}^{*j} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it}^{*i} + \beta_2 \ln Y_{it} + \beta_3 \ln ULC_{it} + \beta_4 \ln E_{it}^{*} - \beta_5 \ln S_{it} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{it}^{*j} = & \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \ln P_{it}^{*i} + \gamma_2 \Delta \ln Y_{it} + \gamma_3 \Delta \ln ULC_{it} + \gamma_4 \Delta \ln E_{it}^{*} \\ & - \gamma_5 \Delta \ln S_{it} + \gamma_6 \Delta \ln P_{it}^{*i} - \gamma_7 ECT_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

단,  $ULC$  : 단위노동비용

$ECT$  : 식(11)의 추정에서 얻어지는 잔차항

$\Delta$  : 일차차분기호

$t$  : 시기

$j$  :  $j$  산업

$i$  :  $i$  기 시차

식(11)은 우리나라 수출가격의 결정에 있어서 시계열변수간의 장기적 균형관계를 나타낸다. 반면 식(12)는 단기동태적 성격을 지니는 동시에 식(11)의 잔

16) 일반적으로 불안정적 시계열에 의한 회귀분석은 수정결정계수의 값이 큰 반면 D. W. 통계량이 작게 나타나는 것으로 알려져 있음. 이 경우 높은 수정결정계수는 시계열변수간 진정한 상관관계를 반영하기보다는 각 변수의 추세치간에 상관관계만 반영할 수 있으며 너무 낮은 D. W. 통계량은 잔차가 불안정적임을 나타낼 수 있음.

17) 공적분관계란 개별 시계열이 누적적이어서 단위근을 갖지만 이들 시계열간에 안정적 시계열을 생성하는 선형결합이 존재하는 경우를 말함. Stock[1984]의 Super Consistency Theorem에 따르면 모형의 설정에 있어서 어떠한 편기가 생겨도 시계열변수들간에 공적분관계가 존재하면 그 편기는 무시될 수 있으며 단순히 최소자승법에 의하여 회귀분석을 하여도 일치성은 손상되지 않음.

차항( $ECT_{t-1}$ )을 설명변수로 추가함으로써 수출가격이 장기균형으로 이탈하는 경우 그 조정과정이 단기적 조정과정에 반영되도록 하고 있다.

본고는 먼저 우리나라 수출가격 결정모형에 사용된 시계열변수의 안정성을 파악하기 위하여 이들 변수에 대하여 단위근 검정을 행하였다. 나아가 수출가격 결정모형을 이용하여 공적분검정을 행함으로써 이들 불안정적 시계열변수 간 공적분관계를 파악한 다음 개별변수간의 공적분관계를 이용하여 Engle-Granger의 2단계추정법에 따라 회귀분석을 하였다.

본고는 식(11)과 식(12)에 의하여 수출가격 결정모형을 추정함에 있어서 다음과 같이 대용변수를 사용하였다. 우선 우리나라 외화표시 수출가격과 수입 중간재의 가격은 한국은행 「조사통계월보」에 수록된 수출입물가지수에서 발췌하여 대용변수로 사용하였다. 경쟁국의 수출가격은 제3국 시장에서 우리나라 제품은 일본 및 대만제품과 경쟁관계가 크다는 판단하에 일본 및 대만의 수출물가지수를 대용변수로 사용하였다. 일본 및 대만 수출물가지수는 각각 일본은행 「물가지수연보」와 대만 행정원 주계처의 「물가통계월보」에 수록된 자국통화기준 수출물가지수를 해당월말 각국의 대미달러환율로 나누어 사용하였다. 해외의 실질소득은 IMF *International Finance Statistics*에 수록된 미국의 산업생산지수를 대용변수로 사용하였다. 한편 단위노동비용은 노동부 「매월노동통계조사보고서」에 수록된 상용종업원의 월평균임금과 고용량을 곱하고 한국은행 「조사통계월보」에 수록된 산업생산지수로 나누어 얻은 지수를 대용변수로 사용하였다.<sup>18)</sup> 원화환율은 한국은행 「조사통계월보」에 수록된 월말 대미달러 원화환율을 대용변수로 사용하였다.

한편 표본기간은 우리나라가 복수통화바스켓제도를 도입하여 원화환율을 유동화하기 시작한 1980년 4월부터 1994년 12월까지로 하였다. 이에 따라 본고에서 사용된 표본의 개수는 177개이다. 그리고 표본대상은 우리나라 제조업 전체와 제조업을 신산업분류에 따라 구분한 9개 부문으로 하였다.

## 2. 단위근 및 공적분 검정결과

수출가격 결정모형의 추정에 사용된 시계열변수의 안정성을 파악하기 위하

18) 단위노동비용지수는 계절성이 큰 것으로 판단되어 X11방법에 의하여 계절변동조정을 하여 사용하였음.



여 수준변수와 일차차분변수에 대하여 Dicky and Fuller의 ADF검정법과 Phillips and Perron의 Z검정법에 의하여 단위근검정을 하였다. <표 4>에서 보는 바와 같이 단위근 검정결과에 따르면 시계열의 수준변수는 모두 단위근을 갖으나 일차차분변수는 대부분 단위근을 갖지 않는 것으로 추정된다. ADF검정에 따르면<sup>19)</sup> 시계열의 모든 수준변수는 5%의 유의수준하에서 귀무가설을 기각하지 못하여 단위근을 갖는 것으로 판명되었다. 그러나 Phillips and Perron의 Z검정에 따르면 단위노동비용지수와 일본 비금속광물제품의 수출물

<표 4> 단위근 검정결과: ADF검정

변수 산업	한국의 수출물가지수		일본의 수출물가지수		대만의 수출물가지수		단위노동 비용지수		미국의 산업생산지수		원자재 수입물가지수		원화환율지수	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분
ADF 검정	제조업	-2.5732	-2.7423	-1.9716	-5.5666	-1.3552	-5.6515	-1.8870	-8.4299					
	음식료품 및 담배	-1.9926	-5.2937	-1.8311	-6.0403	-2.4072	-5.0356	-2.7735	-9.7887					
	섬유 및 의복	-1.8685	-3.3897	-2.3271	-5.4112	-1.7561	-5.9688	-0.4043	-8.7743					
	나무 및 나무제품	-1.6542	-6.5320	-2.4229	-5.5377	-0.7339	-6.4147	-2.2539	-7.7273					
	종이 및 종이제품	-2.3941	-5.2303	-1.9839	-5.6980	-2.4149	-4.4422	-2.7030	-9.6544					
	화학·석유·석탄제품	-2.8245	-4.1520	-2.0468	-5.9180	-2.2424	-4.2638	-2.7290	-8.3151	-2.3819	-5.0055	-2.2619	-5.0208	-2.4301
	비금속광물제품	-1.3397	-4.4178	-1.9267	-6.5965	-1.1586	-4.8858	-2.8648	-9.2297					
	제1차금속제품	-2.7467	-3.1784	-1.6860	-5.0062	-1.9286	-5.2617	-2.8751	-7.8287					
	조립금속제품	-1.9498	-3.8162	-2.0966	-5.3261	-1.2906	-6.1145	-2.2819	-8.3188					
	기타제조업	-1.3685	-3.9775	-1.9507	-4.6566	-1.8571	-6.3299	-1.0008	-7.4025					
Z검정	제조업	-1.1811	-6.8709	-2.1174	-17.2620	-1.6926	-19.1987	-9.0878	-42.9324					
	음식료품 및 담배	-1.5025	-10.5389	-1.9120	-13.4878	-1.6610	-14.8269	-11.1305	-39.9026					
	섬유 및 의복	-1.2309	-8.8491	-2.0548	-15.5522	-2.3901	-17.4335	-4.0531	-42.5862					
	나무 및 나무제품	-1.3272	-10.7105	-2.4169	-13.9723	-0.8280	-14.3055	-5.6471	-28.3674					
	종이 및 종이제품	-1.6772	-11.2712	-1.7514	-15.5491	-1.8071	-12.9050	-8.8151	-32.2989					
	화학·석유·석탄제품	-1.7623	-9.0178	-2.9645	-21.4484	-2.2298	-14.5938	-9.8154	-35.9797	-2.2311	-8.9363	-1.8201	-6.7605	-2.4002
	비금속광물제품	-1.2726	-13.4142	-4.7579	-23.7101	-1.1228	-17.3975	-10.1820	-34.0143					
	제1차금속제품	-1.4009	-8.5781	-1.6920	-16.0846	-1.8649	-13.5001	-7.6255	-32.8675					
	조립금속제품	-1.3920	-12.0680	-2.1472	-17.0120	-1.5433	-20.3182	-6.8375	-33.0132					
	기타제조업	-0.7142	-13.1336	-1.7821	-14.1091	-2.2497	-18.5832	-5.3957	-37.3073					

주: 상수항과 추세선을 포함하고 표본수가 100개(250개)인 경우 2.5%와 5%의 유의수준하에서 임계치는 각각 -3.73(-3.69)과 -3.45(-3.43)임.

19) 상수항 및 추세선 포함.

가지수는 귀무가설을 기각하고 있다. 한편 차분변수는 ADF검정시 원화환율지수를 제외한 모든 시계열이 5%의 유의수준하에서 귀무가설을 기각하여 단위근을 갖지 않는 것으로 추정되었다. 그러나 Phillips and Perron의 Z검정에 따르면 원화환율지수를 포함한 모든 차분변수가 단위근을 갖지 않는 것으로 추정되었다. 따라서 ADF검정과 Z검정결과를 종합하여 볼 때 회귀분석에 사용된 시계열의 수준변수는 단위근을 갖으나 차분변수는 단위근을 갖지 않는 것으로 보아도 큰 무리가 없는 것으로 판단된다.

본고는 회귀분석에 사용된 시계열변수간의 공적분관계를 파악하기 위하여 - 즉 시계열변수간 선형결합이 안정성을 갖는가를 확인하기 위하여 식(11)에서 제시된 수출가격의 장기균형식을 이용하여 공적분검정을 실시하였다. <표 5>에서 보는 바와 같이 DF 및 ADF검정결과에 따르면 제조업 전체와 개별 산업의 대부분이 5%의 유의수준하에서 공적분관계가 존재하는 것으로 추정되었다. 우선 제조업 전체, 음식료품 및 담배산업, 화학·석유·석탄제품산업, 비금속광물제품산업, 제1차금속제품산업 및 조립금속제품산업의 경우 DF검정과 ADF검정이 모두 5% 유의수준하에서 잔차가<sup>20)</sup> 단위근을 갖는다는 귀무가

<표 5> 공적분 검정결과

구 분		DF 검정	ADF 검정
제조업		-3.6137	-3.8115
	음식료품 및 담배	-4.0078	-3.6415
	섬유 및 의복	-2.3646	-2.1175
	나무 및 나무제품	-2.7789	-2.7850
	종이 및 종이제품	-2.5796	-2.6476
	화학·석유·석탄제품	-3.1798	-3.2099
	비금속광물제품	-3.6887	-4.2406
	제1차금속제품	-4.8309	-4.1883
	조립금속제품	-3.6039	-2.9647
	기타제조업	-1.7532	-1.6820

주: 5% 및 10%의 유의수준하에서 표본수가 100개(250개)인 경우 DF검정시 임계치가 각각 -1.95(-1.95)와 -1.61(-1.62)이며 ADF검정시 임계치가 각각 -2.89(-2.88)와 -2.58(-2.57) 임.

20) 식(11)의 추정과정에서 얻어지는 잔차를 의미함.

설을 기각함으로써 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 반면 나무 및 나무제품산업과 종이 및 종이제품산업은 DF검정에 따르면 5%의 유의수준하에서 공적분관계가 있는 것으로 나타났으나 ADF검정에 따르면 10% 유의수준하에서 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 반면 섬유 및 의복산업은 DF검정에 따르면 5%의 유의수준하에서 공적분관계가 있는 것으로 나타났으나 ADF검정에 따르면 10%의 유의수준하에서도 공적분관계가 확인되지 않았다. 마지막으로 기타 제조업은 DF검정과 ADF검정이 모두 10% 유의수준하에서도 공적분관계가 파악되지 못하였다.

### 3. 오차수정모형에 의한 추정결과

우선 제조업전체 수출가격의 장기균형식과 단기동태식을 오차수정모형에 의해 추정한 결과는 통계적 측면에서 볼 때 대체적으로 양호한 것으로 나타났다. <표 6>과 <표 7>에서 보는 바와 같이 각 변수의 추정계수에 대한 부호가 수출가격 결정모형에서 제시한 바와 일치할 뿐만 아니라 추정계수의 t값도 대체로 높게 나타나고 있다. 다만 단기동태식에서 단위노동비용, 해외의 실질소득 및 경쟁국의 수출가격의 추정계수의 t값이 다소 낮게 나타나고 있다. 한편 단기동태식에서 수정결정계수( $\bar{R}^2$ )가 장기균형식의 결정계수보다 낮게 나타나고 있는데 이는 수준변수를 차분하는 과정에서 유용한 정보의 일부가 상실되었기 때문인 것으로 알려져 있다.<sup>21)</sup>

오차수정모형에 의한 추정결과에 따르면 우리나라 제조업 전체의 수출가격은 장단기적으로 원화환율, 원자재 수입가격, 단위노동비용, 해외의 실질소득 및 경쟁국의 수출가격에 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 우선 원화환율의 1% 상승은 우리나라 수출가격을 장기적으로 0.3684% 하락시키나 단기적으로는 0.0967% 하락시키는 데 그쳐 원화환율의 수출가격에의 장·단기 전가율은 36.84%와 9.67%로 추정되었다. 이러한 추정결과는 본고에서 제시한 바와 같이 원화환율이 수출가격에 불완전하게 전가된다는 가설을 강력히 지지하는 것으로 판단된다.

한편 원자재 수입가격의 1% 상승은 우리나라 수출가격을 장·단기적으로

21) 그러나 장기균형식의 추정과정에서 도출되는 잔차항을 단기동태식의 설명변수로 추가하지 않는 경우 단기동태식의 수정결정계수는 더욱 낮아진다.

각각 0.1896%와 0.0565% 상승시키는 것으로 추정되었다. 이러한 추정 결과는 우리나라 산업의 투입구조에서 수입원자재의 비중이 높기 때문에 수입원자재 가격의 변동은 우리나라 수출기업의 생산비에 직접적으로 영향을 주어 수출가격에 변동을 초래하기 때문인 것으로 보인다. 또한 단위노동비용의 1% 상승은 수출가격을 장·단기적으로 각각 0.2250%와 0.0107% 상승시키는 것으로 추정되었다. 이는 단위노동비용의 상승이 우리나라 수출기업의 생산비에 직접적으로 영향을 미쳐 수출가격의 인상을 초래하기 때문이다. 반면 해외실질소득의 1% 상승은 우리나라 수출가격을 장·단기적으로 각각 0.2217%와 0.0583% 상승시키는 것으로 추정되었다. 이는 우리나라 수출기업이 해외의 실질소득 증가에 따른 수출수요증가에 대응하여 수출가격을 인상할 수 있기 때문인 것

〈표 6〉 장기균형식의 추정결과<sup>1),2)</sup>

구 분	추 정 계 수					통 계량	
	원화환율	원자재 수입가격	단위노동 비 용	해외 실질소득	경쟁국 수출가격	$\bar{R}^2$	D.W.
제조업	-0.3684(1) (-13.0559)	0.1896(3) (6.1067)	0.2250(3) (18.8196)	0.2217(3) (7.2822)	0.1409(3) (6.9603)	0.9775	0.3038
음식료품 및 담배	-0.5146(0) (-6.5700)	0.0414(6) (0.0658)	0.0904(3) (5.3318)	-	0.6708(1) (18.4425)	0.9132	0.3470
섬유 및 의복	-0.3271(0) (-5.4586)	0.2428(6) (4.1563)	0.2547(6) (18.2618)	0.4712(3) (8.7853)	0.3309(1) (9.7592)	0.9774	0.1666
나무 및 나무제품	-0.3920(0) (-3.5577)	0.0979(0) (0.7607)	0.2184(3) (6.8264)	0.0721(3) (0.4801)	0.9204(1) (11.1643)	0.8600	0.1700
종이 및 종이제품	-0.4859(0) (-5.9848)	0.0806(0) (1.0855)	0.0676(3) (2.6738)	0.0909(3) (1.0548)	0.2541(1) (5.7456)	0.8963	0.1913
화학·석유·석탄제품	-0.3614(1) (-6.2299)	0.6295(3) (7.6656)	-	-	0.5808(3) (7.6840)	0.6392	0.2401
비금속광물제품	-0.4913(1) (-6.6087)	0.1562(3) (1.8345)	0.4355(3) (11.6080)	-	0.2440(1) (2.8833)	0.9097	0.2848
제1차 금속제품	-0.4733(1) (-9.6464)	0.1696(3) (3.8473)	0.0099(6) (0.6261)	0.4912(3) (9.9444)	0.4174(1) (12.6441)	0.9715	0.4807
조립금속제품	-0.3053(1) (-7.0606)	0.0843(3) (2.1881)	0.0235(3) (1.9845)	0.0674(3) (2.3893)	0.0288(12) (1.1932)	0.8238	0.1464
기타제조업	-0.1717(1) (-2.7969)	0.2882(3) (4.1915)	0.1804(3) (10.2914)	0.4745(3) (6.9140)	0.4405(3) (7.0381)	0.9602	0.1562

주: 1) 〈〉안은 시차이고 ( )안은 t값

2) - 표시는 회귀분석에서 동변수를 제외하였으며 경쟁국 수출가격에서 상첨자 J와 T는 각각 일본과 대만의 수출물가지수를 대용변수로 사용하였음을 나타냄.

으로 추정되었다. 그리고 경쟁국이 1% 수출가격을 인상하는 경우 우리나라 수출기업은 장·단기적으로 수출가격을 각각 0.1409%와 0.0199% 인상시키는 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 우리나라 수출기업이 경쟁국의 수출가격의 인상에 맞추어 수출가격을 인상하되 인상율을 낮추어 제3국 시장에서 시장점유율을 높이하고자 하기 때문인 것으로 풀이된다.

한편 단기동태식의 추정에 포함된 장기균형식의 전기잔차항( $ECT_t$ )은 우리나라 수출가격이 장기균형으로부터 이탈되는 정도를 나타내며 단기동태식에서 전기잔차항의 추정계수가 음의 값을 갖는 것은 전기불균형이 금기수출가격 결정에 반영됨으로써 금기수출가격이 장기균형으로의 조정과정에 있다는 경제적 의미를 지닌다. 단기동태식에서 전기잔차항의 계수가 -0.0663으로 추정되고 t값도 높아 전기수출가격과 균형수출가격간 괴리중 6.63%가 금기수출가

〈표 7〉 단기동태식의 추정결과<sup>1)</sup>

구 분	추정계수							통계량	
	원화환율	원자재 수입가격	단위노동 비용	해외 실질소득	경쟁국 수출가격	한국 전기수출가격	전기 잔차항	$\bar{R}^2$	D.W.
제조업	-0.0967(1) (-2.2820)	0.0565(3) (2.6835)	0.0107(6) (0.9760)	0.0583(3) (1.3472)	0.0199(1) (1.6882)	0.4826(1) (7.2773)	-0.0663 (-3.5392)	0.4309	2.2552
음식료품 및 담배	-0.0306(1) (-0.1681)	0.0070(3) (0.0860)	0.0063(3) (0.1636)	-	0.1201(1) (2.5047)	0.2530(1) (3.4092)	-0.1288 (-3.5556)	0.1428	2.0863
섬유 및 의복	-0.1280(1) (-1.9984)	0.0860(3) (2.6658)	0.0006(3) (0.0309)	0.0427(3) (0.6493)	0.0264(1) (1.5295)	0.3362(1) (4.6446)	-0.0305 (-1.9346)	0.2371	2.1751
나무 및 나무제품	-0.3386(3) (-1.5838)	0.2743(3) (2.5398)	0.1312(3) (2.2042)	0.1998(3) (0.9510)	0.1279(1) (1.5145)	0.2568(1) (3.5530)	-0.0705 (-2.7698)	0.1519	1.9961
종이 및 종이제품	-0.0643(3) (-0.3826)	0.0181(3) (0.2178)	0.0448(6) (1.0224)	0.1738(3) (1.0432)	0.1713(1) (3.5004)	0.1703(1) (2.1555)	-0.0776 (-2.2073)	0.1040	2.0758
화학·석유·석탄제품	-0.0435(3) (-0.3427)	0.1618(3) (2.3129)	-	-	0.0432(3) (1.2026)	0.3807(1) (5.2085)	-0.0486 (-2.1216)	0.1869	2.1370
비금속광물제품	-0.0666(1) (-0.5209)	0.1025(3) (1.7019)	0.0082(3) (0.4312)	-	0.0540(1) (1.5982)	-0.0244(1) (-0.3197)	-0.0552 (-2.5646)	0.0541	1.9305
제1차 금속제품	-0.2808(1) (-2.5172)	0.0536(3) (0.9919)	-0.0051(6) (-0.2962)	0.3537(3) (3.1383)	0.0884(1) (3.0523)	0.3988(1) (5.4847)	-0.1571 (-3.8177)	0.3118	2.1688
조립금속제품	-0.1385(1) (-2.0193)	0.0553(6) (1.7640)	0.0213(6) (1.4635)	0.0448(3) (0.6805)	0.0017(3) (0.1011)	0.0731(1) (0.9506)	-0.0975 (-3.5249)	0.1248	2.0592
기타제조업	-0.1142(1) (-1.3061)	0.0510(3) (1.1765)	0.0146(3) (0.5676)	0.1184(3) (1.3791)	0.0277(1) (1.1023)	0.0093(1) (0.1221)	-0.0411 (-2.3636)	0.0510	2.0318

주: 〈표 6〉과 같음

격변동에 수정·반영되었음을 나타낸다.

한편 산업별 수출가격 결정모형의 장기균형식과 단기동태식의 추정결과도 통계적인 측면에서 대체적으로 양호한 것으로 나타났다.<sup>22)</sup> 추정계수의 부호가 수출가격 결정모형에서 제시한 바와 대부분 일치할 뿐만 아니라 추정계수의  $t$  값도 양호한 것으로 보인다. 다만 단기동태식의 추정에서 비금속광물제품의 한국 전기수출가격과 제1차 금속제품의 단위노동비용의 추정계수 부호가 모형에서 제시하는 바와 일치하지 않았으나  $t$  값이 매우 낮아 단기적으로 수출가격 결정에 있어서 동변수의 영향력은 거의 없었던 것으로 보인다.<sup>23)</sup> 그리고 장기균형식과 단기동태식에서 일부 추정계수의  $t$  값이 다소 낮게 나타나고 있으나 추정결과에는 큰 무리가 없어 보인다.

원화환율의 수출가격에의 전가율 추정결과를 보면 산업별로 큰 차이를 보이고 있는데 전반적으로 수입중간재의 투입비중이 낮은 산업은 전가율이 큰 반면 수입중간재의 투입비중이 높은 산업은 전가율이 낮은 것으로 판단된다.<sup>24)</sup> 먼저 수입중간재의 투입계수가 0.1000보다 작은 음식료품 및 담배와 비금속광물제품의 경우 전가율이 각각 51.46%와 49.13%로서 다른 산업보다 높은 것으로 나타났다.

반면 수입중간재의 투입계수가 0.1000에서 0.2000 사이에 있는 종이 및 종이제품과 제1차 금속제품의 전가율은 각각 48.59%와 47.33%로서 높은 수준을 유지하고 있다. 다만 섬유 및 의복은 수입중간재 투입계수가 0.1752로서 다소 낮으나 전가율은 32.71%로 매우 낮게 추정되었다. 이는 섬유와 의복의 경우 다른 산업과는 달리 해외시장에서 경쟁이 치열하여 원화환율변동에 따른 수출가격 변동요인이 발생하여도 이를 수출가격에 반영시키기가 어려웠기 때문인

22) 일부 산업의 경우 수출가격 결정모형에서 제시한 변수중 일부를 제외함으로써 더 나은 추정결과를 얻을 수 있었음. 먼저 음식료품 및 담배와 비금속광물제품의 경우 해외실질소득을 제외함으로써 더 나은 추정결과를 얻을 수 있었는데 이는 해외실질소득의 변동이 우리나라 음식료품 및 담배와 비금속광물제품의 수출수요에 미치는 영향이 거의 없기 때문인 것으로 풀이됨. 한편 화학·석유·석탄제품의 경우 단위노동비용과 해외실질소득을 제외함으로써 더 나은 추정결과를 얻을 수 있었는데 이는 동산업의 수출가격을 결정하는 데 있어서 투입구조상 수입원자재와 원화환율이 압도적인 역할을 하였기 때문인 것으로 보임.

23) 그러나 부호가 일치하지 않거나  $t$  값이 매우 낮아 이 변수를 제외하여 재추정하여 본 결과 오히려 다른 변수의 추정계수의 부호와  $t$  값에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났음.

24) 기타 제조업은 앞서 공적분검정을 통하여 공적분관계를 확인할 수 없었기 때문에 분석에서 제외하였음.

것으로 보인다.<sup>25)</sup> 이외에도 섬유 및 의복은 다른 제품과는 달리 다자간섬유협정 등과 같이 선진국의 수입규제가 심하여 수출가격결정에 있어서 경제외적인 요인이 많이 작용하였을 가능성도 배제할 수 없다.

한편 수입중간재의 투입계수가 0.2000이상인 조립금속제품, 화학·석유·석탄제품과 나무 및 나무제품은 30%대의 낮은 전가율을 보이고 있다. 그러나 조립금속제품의 수입중간재의 투입계수가 0.2103으로 이들 그룹중 가장 낮음에도 불구하고 전가율이 낮게 나타나고 있는데 이는 조립금속제품이 다른 제품과는 달리 해외시장에서 경쟁이 치열했기 때문인 것으로 풀이된다.

〈표 8〉 수입중간재 투입계수와 전가율

구 분	음식료품 및 담배	섬유 및 의복	나무 및 나무제품	종이 및 종이제품	화학·석유· 석탄제품	비금속 광물제품	제1차 금속제품	조립금속 제품
투입계수 <sup>1)</sup>	0.0832	0.1752	0.3782	0.1523	0.2932	0.0919	0.1961	0.2103
전가율 <sup>2)</sup>	-51.46%	-32.71%	-39.20%	-48.59%	-36.14%	-49.13%	-47.33%	-30.53%

주: 1) 한국은행, 1988년 산업연관표(연장표)의 20×20부문표중 수입투입계수표에서 발췌하였음.

2) 장기균형식에서의 원화환율의 수출가격에의 전가율

한편 단기동태식에서 원화환율의 수출가격에의 전가율은 장기균형식의 전가율보다는 모두 낮게 추정되고 있으나 산업에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 또한 장기균형식에서와 같이 각 산업의 수입중간재의 투입구조와 관련하여 전가율을 파악하기가 어려웠다. 이러한 결과는 원화환율변동에 따른 수출가격 결정과정에서 단기적으로 각 산업 투입구조의 특성이 잘 반영되지 못하기 때문인 것으로 보인다.

#### IV. 요약 및 정책적 시사점

환율은 주요 정책변수중의 하나로서 그 변동이 개별기업이나 산업뿐만 아니라 국민경제 전체에 미치는 파급효과가 매우 크기 때문에 신중하게 운용되지 않으면 안된다. 과도한 환율변동은 일차적으로 수출입가격 및 수출입물량의

25) 식(10)에서 본 바와 같이 환율변동이 수출가격에 전가되는 정도는 생산측면뿐만 아니라 수요측면에 의해서도 영향을 받음. 또한 〈그림 1〉에서 본 바와 같이 우리나라 제품의 수출수요에 대한 탄력성이 크면 클수록 환율변동이 수출가격에 전가시키는 정도는 낮아짐.

변동폭을 크게 함으로써 우리나라와 같이 대외의존도가 높은 국가의 경우 극심한 경기변동을 초래한다. 나아가 환율변동에 따른 경기변동폭의 확대는 교역재산업과 비교역재산업간에 불필요한 자원이동을 가져와 엄청난 경제적 낭비를 초래한다.

본고는 원화환율이 우리나라 수출가격에 미치는 영향을 제조업 전체뿐만 아니라 제조업에 속한 각 부문별로 분석하였다. 먼저 본고는 우리나라 수출기업의 행태에 기초하되 우리나라의 산업 및 무역구조를 반영하여 우리나라 수출기업의 수출가격 결정모형을 설정하였다. 그리고 본고는 이러한 수출가격 결정모형에 입각하여 원화환율이 유동화되기 시작한 1980년 4월부터 1994년 12월까지 월간자료를 이용하여 제조업 전체뿐만 아니라 제조업 각 부문별로 원화환율의 수출가격에의 전가율을 추정하였다. 특히 본고는 수출가격 결정모형을 추정함에 있어서 시계열자료가 단위근을 가짐으로써 야기되는 허구적 회귀현상을 제거하기 위하여 최근 시계열분석에서 새로 개발된 오차수정모형을 사용하였다.

본고의 실증분석결과에 따르면 우리나라 수출가격은 원화환율뿐만 아니라 원자재수입가격, 단위노동비용, 해외의 실질소득 및 경쟁국의 수출가격으로부터 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 원화환율의 1% 상승은 우리나라 제조업부문의 수출가격을 장기적으로 0.3684% 하락시키나 단기적으로는 0.0967% 하락시키는 데 그치는 것으로 나타났다. 또한 전기수출가격이 균형수출가격으로부터 괴리되는 경우 괴리폭중 약 6.63%가 금기수출가격변동에 수정·반영되는 것으로 추정되어 우리나라 수출기업의 가격조정속도가 다소 느린 것으로 나타났다. 한편 산업별 회귀분석결과에 따르면 원화환율의 1% 상승은 장기적으로 수출가격을 0.5246%에서 0.3053% 정도 하락시킴으로써 산업에 따라 전가율이 커다란 편차를 보이고 있는 것으로 나타났다. 특히 수입중간재의 투입비중이 낮은 산업은 그 투입비중이 높은 산업에 비하여 원화환율의 수출가격에의 전가율이 높게 나타나는 것으로 추정되었다.

본고에서 다룬 원화환율이 수출가격에 미치는 전가율 추정결과는 우리나라 외환 및 산업정책 등의 수립에 있어서 중요한 정책적 시사점을 제공하여 주고 있다. 우리나라의 산업 및 무역구조의 특성을 반영한 본고의 분석결과는 환율변동이 장기적으로 수출가격에 완전히 전가된다는 교과서적인 기본가정과는 상치된다. 따라서 원화환율변동이 수출가격의 변동을 통하여 우리나라의 무역



수지, 고용, 생산 등 실물경제에 미치는 파급효과는 완전전가를 가정하는 교과서적 모형이 제시하는 것보다 작게 나타날 것으로 보인다. 따라서 원화환율의 수출가격에의 전가율이 산업에 따라 차이를 보이고 있는 만큼 산업정책과 외환정책은 유기적인 연계하에서 수행되어야 할 것으로 보인다.

본고는 우리나라 산업 및 무역구조의 특성을 반영하여 수출가격 결정모형을 설정하고 원화환율의 수출가격에의 전가율을 추정하여 제시하였으나 다음과 같은 점에서 더 개선될 수 있을 것으로 보인다. 첫째, 본고에서는 우리나라 수출기업의 비용함수를 매우 단순하게 취급하였으나 우리나라의 무역구조상 원자재뿐만 아니라 자본재의 수입비중이 높다는 점을 감안하여 보다 구체화할 수 있으며 산업별 특성도 고려할 수 있을 것으로 보인다. 둘째, 수출가격 결정모형의 추정에 사용된 대용변수도 여러 면에서 개선될 수 있을 것으로 보인다. 특히 본고에서는 원화환율의 대용변수로서 원화의 대미달러환율을 사용하였으나 현실적으로 우리나라 수출가격의 체결과 수출대금의 결제가 미달러화뿐만 아니라 엔화, 마르크화 등 제3국 통화로도 이루어지고 있으며 그 비중이 높아지고 있는 점을 고려하여 실효환율을 사용하는 것도 바람직할 것으로 보인다. 또한 해외실질소득의 대용변수로서 우리나라의 지역별 수출비중을 감안하여 미국의 산업생산지수만 사용하였으나 우리나라의 수출시장이 다변화되고 있는 만큼 우리나라의 수출비중이 높은 수개국의 산업생산지수를 동시에 감안하여 사용할 수 있을 것으로 보인다. 또한 본고에서는 경쟁국 수출가격의 대용변수를 일본과 대만의 경우로 나누어 적절히 사용하였으나 이를 동시에 고려하거나 수입국의 도매물가지수를 사용하여 볼 수 있을 것으로 보인다. 셋째, 본고에서는 원화환율이 외생적으로 결정된다는 가정하에 수출가격에 미치는 영향을 분석하였으나 환율변동에 따른 수출가격과 수출물량이 원화환율에 피드백된다는 점을 고려하여 모형을 확장하여 볼 수 있을 것으로 보인다. 넷째, 본고에서는 Engle and Granger[1987]의 2단계추정법에 따라 오차수정모형을 추정하였으나 Engle and Yoo[1987]의 3단계추정법 등 다양한 추정법을 시도하여 볼 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

1. 광승영[1988], 『환율변동이 수출입가격에의 전가도와 시사점』, 연구총서 23-88-03, 한국경제연구원.
2. 김승진[1989], 『3고현상이 기업채산성에 미치는 효과에 관한 연구』, 연구총서 66-89-07, 한국경제연구원.
3. 김인수 [1993], “오차수정모형에 대한 이론적 고찰 및 실증분석”, 『경제브리프스』, 한국산업은행, 제501호.
4. 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각월호.
5. 박원암[1989], “우리나라 경상수지흑자의 실증분석”, 『한국개발연구』, 여름호, 제11권 제2호.
6. 오재권, 정상돈 [1991], “환율변동이 수출가격 및 생산에 미치는 영향”, 『조사통계월보』, 2월호, 한국은행.
7. 유후규 [1992], “우리나라 품목별 수출입행태와 수출입구조변화”, 『조사통계월보』, 4월호, 한국은행.
8. 윤재현 [1990], “환율변동이 수출가격에 미치는 효과”, 『조사통계월보』, 대우경제연구소, 제74호.
9. 이환호 김규한 [1991], “우리나라 수출입함수의 추정 - leads and lags effect를 중심으로”, 『금융경제연구』 제24호, 한국은행.
10. 최범수 [1989], “단위근과 공적분의 경제학적 의미와 그 검정법에 대한 개요”, 『한국개발연구』, 제11권 제2호, 한국개발연구원.
11. 한국은행, 『조사통계월보』, 각월호.
12. \_\_\_\_\_ [1983], 『1990년 산업연관표작성보고서』.
13. \_\_\_\_\_ [1991], 『1988년 산업연관표(연장표)』.
14. Athukorala[1993], “Exchange Rate Pass-through: The Case of Korean Exports of Manufactures,” *Economic Letters*, 35, Jan.
15. Baldwin, Richard [1988a], “Some Empirical Evidence on Hysteresis in Aggregate U. S. Import Price,” *NBER Working Paper*, No. 2483.
16. \_\_\_\_\_ [1988b], “Hysteresis in Import Prices: The Beach-head Effect,” *The American Economic Review*, Vol. 78 No. 3.

17. Branson, William H. [1972], "The Trade Effect of the 1971 Currency Realignments," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1.
18. Dicky, David A. [1976], "Estimation and Hypothesis Testing for Non-stationary Time Series," Ph. D. Thesis, Iowa State University, Ames.
19. Dicky, David A. and W. A. Fuller [1979], "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74.
20. Dixit, A. [1989a], "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-through," *Quarterly Journal of Economics*, May.
21. \_\_\_\_\_ [1989b], "Entry and Exit Decisions under Uncertainty," *Journal of Political Economy*, 97(3).
22. Dornbush R. [1987], "Exchange Rates and Prices," *The American Economic Review*, Vol. 77 No. 1.
23. Engle, R. F. and C. W. J. Granger [1987], "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55.
24. Engle, R. F. and B. S. Yoo [1987], "Forecasting and Testing in Co-integrated System," *Journal of Econometrics*, 35.
25. \_\_\_\_\_ [1991], "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results," in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by Engle, R. E. and Granger, C. W. J., Oxford University Press.
26. Feenstra, Robert, C. [1989], "Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test," *Econometrica*, Vol. 55.
27. Fisher, Eric O'N. [1987], "A Model of Exchange Rate Pass-Through," *Journal of International Economics*, Vol. 26 Feb.
28. Froot, Kenneth and Paul Klemperer [1988], "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters," *NBER Working Paper*, No. 2542, March.

29. Fuller, W. A. [1976], *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons.
30. Granger, C. W. J. [1981], "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification," *Journal of Econometrics*, Vol. 16.
31. Hooper, Peter and C. L. Mann [1989], "Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of U. S. Import of Manufactures," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1.
32. International Monetary Funds, *Int'l Financial Statistics*.
33. Klein, W. Michael [1988], "Macroeconomic Aspects of Exchange Rate Pass-Through," *Working Paper* #89-9, Clark University, April.
34. Krugman, Paul R. [1986], "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes," *NBER Working Paper*, No. 1926.
35. Krugman, Paul R. and R. Baldwin [1987], "The Persistence of the U. S. Trade Deficit," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1.
36. Krugman, P. R. and M. Obstfeld [1988], *International Economics: Theory and Policy*, Scott, Foresman & Publishing Co.
37. Mann, L. Catherine L. [1986], "Prices, Profit Margins, and Exchange Rates," *Federal Reserve Bulletin*, Federal Reserve Board.
38. Ohno, Kenichi [1988], "Export Pricing Behavior of Manufacturing: A U. S. -Japan Comparison," *IMF Working Paper*, WP /88 /78.
39. Ohno, Kenichi [1989], "Exchange Rate Fluctuation, Pass-Through, and Market Share," *IMF Working Paper*, WP /89 /67.
40. Perron, P. and P. C. Phillips [1987], "Does GNP Have a Unit Root? A Revaluation," *Economic Letters*, Vol. 23.
41. Phillips, R. W. [1988], "The Pass-Through of Exchange Rate Changes to Prices of Imported Manufacturers," Center for Economic Policy Research, *Australian National University and Bureau of Industry Economic Discussion Paper*, No. 197.
42. Phillips, R. W. and P. Perron [1988], "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, No. 2.

43. Stock, J. H. [1984], "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors," *Econometrica*, Vol. 55 No. 5.
44. Stock, J. H. and M. W. Watson [1986], "Does GNP Have a Unit Root?," *Economic Letter*, Vol. 22.
45. Stock, J. H. and M. W. Watson [1988], "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83.
46. 日本銀行, 『物價指數年報』, 各年號.
47. 日本銀行, 『經濟統計月報』, 各月號.
48. 臺灣 行政院主計處, 『中華民國 臺灣地區 物價統計月報』, 各月號.
49. 臺灣 財政部, 『統計月報』, 各月號.