

우리나라 수출가격에 대한 환율전가율 변화

이 항 용

(한양대학교 경제금융대학 조교수)

김 현 옥

(한국개발연구원 선임연구위원)

Declines in Exchange Rate Pass-through to Export Prices in Korea

Hangyong Lee

(Assistant Professor, College of Economics and Finance,
Hanyang University)

Hyeon-Wook Kim

(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

*이항용: corresponding author (e-mail) hl306@hanyang.ac.kr, (address) Hanyang University,
17 Haengdang-dong, Seongdong-gu, Seoul, Korea

김현옥: (e-mail) hook@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro,
Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

- Key Word: 환율전가(exchange rate pass-through), 수출가격(export price), 비대칭성(asymmetry)
- JEL code: E31, F31, F41
- Received: 2009. 7. 28 • Referee Process Started: 2009. 7. 28
- Referee Reports Completed: 2009. 12. 22

ABSTRACT

This paper investigates changes in the extent of exchange rate pass-through to export price in Korea. First, empirical results show that export prices have become less responsive to the exchange rate since the financial crisis in 1997. The decline of exchange rate pass-through to export prices suggests that Korean exporters are more likely to use profit margins to absorb part of the impact of exchange rate changes, consistent with pricing to market phenomenon. Second, this paper finds asymmetries in the response of export prices to exchange rate changes. In the post-crisis period, appreciations are more likely to be offset by markup adjustment than depreciations. Third, this paper documents that a significant portion of the decline of exchange rate pass-through is a result of both increased volatility of exchange rate and increased competition with China in the world market.

본 연구는 장기간의 시계열 자료를 이용하여 우리 경제의 수출가격에 대한 환율전가율 변화를 실증적으로 분석한 것이다. 분석 결과, 외환위기를 전후로 수출가격에 대한 환율전가율이 하락하였음을 발견하였는데, 이는 우리나라의 수출기업이 환율 변동의 영향을 수출가격에 전가하기 보다 내부적으로 마크업 조정을 통해 흡수하는 경향이 외환위기 이후에 더욱 높아졌음을 의미한다. 또한 환율전가율의 비대칭성 분석을 통해 외환위기 이후의 환

율전가율 하락은 거의 대부분 환율이 하락했을 때 발생하였음을 발견하였는데, 이는 외환위기 이후 환율이 하락하는 시기에 수출기업들이 달러표시 수출가격을 인상하는 대신에 해외시장에서의 시장점유율을 유지하는 전략을 채택해 왔음을 시사한다. 한편, 이러한 환율전가율의 하락은 환율 변동성의 확대와 세계시장에서 중국과의 경쟁이 심화되면서 나타난 것으로 분석되었다.

1. 서론

환율은 대내외 경제환경의 변화를 대표하는 가장 핵심적인 경제변수이다. 특히, 총수요를 구성하는 각 부문들 가운데 수출이 차지하고 있는 비중을 감안하면, 우리 경제의 경우 환율의 중요성이 다른 나라에 비해 더 크다고 할 수도 있을 것이다. 이에 따라 우리 수출기업은 물론 전반적인 경제운동을 담당하는 정책당국도 환율 변화에 매우 민감하게 반응해 왔으며, 실증분석 결과들도 환율이 수출입의 경로를 통해 경상수지를 사실상 결정하는 주된 요인이었음을 시사하고 있다.

그러나 1990년대 말의 외환위기 이후에는 이와 같은 환율의 중요성, 특히 수출을 결정하는 요인으로서의 기능이 약화되고 있다는 주장이 제기되어 왔다. 즉, 외환위기 당시 급등했던 환율이 그 이후 추세적으로 하락하여 왔음에도 불구하고 수출경기는 호조를 나타내는 상황이 지속됨에 따라, 수출의 결정요인으로서 환율에 의한 가격경쟁력 변화보다는 해외경기나 수출상품의 질적 수준 등

비가격경쟁력이 더욱 중요한 상황이 도래했다는 평가가 나타나고 있다. 실제로 외환위기 전후를 비교한 실증분석에서도 환율이 수출에 미치는 영향의 유의성이 과거에 비해 감소하였다는 결과가 도출되기도 한다.

본 연구는 외환위기를 전후하여 환율이 수출에 미치는 영향이 다르게 나타나는 현상을 환율 변화와 수출가격 변화 간의 관계를 중심으로 분석하고자 한다.¹⁾ 이는 환율의 추세적 하락에도 불구하고 국민계정상 총량지표의 하나인 수출은 비교적 안정적인 증가세를 보여 왔음을 감안할 때, 수출가격의 결정에 대한 환율의 영향이 외환위기 이전에 비해 구조적으로 다른 모습으로 나타나고 있을 것이라는 인식에 바탕을 두고 있다. 즉, 환율이 수출에 미치는 영향은 환율이 수출가격에 미치는 영향과 수출가격이 수출물량에 미치는 영향으로 나누어 볼 수 있는데, 본 연구는 전자의 변화에 초점을 맞추고 있다. 다시 말해, 수출의 결정요인으로서 환율의 영향이 감소했다면, 이는 일차적으로 환율 변화가 수출가격에 미치는 영향, 즉 수출가격에 대한 환율전가(exchange rate pass-through)의 정도가 감소했음을 의미하는데,²⁾ 본 연구는 이러

1) 본 연구에서의 환율은 미국 달러화에 대한 원화의 환율, 즉 원/달러 환율을 의미한다. 물론 일본 엔화, 유로화 등도 수출의 결제통화로 이용되지만, 상품수출에 있어 미국 달러화를 이용한 결제비중이 2000년대 들어서도 85% 수준을 유지하고 있다는 점을 고려하였다.

2) 수출가격에 대한 환율전가의 정도가 감소한다는 것은 환율이 변동할 때 수출기업들이 외화표시 수출가격을 변동시키는 정도보다는 원화표시 수출가격을 변동시키는 정도가 더 커짐을, 즉 환율 변동을 수출

한 주장에 대한 실증적 사실을 확인하는데 주목적이 있다.

수출입가격에 대한 환율의 전가에 관해서는 많은 연구들이 있으며, 최근에는 주로 수입가격을 중심으로 환율전가율의 하락 가능성에 대한 연구들이 해외에서 활발하게 진행되고 있으나 아직 일관된 결론에 도달하고 있지는 않은 것으로 보인다. 먼저 Marazzi, Sheets, and Vigfusson (2005)은 미국 수입물가의 환율전가율이 1980년대에는 0.5 이상이었으나 최근 10년간에는 0.2 정도로 하락하였다는 분석 결과를 보고하고 있으며, Ihrig, Marazzi, Rothenberg(2006)은 G-7 국가들의 수입물가에 대한 환율전가율이 하락하였음을 발견한 바 있다. 반면, Campa and Goldberg (2005)는 OECD 23개국을 대상으로 분석한 결과, 수입물가에 대한 환율전가율이 다소 감소하는 경향이 있기는 하나 통계적 검정력 등을 고려하면 이에 대한 평가는 유보적이어야 한다고 주장하였다. Hellerstein, Daly, and Marsh(2006)는 미국 수입물가의 환율전가율이 하락하였다는 결정적인 증거를 찾기 어렵다고 하였다.

국내에서도 우리 경제의 높은 수출의존도에 상응한 정도로, 환율 변화가 수출가격에 미치는 영향에 대해 많은 연구가 있었다. 그러나 이들 연구의 대부분이 외

환위기 이전 기간을 대상으로 하여 환율 변화와 수출가격 간의 관계를 모색하는데 그치고 있다.³⁾ 물론 최요철·김치호(2001)와 같이 1997년 말 자유변동환율 제도로의 이행 이후 환율전가 행태의 변화 가능성에 관심을 둔 경우도 있으나, 외환위기를 전후로 환율이 수출가격에 미치는 영향의 구조적 변화, 특히 수출가격에 대한 환율전가율의 하락 가능성을 충분한 자료를 이용하여 본격적으로 분석한 연구는 아직 찾아보기 어렵다.

따라서 본 연구는 외환위기를 전후로 한 비교적 장기간의 시계열 자료를 이용하여 수출가격에 대한 환율전가율의 하락이 발생하였는지, 다시 말하면 수출기업들이 마크업(markup) 조정을 통해 환율 변화를 흡수하는 정도가 강화되었는지를 실증적으로 확인하는 의미가 있다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅲ장에서는 수출가격에 대한 환율전가율의 추정모형을 설정하고 제Ⅳ장에서는 전체 수출물가지수와 수출품목별 수출물가지수에 대한 추정 결과를 제시하여 외환위기 이후 환율전가율이 하락하였음을 보였다. 제Ⅴ장에서는 환율전가의 비대칭성을 논의하고, 외환위기 이후의 환율전가율 하락이 주로 환율이 하락하는 경우에 발생하였음을 발견하였다. 제Ⅵ장에서는 외환위

기업의 마크업(markup) 조정으로 흡수하면서 외화표시 수출가격을 유지하는 경향이 커짐을 의미한다.

3) 외환위기 이전 기간을 대상으로 환율 변화와 수출가격 간의 관계를 분석한 연구들은 최요철·김치호(2001) 및 이종욱·윤성훈(2003) 등에 정리되어 있다.

기 이후 수출가격에 대한 환율전가율을 하락시킨 것으로 보이는 잠재적 요인들에 대한 일차적인 실증분석을 수행하였으며, 제VI장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 정리하였다.

II. 수출물가의 추이와 추정모형의 설정

1. 수출물가와 환율의 추이 변화

[Figure 1]은 1986년 이후 원화표시 수출물가지수, 달러표시 수출물가지수 그리고 대미달러 환율의 추이를 보여주고 있다.⁴⁾ 이를 간단히 살펴보면 다음과 같은 몇 가지 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 달러표시 수출물가와 환율은 뚜렷한 음의 상관관계를 보여주고 있다. 1980년대 후반에 환율이 하락하였던 기간에는 달러표시 수출물가가 상승세를 보였으며, 반대로 1990년대 중반 이후 환율이 상승하면서 달러표시 수출물가는 하락하는 모습을 보여주고 있다. 또한 2002년 이후에는 환율이 점차 하락하면서 달러표시

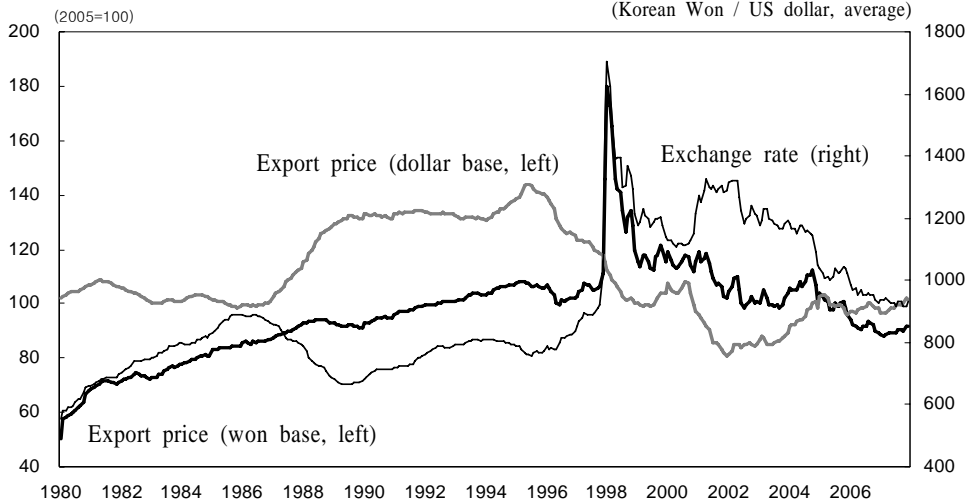
수출물가는 다시 상승하는 모습이 나타나고 있다.

둘째, 원화표시 수출물가는 1990년대 중반까지는 환율과 밀접한 연관성을 가지고 있지 않은 것으로 보이나, 외환위기 이후에는 환율 변화에 보다 민감해진 움직임을 보이고 있다. 1980년대 후반에 환율이 하락하였을 때 원화표시 수출물가는 안정세를 보임으로써 수출기업이 원화표시 수출가격을 어느 정도 일정하게 유지하는 가운데 주로 달러표시 수출가격을 상승시켰음을 의미한다. 반면에 1997년 말에 외환위기가 발생하였던 시점에는 환율의 급격한 상승과 함께 원화표시 수출물가가 급등하는 모습이 나타나고 있는데, 이는 환율의 상승에 대하여 수출기업이 주로 원화표시 수출가격의 변동을 통하여 대응하였음을 시사한다. 또한 2000년대에 들어서도 환율의 하락과 더불어 원화표시 수출물가도 완만하게 하락하는 모습이 나타나고 있는데, 이러한 사실은 달러표시 수출가격을 설정함에 있어 환율의 변화를 전가하는 정도가 최근 낮아졌을 가능성을 암시한다.

셋째, [Figure 1]로부터 발견할 수 있는 또 다른 중요한 특징은 원화표시 수출물가는 물론 달러표시 수출물가의 경우에도

4) 수출물가지수는 fob 가격을 기준으로 수출계약시점에서 조사되며, 총 227개 품목을 대상으로 라스파이레스 산식에 의해 작성된다. 수출물가지수는 원화기준지수, 달러기준지수, 계약통화기준지수의 세 가지가 발표되고 있으나 우리나라의 경우 대부분의 수출이 달러로 결제되기 때문에 계약통화기준지수는 달러기준지수와 큰 차이가 없다. 따라서 이하에서 계약통화기준지수에 대한 별도의 분석은 수행하지 않았다.

[Figure 1] Exchange rate and Export Price Index



외환위기 이전 기간에 비해 외환위기 이후 기간 중에 변동성이 크게 높아졌다는 것이다. 이러한 사실을 통해 외환위기가 발생하면서 우리나라가 자유변동환율제도로 이행함에 따라 환율의 변동성이 증가하고 이에 따라 수출물가의 변동성도 함께 증가한 것으로 추측할 수 있다.⁵⁾

외환위기 발생 직후인 1997년 12월 17일에 환율의 일일변동제한폭이 완전히 폐지되면서 우리나라의 환율제도가 자유변동환율제도로 이행하였고, [Figure 1]이 보여주고 있듯이 동 시점을 기준으로 수출물가와 환율의 변동성이 크게 높아진

것으로 나타나는데, 본 연구에서는 일단 이러한 변화에 기초하여 1986년 1월부터 1997년 11월까지를 외환위기 이전 기간으로, 그리고 1997년 12월부터 2007년 12월까지를 외환위기 이후 기간으로 구분하여 분석하기로 한다.⁶⁾ 물론 이러한 기간 구분은 다분히 자의적인 면이 있다. 특히, 특정 시점을 전후하여 환율전가율에 구조적 변화가 있었는지 아니면 환율전가율이 서서히 추세적으로 변화해 온 것인지는 [Figure 1]만으로는 확실하게 판단하기 어렵다. 그러나 환율전가율의 추세적 변화가 있었다고 하더라도 자유변동

5) 실제로 비교역재라고 할 수 있는 서비스부문 생산자물가의 경우 외환위기 이후 변동성이 오히려 감소하였다. 따라서 환율제도의 변경이 수출물가의 변동성을 확대시키는 주요 요인일 가능성이 높다고 할 수 있다.

6) 또한 1998년 4월에는 물가안정목표제를 도입하였는데, 이 역시 수출가격에 대한 환율의 전가 정도에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

〈Table 1〉 Summary Statistics

	1986. 1 - 1997. 11			1997. 12 - 2007. 12		
	mean	standard deviation	correlation coefficient	mean	standard deviation	correlation coefficient
changes in export price	0.0012	0.0070	-0.4524	-0.0012	0.0141	-0.1672
changes in exchange rate	0.0010	0.0121		-0.0008	0.0427	

환율제도로의 이행이 환율전가율에 영향을 주었을 가능성은 매우 높으며 또한 두 기간으로 구분하여 비교분석하는 것이 환율전가율의 추세적 변화를 부정하는 것은 아니므로 일단 1997년 말을 기준으로 기간을 구분하여 분석하기로 한다.

〈Table 1〉에는 이렇게 구분된 두 기간에 대해 각각 전월 대비 기준으로 계산된 달러표시 수출물가 상승률과 환율 상승률의 평균 및 표준편차와 두 변수의 상관 계수가 제시되어 있다. 〈Table 1〉을 살펴 보면, 1986년 1월부터 1997년 11월까지의 외환위기 이전 기간에는 수출물가와 환율이 평균적으로 상승하고 있었던 반면 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 외환위기 이후 기간에는 하락하고 있음을 알 수 있다. 또한 [Figure 1]에서 보이는 바와 같이 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에는 이전 기간에 비해 수출물가의 변동성이 약 2배, 환율의 변동성이 약 4배 가까이 높아졌음을 알 수 있다. 두 변수간의 단순 상관계수를 보면 1986년 1월부

터 1997년 11월까지의 기간에는 -0.4524 이었던 데 비해 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에는 -0.1672로 크게 낮아졌다.

2. 추정모형의 설정

환율 변화에 따른 달러표시 수출가격 변화의 민감도를 나타내는 환율전가율을 추정하기 위한 모형은 다음과 같은 과정을 통해 설정되었다. 먼저 달러표시 수출가격은 원화표시 수출가격과 원/달러 환율의 곱으로 표현되며, 원화표시 수출가격은 수출기업의 마크업(mark-up)과 한계비용(marginal cost)에 의해 결정된다고 가정할 수 있다.

$$p = -e + p^D = -e + \mu + mc \quad (1)$$

여기서 p 와 p^D 는 각각 로그화된 달러표시 수출가격과 원화표시 수출가격을 나타내며, e 는 로그화된 원/달러 환율을 의

미한다. μ 와 mc 는 각각 로그화된 마크업과 한계비용을 의미하는데, 마크업은 일단 환율만의 선형함수라고 가정하고, 한계비용은 기업부문의 비용 변화를 측정할 수 있는 변수인 z 에 의해 결정된다고 가정한다.

$$\begin{aligned}\mu &= \phi_0 + \phi_1 e \\ mc &= \theta_0 + \theta_1 z\end{aligned}$$

이에 따라 달러표시 수출가격은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$p = (\phi_0 + \theta_0) + (\phi_1 - 1)e + \theta_1 z \quad (2)$$

이때 환율전가의 정도는 $(\phi_1 - 1)$ 로 나타나는데, 만일 $\phi_1 = 0$ 이면 마크업 결정에 환율이 영향을 미치지 않게 되어 수출기업이 원화 기준(생산자통화 기준)으로 가격설정을 하고 있음을 의미한다. 따라서 이 경우에는 환율의 추정계수 값이 -1이 되어 수출기업이 환율 변동을 흡수하지 않고 달러표시 수출가격에 그대로 완전 전가(complete pass-through)함을 뜻한다. 반면, $\phi_1 = 1$ 이면 수출기업이 마크업을 변화시킴으로써 환율 변동을 모두

흡수하고 있음을 의미하는데, 이는 수출기업이 달러 기준(수요자 기준)으로 가격을 설정하고 있음을 뜻한다. 즉, 이 경우에는 환율의 추정계수 값이 0이 되어 환율이 달러표시 수출가격에 완전 비전가(zero pass-through)됨을 의미한다. 이와 같은 관계들을 이용하면 식 (3)과 같은 추정모형을 도출할 수 있다.

$$\Delta p_t = \alpha + \beta \Delta e_t + \gamma \Delta z_t + u_t \quad (3)$$

여기서 Δp_t 와 Δe_t 는 각각 달러표시 수출물가지수와 원/달러 환율의 로그 1차 차분을 의미한다. 한편, 통제변수 중에서 기업부문의 한계비용 변화를 나타내는 z_t 의 구성요소로서 생산자물가(PPI)와 국제원자재가격(PM)을 고려하였는데, 국제원자재가격은 한국은행에서 발표하는 가공단계별 물가지수 중 원자재가격지수를 사용하였다. 이와 더불어 수출가격은 수출대상국의 수요요인에 의해서도 영향을 받을 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 OECD 및 신흥시장국의 경기선형지수(FD)를 설명변수로 추가하였다.⁷⁾

마지막으로, 달러가치지수(VD)의 변화율도 설명변수로 함께 포함되었다.⁸⁾ 원/

7) 최요철·김치호(2001)는 환율과 생산자물가 외에 국내시장에서 나타나는 수요압력의 대응변수인 제조업 가동률과 해외시장에서의 경쟁여건을 반영하는 해외생산자물가 및 엔/달러 환율을 설명변수로 추가하였으며, 장기균형식과 오차수정모형을 이용한 단기방정식을 추정한 강삼모·왕윤중(2002)은 설명변수로서 원/달러 환율 외에 엔/달러 환율, 생산자물가를 사용하였다. 수입물가를 대상으로 한 Campa and Goldberg(2005) 등의 해외연구에서도 수출국의 한계비용을 나타내는 변수와 수입국의 실질GDP 등을 포함하여 환율전가율을 추정하였다.

달러 환율이 상승할 때, 다른 국가들의 달러화 대비 환율도 국제금융시장에서의 달러가치 상승에 기인하여 동시에 상승하였다면, 국내 수출기업은 외국기업들이 수출가격을 변화시키는 정도 이상으로 수출가격을 변화시킬 유인이 적을 것이다. 즉, 이 경우에는 환율전가율이 낮게 나타날 가능성이 높다. 반대로 원/달러 환율은 소폭 변화하더라도 다른 국가의 환율이 상대적으로 크게 변화하였다면 그 차이만큼 국내기업들은 달러표시 수출가격을 크게 변화시킬 수 있으며, 따라서 환율전가율이 높게 나타날 수 있다.⁹⁾ 이와 같은 통계변수들을 모두 고려한 추정모형은 아래의 식 (4)와 같다.

$$\Delta p_t = \alpha + \beta \Delta e_t + \gamma_1 \Delta PPI_t + \gamma_2 \Delta PM_t + \gamma_3 \Delta FD_t + \gamma_4 \Delta VD_t + u_t \quad (4)$$

한편, 전체 분석대상 기간에 비해 외환위기 이후 기간에 계수들이 상이하게 추정되는지를 살펴보기 위해, 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에 대해서만 1의 값을 갖는 더미변수(d)를 이용하였다. 즉, 추정에 있어서 각각의 설명변

수들과 d 와의 교차항을 포함한 아래의 식 (5)를 이용할 수 있을 것인데, 이때 β_1 이 통계적으로 유의하게 추정된다면 환율전가의 정도가 외환위기 이후 변화하였다고 결론지을 수 있을 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + (\beta_0 \Delta e_t + \beta_1 d \Delta e_t) \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{11} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

한편, 식 (5)는 일종의 단기 환율전가율을 추정하는 것이라고 볼 수 있다. 그런데 환율이 변화하더라도 수출기업은 즉각적으로 수출가격을 변화시키기보다는 다소간의 시차를 두고 가격을 변화시킬 수 있다. 특히, 환율의 변동성이 높은 경우 수출기업의 입장에서는 단기적인 환율 변화에 따라 가격을 수시로 조정하게 되면 이에 따른 비용이 발생할 수 있으므로 환율 변동을 일시적인 것으로 판단하여 수출가격을 즉각적으로 변경하지 않을 수 있다. 이러한 가능성을 고려하기

8) 달러가치지수(VD)는 미국의 주요 교역상대국(26개 지역)의 환율을 가중평균하여 미국 FRB에서 발표하는 자료를 이용하였다.

9) 외환위기 이후 나타난 중요한 특징 중의 하나는 원/달러 환율의 변화와 국제금융시장에서의 달러가치의 변화 간의 상관관계가 높아졌다는 사실이다. 이와 관련하여, 윤성훈(2005)은 수출전가율을 추정함에 있어 수입국통화의 환율을 고려하지 않으면 누락변수(omitted variable)의 문제를 야기할 수 있다고 주장하였으며, 최요철·김지호(2001) 및 강삼모·왕윤중(2002) 등은 엔화환율을 추가하여 환율전가식을 추정하였다.

위하여, 본 연구의 실증분석에서는 아래의 식 (6)과 같이 환율 변화의 시차변수를 설명변수로 추가하여 추정하였으며, 이들 계수들의 합을 장기 환율전가율이라고 정의하였다. 즉, 환율 변동이 시차를 두고 수출물가에 미치는 영향을 모두 합산함으로써 수출물가에 대한 환율전가율을 판단하였다. 이때 시차의 수는 3개월로 정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + \sum_{k=0}^3 \beta_{0k} \Delta e_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^3 \beta_{1k} d \Delta e_{t-k} \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{12} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

한편, 환율 변화의 시차변수를 이용하여 장기 환율전가율을 추정하는 대신 종속변수의 시차변수를 설명변수로 추가하여 단기 및 장기 환율전가율을 추정할 수도 있다. 이 경우에는 환율뿐 아니라 다른 통제변수의 장기 및 단기 효과를 함께 살펴볼 수 있다는 이점이 있다. 구체적으로는 다음과 같은 식 (7)을 추정함으로써 장단기 환율전가율을 살펴볼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + (\rho_0 \Delta p_{t-1} + \rho_1 d \Delta p_{t-1}) \\ & + (\beta_0 \Delta e_t + \beta_1 d \Delta e_t) \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{11} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (7)$$

III. 환율전가율의 추정 결과

1. 전체 수출물가에 대한 추정 결과

<Table 2>에는 식 (5), 식 (6) 및 식 (7)에 따라 단기 및 장기 환율전가율을 추정한 결과가 제시되어 있다.¹⁰⁾ 먼저 외환위기 이전 기간에 대한 단기 환율전가율을 나타내는 β_0 의 경우 식 (5)에서는 -0.254, 수출가격의 시차변수를 포함한 식 (7)에서는 -0.087로 추정되었는데, 이들은 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이러한 추정치는 표본기간에서 대체로 환율 변화가 수출가격에 불완전 전가되었음을 의미하고 있다. 한편, 장기 환율전가율을 추정한 식 (6)의 결과를 보면, 외환위기 이전의 장기

10) 추정은 OLS를 사용하였으며, 계수의 유의성 검증은 Newey and West에 따라 조정된 standard error를 사용하였다.

〈Table 2〉 Estimates of Exchange Rate Pass-through

	Short-run: eq (5)	Long-run: eq (6)	Long & Short: eq (7)
α_0	0.002 (0.0907)	0.002 (0.0194)	0.000 (0.7701)
α_1	-0.010 (0.0000)	-0.010 (0.0000)	-0.007 (0.0016)
ρ_0			0.646 (0.0000)
ρ_1			-0.447 (0.0047)
β_0	-0.254 (0.0142)		-0.087 (0.0291)
β_1	0.189 (0.0763)		0.045 (0.4062)
$\sum \beta_{0k}$		-0.614 (0.0000)	
$\sum \beta_{1k}$		0.376 (0.0002)	
γ_{01}	0.049 (0.6462)	0.071 (0.5113)	0.076 (0.4403)
γ_{11}	0.591 (0.0504)	1.263 (0.0000)	0.470 (0.1136)
γ_{02}	0.019 (0.2295)	-0.001 (0.9571)	0.020 (0.0353)
γ_{12}	0.117 (0.0000)	0.098 (0.0001)	0.104 (0.000)
γ_{03}	-0.029 (0.9302)	-0.092 (0.7401)	0.108 (0.4716)
γ_{13}	1.283 (0.0184)	0.958 (0.0479)	0.800 (0.0679)
γ_{04}	-0.036 (0.4863)	-0.083 (0.0425)	-0.058 (0.0929)
γ_{14}	-0.263 (0.0048)	-0.257 (0.0012)	-0.277 (0.0055)
R^2	0.48	0.60	0.58

Note: Numbers in parentheses are p-values.

환율전가율이 -0.614로 추정되었으며, 이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 장기 환율전가율이 단기 환율전가율에 비해 훨씬 크게 나타나는 것은 환율 변화가 동시에 모두 전가되는 것이 아니라 어느 정도의 시차를 두고 수출가격에 전가되고 있음을 반영하고 있다.

1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에 대한 더미변수(d)를 환율에 곱한 변수에 대한 계수인 β_1 은 식 (5)에서는 0.189, 식 (7)에서는 0.045로 추정되어 외환위기 이후 단기 환율전가율이 하락하였음을 보여주고 있으나, 통계적으로는 식 (5)의 경우에만 10% 유의수준에서 유의하게 나타났다.¹¹⁾ 그러나 식 (6)에서는 외환위기 이후 장기 환율전가율의 변화가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 0.376으로 추정되었다. 이는 외환위기 이후의 장기 환율전가율이 -0.238로 추정되었음을 의미하는 것으로서 외환위기 이전에 비해 수출가격에 대한 환율전가율

하락이 발생하였음을 보여주고 있다.¹²⁾ 즉, 환율이 변할 때 우리나라의 수출기업이 이를 수출가격에 전가하기보다는 내부적으로 마크업 조정을 통해 환율의 변동을 흡수하는 경향이 외환위기 이후 보다 높아졌음을 뜻한다. 외환위기 이전에는 환율이 변화할 때 원화표시 가격을 변화시키기보다는 달러표시 가격을 변화시키는 생산자 측면에서 가격을 설정(producer currency pricing: PCP)했다면, 외환위기 이후에는 달러표시 가격을 변화시키는 대신 마크업 조정을 통해 원화표시 가격을 변화시키는 시장중시 가격설정(pricing to market) 또는 수출국통화 중심의 가격설정(local currency pricing)의 경향이 상대적으로 높아졌던 것으로 해석할 수 있다.¹³⁾

다른 통제변수들의 계수 부호는 이론적인 예측과 부합하였으나 대체로 외환위기 이후의 기간에서만 통계적으로 유의하게 추정되었다. 달러가치지수(VD)의

11) Chow test를 이용하여 구조적 변화를 검토해 볼 수 있으나 Chow test는 잔차항의 동분산성을 가정하고 있는 데 비해 본 연구의 추정모형에서는 동분산성이 기각되었으므로 Chow test를 수행할 경우 검정의 power가 크게 떨어지는 문제가 있다. 이에 따라 CUSUM test를 수행한 결과 1998년경에 구조적 변화가 발생하였음을 발견하였다.

12) 시차의 수를 12개월로 확대할 경우 외환위기 이전의 장기 환율전가율은 -0.696(p-value는 0.0000), 외환위기 이후의 환율전가율 변화는 0.374(p-value는 0.0263)로 추정되어 시차를 3개월로 한 경우와 큰 차이가 발견되지 않았다. 한편, 외환위기를 전후한 각각의 기간에 대해 모형을 개별적으로 추정해 보아도 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간 중 환율전가율이 하락하였음을 확인할 수 있다.

13) 본 연구에 사용된 변수들을 이용하여 VAR모형을 추정한 후 충격반응분석(impulse response analysis)을 수행함으로써 환율 변화가 수출가격에 동태적으로 어떻게 영향을 미치는지를 살펴볼 수 있다. 기간을 구분하여 이러한 충격반응분석을 수행한 결과도 외환위기 이후 환율전가율이 하락하였음을 보여주고 있다. 즉, 환율 상승률의 표준편차에 해당하는 충격에 대해 수출가격의 12개월 누적반응이 외환위기 이전에는 -0.020인 데 비해 외환위기 이후에는 0.000으로 추정되었다.

〈Table 3〉 Long-run Effects on Export Price

	Before the financial crisis	After the financial crisis
Δe	-0.246 (0.0030)	-0.052 (0.2524)
ΔPPI	0.214 (0.4464)	0.681 (0.0150)
ΔPM	0.056 (0.0410)	0.155 (0.0000)
ΔFD	0.306 (0.4448)	1.133 (0.0107)
ΔVD	-0.165 (0.1056)	-0.419 (0.0083)

Note: Numbers in parentheses are p-values.

상승, 즉 다른 국가의 환율 상승은 수출 가격을 하락시키는 요인이며 생산자물가(PPI)나 국제원자재가격(PM)의 상승은 한계비용을 상승시켜 수출가격을 높이는 요인이 된다. 해외경기(FD)의 상승도 수출가격의 상승요인으로 나타났다.

한편, 식 (7)을 추정하면 수출가격의 AR(1) 계수를 이용하여 장기 환율전가율 뿐 아니라 다른 통제변수가 수출가격에 미치는 장기효과도 간접적으로 계산할 수 있다. <표 3>에는 외환위기 이전과 이후의 기간에 대해 환율을 비롯한 각 설명변수들의 장기효과를 계산한 값이 제시되어 있다. 우선 장기 환율전가율을 보면, 외환위기 이전에는 -0.246으로 계산되었으며 통계적으로 유의하게 나타난 반면, 외환위기 이후에는 장기 환율전가율이 -0.052로 계산되어 절댓값이 매우 작을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않았다. 이러한 결과는 식 (6)의 추정 결과와 마찬가지로 외환위기 이후 적어도 장기 환율전가

율이 하락하였음을 의미하고 있다.

여타 통제변수의 장단기효과에 대해 살펴보면, 5% 유의수준에서 외환위기 이전에는 국제원자재가격만이 단기적, 장기적으로 수출가격에 영향을 미치고 있을 뿐 다른 통제변수들의 영향은 미미한 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이후에는 모든 통제변수에서 장기효과의 크기가 더 커졌을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하게 추정되었다.

2. 품목별 환율전가율

지금까지는 우리나라 전체 수출물가지수에 대한 분석 결과를 토대로 환율전가율이 하락하였음을 살펴보았다. 그런데 전체 수출물가에 대한 환율전가율이 하락하였다고 하더라도 품목별로는 상이한 모습이 나타날 수 있으며, 특히 가중치가 큰 일부 품목에서 환율전가율이 낮아진 데에 기인하여 전체적인 환율전가율이

하락하는 것처럼 보일 수 있다. 이를 확인하기 위하여 19개 기본분류 품목별로 수출물가를 세분화하여 수출가격의 환율전가율 하락이 품목별로 공통적인 현상인지를 살펴보았다. 구체적으로는 식 (5)와 식 (6)을 각각의 품목별 달러표시 수출물가지수 상승률에 대하여 추정하였다. 이때 생산자물가는 각 품목에 해당하는 생산자물가를 사용하였다.

<Table 4>는 각각의 품목에 대해 환율전가율을 나타내는 β_0 (또는 $\sum_{k=0}^3 \beta_{0k}$)와 외환위기 이후의 환율전가율 변화를 나타내는 β_1 (또는 $\sum_{k=0}^3 \beta_{1k}$)을 p-value와 함께 제시하였다. 우선 5% 유의수준을 기준으로 할 때, 단기의 경우 전체 19개 품목 중 10개 품목에서, 장기의 경우 12개 품목에서 환율전가율이 통계적으로 유의하게 추정되었다. 유의수준을 10%로 할 때에는 단기의 경우 12개 품목에서, 장기의 경우 15개 품목에서 환율전가율이 통계적으로 유의하게 나타나 대부분의 품목에서 환율 변화에 따라 수출물가가 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히, 반도체소자, 전자관·부품, 금속1차제품, 고무 플라스틱 제품 등에서 높은 환율전가율이 추정되었다. 반면, 석유제품, 통신장비, 정밀기계제품에서는 환율전가가 발견되지 않았다.

한편, 단기 환율전가율이 5% 수준에서 유의하게 추정된 10개 품목 중에서 금속1차제품과 특수목적용기계를 제외한 모든 제품에서 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 나타났다.¹⁴⁾ 장기 환율전가율의 경우에도 5% 유의수준에서 유의하게 추정되었던 12개 품목 중 특수목적용기계와 반도체소자를 제외한 모든 품목에서 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 나타났다. 이러한 결과로부터 환율전가율의 하락이 일부 품목에만 국한된 것은 아니며, 다양한 품목에서 관찰되는 것임을 알 수 있다.

IV. 환율전가율의 비대칭성

1. 전체 수출물가에 대한 분석

지금까지는 환율전가율을 추정함에 있어 환율이 상승할 때와 하락할 때를 구분하지 않았다. 그러나 Knetter(1994) 등은 독일과 일본의 자료를 이용하여 수출가격이 환율이 상승할 때와 환율이 하락할 때에 다르게 반응하였다는 실증분석 결과를 제시하였다. 이에 따라 본고에서도 환율 변화에 따라 수출가격이 비대칭적으로 조정되는지를 살펴보고, 환율전가율의 하락이

14) 금속1차제품도 10% 유의수준에서는 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 추정되었다.

〈Table 4〉 Estimates of Exchange Rate Pass-through by products

	Short-run model		Long-run model	
	β_0	β_1	$\sum \beta_{0k}$	$\sum \beta_{1k}$
Food, Beverage, Tobacco	-0.164 (0.0482)	0.171 (0.0362)	-0.472 (0.0003)	0.377 (0.0378)
Textile, Apparel, Leather	-0.158 (0.0748)	0.160 (0.0729)	-0.395 (0.0014)	0.408 (0.0061)
Paper, Paper products	-0.200 (0.2232)	-0.080 (0.6881)	-0.539 (0.0575)	0.002 (0.9960)
Petroleum products	0.171 (0.5524)	-0.153 (0.6241)	0.299 (0.5060)	-0.424 (0.4206)
Chemical products	-0.237 (0.3136)	0.235 (0.4021)	-0.488 (0.0965)	0.344 (0.3318)
Rubber and Plastic products	-0.321 (0.0947)	0.321 (0.1183)	-0.729 (0.0000)	0.805 (0.0001)
Nonmetallic Mineral products	-0.246 (0.0011)	0.302 (0.0001)	-0.628 (0.0001)	0.606 (0.0184)
Basic Metal products	-0.410 (0.0354)	0.328 (0.0992)	-0.781 (0.0000)	0.610 (0.0014)
Fabricated Metal products	-0.236 (0.0039)	0.245 (0.0077)	-0.554 (0.0000)	0.560 (0.0003)
General Purpose Machinery	-0.095 (0.1278)	0.121 (0.0490)	-0.255 (0.0603)	0.180 (0.2689)
Special Purpose Machinery	-0.113 (0.0363)	0.078 (0.1594)	-0.165 (0.0296)	0.077 (0.3931)
Electrical Machinery	-0.212 (0.0038)	0.233 (0.0010)	-0.393 (0.0003)	0.325 (0.0337)
Semiconductor	-0.948 (0.0000)	0.640 (0.0023)	-1.184 (0.0028)	0.850 (0.1044)
Electronic Components	-0.299 (0.0000)	0.291 (0.0001)	-0.982 (0.0000)	1.033 (0.0004)
Computers	-0.093 (0.2559)	0.224 (0.0543)	-0.410 (0.0152)	0.553 (0.0271)
Communication equipments	0.013 (0.5450)	0.037 (0.4278)	0.113 (0.1917)	-0.149 (0.2111)
Sound and Image equipments	-0.139 (0.0000)	0.130 (0.0002)	-0.098 (0.3139)	0.049 (0.6953)
Precision Instruments	-0.102 (0.1034)	0.092 (0.1901)	-0.161 (0.1746)	-0.028 (0.8667)
Transportation equipments	-0.171 (0.0173)	0.221 (0.0016)	-0.434 (0.0000)	0.462 (0.0000)

Note: Numbers in parentheses are p-values.

환율이 상승할 때 주로 발생하였는지 아니면 환율이 하락하였을 때 주로 발생하였는지를 검토하고자 한다.

환율전가의 비대칭성은 적어도 이론적으로는 다음과 같은 두 가지 이유에서 서로 다른 방향으로 나타날 수 있다. 첫째, 원/달러 환율이 하락할 때 우리나라 수출 기업들이 원화표시 수출가격을 종전과 같이 유지하기 위해 달러표시 수출가격을 인상하게 되면 해외시장에서 시장점유율이 하락할 위험이 높아지게 된다. 따라서 만일 수출기업들이 시장점유율을 염두에 두고 수출가격을 설정한다면 환율 하락 시에는 달러표시 수출가격을 인상하는 대신 내부적인 마크업 조정으로 이에 대응할 가능성이 높다. 이에 반해 원/달러 환율이 상승할 때에는 달러표시 수출가격을 낮추는 것이 시장점유율 측면에서 유리할 수 있다. 이와 같이 시장점유율이 중요한 고려사항이라면 환율이 하락할 때보다는 환율이 상승할 때 수출가격이 환율 변화에 민감하게 반응할 가능성이 높다.

한편, 이와는 반대로, 달러표시 수출가격이 환율이 상승할 때에는 환율 변화에 민감하게 변동하지 않으나 환율이 하락할 때에는 상대적으로 민감하게 조정되는 방향으로 비대칭성이 나타날 수도 있다. 만일 수출기업의 마케팅 측면이나 생

산능력 측면에서 제약이 존재하면 수출 기업은 환율이 상승할 때 수출가격을 인하하더라도 추가적인 판매 증가를 기대하기 어려우므로 환율 상승 시에는 수출가격을 변경하는 대신 마크업을 조정할 것으로 예상할 수 있다. 반면, 수출상품에 대한 수요가 충분히 확보되어 있다고 판단되는 상황에서 환율이 하락할 때에는 마케팅이나 생산능력이 제약조건으로 작용하지 않을 것이므로 달러표시 수출가격이 환율에 따라 상대적으로 민감하게 변하게 된다.¹⁵⁾

아래에서는 이러한 두 가지 상반된 비대칭성이 나타날 가능성을 염두에 두고 환율 변화에 대한 수출가격의 비대칭적 반응을 검토하였다. 이를 위하여 원/달러 환율이 상승한 경우와 하락한 경우를 구분하여 각각에 대한 환율전가율을 다음의 식 (8)과 같이 추정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + \beta_0^+ \Delta e_t^+ + \beta_1^+ d \Delta e_t^+ \\ & + \beta_0^- \Delta e_t^- + \beta_1^- d \Delta e_t^- \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{11} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (8)$$

15) 1980년대 일본 자동차의 대미수출은 수량규제(quantity constraint)로 인하여 엔화가치 하락에도 불구하고 달러가격을 인하하는 대신 이윤(profit margin)을 조절하였던 사례가 있다. 즉, 미국 내에서 판매 가능한 자동차의 수가 이미 한계에 도달해 있어 엔/달러 환율의 상승이 가격에 전가되지 못하였다.

여기서 Δe_t^+ 는 환율이 상승하였을 때 ($\Delta e_t > 0$) 또는 원/달러 환율이 달러가치보다 상대적으로 상승하였을 때 ($\Delta e_t > \Delta VD_t$)의 환율 변화율을 의미하며, Δe_t^- 는 환율이 하락할 때 ($\Delta e_t \leq 0$) 또는 원/달러 환율이 달러가치보다 상대적으로 하락하였을 때 ($\Delta e_t \leq \Delta VD_t$)의 환율 변화율을 의미한다. 식 (8)의 추정을 통하여 $\beta_0^+ = \beta_0^-$ 인지를 살펴봄으로써 환율전가의 비대칭성이 존재하는지를 검정해 볼 수 있고, $\beta_0^+ + \beta_1^+ = \beta_0^- + \beta_1^-$ 의 검정을 통해 외환위기 이후 기간에 대한 비대칭성의 변화를 살펴볼 수 있다. 또한 β_1^+ 및 β_1^- 를 통해 외환위기 이후의 환율전가율 하락이 주로 환율이 상승할 때 나타났는지 아니면 주로 환율이 하락할 때 나타났는지를 검토할 수 있다.

<Table 5>에는 식 (8)의 추정 결과가 제시되어 있다. <Table 5>의 모형 I은 단순히 원/달러 환율이 상승했는지 하락했는지에 따라 환율전가율의 비대칭성을 추정한 결과이며, 모형 II는 원/달러 환율이 달러가치지수에 비해 상대적으로 상승했는지 하락했는지를 기준으로 비대칭성을 검토한 결과이다.

우선 모형 I에서 외환위기 이전 기간에 환율이 상승했을 때의 환율전가율을 나타내는 β_0^+ 는 -0.129로 추정된 데 비해 환율이 하락하였을 때의 환율전가율을 나

타내는 β_0^- 은 -0.667로 추정되어 환율이 하락했을 때의 환율전가율이 더 크다 ($-\beta_0^+ < -\beta_0^-$)는 사실을 확인할 수 있다. $\beta_0^+ = \beta_0^-$ 에 대한 χ^2 검정 결과는 비대칭성 1에 나타나 있는데, 환율전가율이 대칭적이라는 귀무가설을 강하게 기각하고 있어 환율전가에 비대칭성이 존재함을 시사하고 있다.

한편, β_1^+ 는 -0.009로 추정되어 경제적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않게 나타났다. 따라서 외환위기 이후 기간에도 환율이 상승하였을 때의 환율전가율은 변하지 않았음을 의미하고 있다. 반면, β_1^- 는 0.745로 매우 큰 값이 추정되었을 뿐 아니라 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, 환율이 하락하였을 때의 환율전가율은 외환위기 이후 크게 하락하였음을 시사하고 있다. 환율전가의 비대칭성을 고려한 추정 결과들을 종합해 볼 때, 외환위기 이후의 환율전가율 하락은 거의 대부분 환율이 하락했을 때 발생하는 것으로 판단된다.

이에 따라 비대칭성 2에서 외환위기 이후의 기간에 대한 환율전가의 비대칭성을 검정해 보면, 외환위기 이후의 기간에서도 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다. $\beta_0^+ + \beta_1^+ = \beta_0^- + \beta_1^-$ 을 귀무가설로 하는 χ^2 검정통계량이 8.967로서 1% 유의수준에서 대칭성을 강하게 기각하고

<Table 5> Estimates of Asymmetric Pass-through

	model I		model II	
	coefficient	(p-value)	coefficient	(p-value)
α_0	-0.000	(0.9369)	0.001	(0.1882)
α_1	-0.006	(0.0229)	-0.008	(0.0012)
β_0^+	-0.129	(0.0097)	-0.175	(0.0171)
β_1^+	-0.009	(0.8846)	0.047	(0.5401)
β_0^-	-0.667	(0.0000)	-0.523	(0.0000)
β_1^-	0.745	(0.0000)	0.567	(0.0000)
γ_{01}	0.019	(0.8534)	0.025	(0.8198)
γ_{11}	0.826	(0.0124)	0.792	(0.0156)
γ_{02}	0.018	(0.2297)	0.014	(0.3813)
γ_{12}	0.100	(0.0006)	0.106	(0.0004)
γ_{03}	-0.056	(0.8533)	-0.064	(0.8423)
γ_{13}	1.114	(0.0390)	1.189	(0.0283)
γ_{04}	-0.013	(0.7921)	-0.024	(0.6409)
γ_{14}	-0.314	(0.0005)	-0.264	(0.0063)
asymmetry 1	13.098 [0.0003]		7.520 [0.0061]	
asymmetry 2	8.967 [0.0027]		7.842 [0.0051]	
R^2	0.53		0.60	

Note: Numbers in parentheses are p-values. asymmetry 1 and asymmetry 2 denote χ^2 test statistics for the null of $\beta_0^+ = \beta_0^-$ and $\beta_0^+ + \beta_1^+ = \beta_0^- + \beta_1^-$, respectively, and numbers in brackets are the associated p-values.

있다. 그런데 외환위기 이전에는 환율이 하락할 때의 환율전가율이 더 크게 ($-\beta_0^+ < -\beta_0^-$) 나타난 데 비해 외환위기 이후에는 환율이 하락할 때에는 환율이 수출물가에 전가되지 않아 오히려 환율이

상승할 때의 환율전가율이 상대적으로 더 커지는($-(\beta_0^+ + \beta_1^+) > -(\beta_0^- + \beta_1^-)$) 결과가 나타났다. 한편, 모형 II의 추정 결과도 모형 I의 결과와 질적인 차이가 발견되지 않았다. 또한 여타 통제변수에 대해

서 환율 상승기와 환율 하락기로 나누어서 비대칭성을 고려하여 추정해 보아도 환율전가에 대한 비대칭성에 관한 결과에 질적인 차이가 존재하지 않았다(부록의 Table A 참조).¹⁶⁾

이와 같이 외환위기 이후 환율이 하락했을 때만 환율전가율이 하락하였다는 결과는 환율이 하락할 때 수출기업이 달러 표시 수출가격을 인상하지 못하고 마크업 조정을 통해 원화표시 수출가격을 변화시킴으로써 기업이 환율 변화의 영향을 자체적으로 흡수하고 있음을 의미한다. 외환위기 이후 수출시장에서 시장점유율 하락의 위협에 당면한 수출기업들은 환율 하락에도 불구하고 수출가격을 인상하지 못하였던 것으로 풀이된다. 반면, 환율이 상승할 때에는 달러표시 수출가격을 낮춤으로써 가격경쟁력을 높일 수 있으며, 이러한 환율전가의 정도는 외환위기 전후에 차이가 없었다고 할 수 있다.

2. 품목별 환율전가율의 비대칭성

제II장 제2절에서의 분석과 유사하게 외환위기 이후 환율전가율이 비대칭적으로 하락하였다는 분석 결과가 어느 정도

보편적인 현상인지를 품목별로 식 (8)을 추정함으로써 확인해 보았다. <Table 6>에는 외환위기 이전 기간에 환율이 상승할 때와 하락할 때의 환율전가율을 나타내는 β_0^+ 와 β_0^- , 그리고 외환위기 이후 기간의 환율전가율의 변화를 나타내는 β_1^+ 와 β_1^- 에 대한 추정치가 각각의 p-value와 함께 보고되어 있다.

<Table 6>의 추정 결과를 살펴보면, 5% 유의수준에서 β_0^+ 가 유의하게 추정된 8개 품목 중에서 β_1^+ 역시 유의한 양의 값이 추정된 품목은 6개 품목인 것으로 나타났다. 이들 품목들은 환율이 상승할 때의 환율전가율이 외환위기 이후 하락한 품목이라고 볼 수 있다. 반면, β_0^- 가 유의하게 추정된 품목의 수는 모두 11개인데, 이 중 β_1^- 도 유의하게 추정된 품목은 10개에 이르고 있어 다수의 품목에서 환율이 하락할 때의 환율전가율이 외환위기 이후 감소한 것으로 나타나고 있다. 그리고 비금속광물, 전기장비, 반도체소자, 운수장비 등 4개 품목에서는 환율이 상승할 때와 하락할 때 모두 환율전가율이 하락한 모습을 보여주고 있다.

품목에 따라 차이가 있으나 전반적으로 전체 수출물가지수의 분석에서 발견된 환율전가율의 비대칭성 변화 패턴과

16) 통제변수의 비대칭적 효과를 요약하면 다음과 같다. 생산자물가는 외환위기 이후 환율상승기에, 국제원자재가격은 외환위기 이후 환율상승기 및 외환위기 이전 환율하락기(모형 I)에, 해외경기는 외환위기 이후 환율상승기(모형 I) 및 외환위기 이후 환율하락기(모형 II)에, 달러가치지수는 외환위기 이후 환율상승기, 환율하락기 모두(모형 I) 및 외환위기 이전 환율상승기, 외환위기 이후 환율상승기, 환율하락기 모두(모형 II)에서 통계적으로 유의한 계수가 추정되었다.

〈Table 6〉 Estimates of Asymmetric Pass-through by Products

	β_0^+	β_1^+	β_0^-	β_1^-
Food, Beverage, Tobacco	-0.101 (0.1492)	0.070 (0.2465)	-0.380 (0.0391)	0.527 (0.0103)
Textile, Apparel, Leather	-0.077 (0.1668)	0.075 (0.1797)	-0.429 (0.0094)	0.451 (0.0086)
Paper, Paper products	0.011 (0.9016)	-0.389 (0.0001)	-0.924 (0.0193)	0.989 (0.0182)
Petroleum products	-0.111 (0.6482)	0.100 (0.7471)	1.201 (0.1666)	-1.123 (0.2118)
Chemical products	0.032 (0.7867)	-0.154 (0.2418)	-1.150 (0.0606)	1.601 (0.0136)
Rubber and Plastic products	-0.106 (0.2219)	0.070 (0.4279)	-1.074 (0.0102)	1.234 (0.0034)
Nonmetallic Mineral products	-0.166 (0.0006)	0.200 (0.0058)	-0.519 (0.0478)	0.653 (0.0171)
Basic Metal products	-0.217 (0.0448)	0.099 (0.3199)	-1.087 (0.0015)	1.140 (0.0013)
Fabricated Metal products	-0.128 (0.0116)	0.099 (0.0670)	-0.603 (0.0010)	0.755 (0.0001)
General Purpose Machinery	-0.052 (0.2700)	0.072 (0.1409)	-0.242 (0.1395)	0.295 (0.1000)
Special Purpose Machinery	-0.093 (0.1387)	0.044 (0.4545)	-0.182 (0.0639)	0.202 (0.0554)
Electrical Machinery	-0.101 (0.0001)	0.105 (0.0143)	-0.592 (0.0001)	0.681 (0.0000)
Semiconductor	-0.717 (0.0000)	0.381 (0.0398)	-1.744 (0.0062)	1.562 (0.0197)
Electronic Components	-0.270 (0.0001)	0.242 (0.0049)	-0.398 (0.2217)	0.474 (0.1697)
Computers	-0.024 (0.7800)	0.080 (0.3969)	-0.315 (0.0524)	0.737 (0.0015)
Communication equipments	-0.017 (0.5171)	0.080 (0.0095)	0.115 (0.2730)	-0.121 (0.3960)
Sound and Image equipments	-0.125 (0.0000)	0.143 (0.0000)	-0.185 (0.0193)	0.065 (0.5355)
Precision Instruments	-0.090 (0.2344)	0.067 (0.3529)	-0.146 (0.1718)	0.188 (0.2575)
Transportation equipments	-0.076 (0.0013)	0.124 (0.0000)	-0.494 (0.0004)	0.549 (0.0002)

Note: Numbers in parentheses are p-values.

유사한 결과를 품목별 분석에서도 발견할 수 있다. 즉, 외환위기 이전에는 환율이 하락할 때의 환율전가율이 더 크게 ($-\beta_0^+ < -\beta_0^-$) 나타난 품목이 많은 데 비해 외환위기 이후에는 환율이 하락할 때에는 환율이 수출물가에 전가되지 않아 환율이 상승할 때의 환율전가율이 상대적으로 더 커지는($-(\beta_0^+ + \beta_1^+) > -(\beta_0^- + \beta_1^-)$) 경향이 나타났다.

V. 환율전가율 하락의 요인에 대한 분석

지금까지 외환위기가 발생하면서 우리나라의 환율제도가 자유변동환율제도로 이행하였던 1997년 12월을 기준으로 기간을 구분하여 수출가격에 대한 환율전가율이 외환위기 이후 하락하였음을 살펴해보았다. 이번 장에서는 이러한 환율전가율 하락의 잠재적인 요인에 대해 논의하고자 한다.

먼저 본 연구에서 기간을 구분하는 근거가 된 자유변동환율제도로의 이행이 환율전가율의 하락을 초래하였을 가능성이 높다. 자유변동환율제도로 이행한 이후 환율의 변동성이 커지면서 환율 변화의 지속성(persistence)이 하락하였는데, 이러한 시계열적 특성이 환율전가율의 하락을 초래하였을 수 있다. Froot and

Klemperer(1989), Taylor(2000), Frankel, Parsley, and Wei(2005) 등은 환율 변화가 일시적이라고 판단되는 경우에는 수출기업이 환율 변화를 수출가격에 전가시키지 않고 환율이 장기 추세적으로 변화하였다는 확신이 있는 경우에만 가격을 변화시킬 것이라고 주장하였다. 이러한 설명은 1997년 12월 이후의 기간에 환율전가율이 하락하였다는 본 연구의 실증분석 결과와 부합하는 것이라고 볼 수 있다.

한편, 본 연구의 추정모형에서 사용된 환율의 계수가 환율전가율은 물론 환율의 지속성(persistence)에도 영향을 받을 수 있기 때문에, 앞에서 추정된 환율전가율의 변화가 자유변동환율제도로의 이행 이후 환율 변화의 지속성이 하락함에 따라 나타난 것이라는 해석도 가능하다. 예를 들어, 수출기업이 보다 장기적인 관점에서 현재의 환율 변화뿐 아니라 미래의 환율 변화에 대한 예상에 기초하여 수출가격을 설정한다고 할 때, 동 기업의 수출가격은 다음과 같은 방식으로 결정된다고 할 수 있다.

$$\Delta p_t = (1 - \phi)(\Delta e_t + E_t \Delta e_{t+1})$$

여기서 $E_t \Delta e_{t+1}$ 은 t 기에서 $t+1$ 기까지의 환율 변화에 대한 조건부 기대치를 나타낸다. 그리고 환율 변화는 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정해 보자.

$$\Delta e_{t+1} = \rho \Delta e_t + u_t$$

이 경우 t 기의 수출가격 변화는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\Delta p_t = (1 - \phi)(1 + \rho)\Delta e_t$$

따라서 앞의 회귀분석에서 추정하고 있는 환율의 계수는 실제로는 $(1 - \phi)$ 가 아니라 환율 변화의 지속성 정도를 포함한 $(1 - \phi)(1 + \rho)$ 일 수 있다는 것이다. 실제로 자유변동환율제도로 이행하면서 환율 변화의 AR(1) 계수가 크게 감소하였으므로 환율 변화의 지속성 하락이 환율전가율 하락과 적어도 부분적으로 관련이 있을 가능성이 있다.¹⁷⁾

이와 같이 외환위기 이후 자유변동환율제도하에서 환율의 변동성이 높아지고 지속성은 낮아지면서 수출기업들의 환율전가 정도가 하락하였을 수 있다. 그럼에도 불구하고 환율제도의 변경만으로 환율전가율의 하락을 모두 설명하기 어려울 수 있으며, 다음과 같은 요인들도 부분적으로 환율전가율 하락에 기여하였을 가능성이 있다.¹⁸⁾

첫째, 환율의 변동성이 확대되면서 환율 관련 파생금융상품의 이용 등 환위험

을 헤지하기 위한 수출기업들의 환위험 관리전략에 따라 환율전가율이 하락하였을 가능성이 있다(Mann[1986]). 다만, 단기 환율전가율뿐 아니라 장기 환율전가율도 하락하였다는 점에서, 이러한 환위험 관리전략의 변화가 충분한 설명력을 제공하지는 못할 것으로 판단된다.

둘째, 1990년대 이후 세계적인 물가안정에 따라 환율이 하락하더라도 수출기업이 수출가격을 상승시키기 어려웠을 가능성이 있다. 1990년대 이후 다수의 국가들이 통화정책의 수행에 있어 물가안정목표제(inflation targeting)를 명시적으로 도입하였으며, 물가안정목표제를 명시적으로 도입하지 않은 경우에도 물가안정이 통화정책의 가장 중요한 목표가 되었다.¹⁹⁾ 또한 중국, 인도 등과 같은 신흥경제국의 저임금에 기초한 수출이 증가하면서 각국의 물가안정에 기여하였다는 견해가 있다. 이러한 요인들에 의해 수출대상국의 물가가 안정되어 있는 상황에서 우리나라 수출기업들이 환율 하락의 영향을 전가하기 위해 달러표시 수출가격을 인상하기에는 부담이었을 것으로 생각된다. 이러한 관점에서 Takhtamanova (2008)는 14개국 자료를 이용하여 1990년대에 환율전가율의 구조적 변화가 있었

17) 환율 변화의 AR(1) 계수는 외환위기 이전 기간에는 0.82, 외환위기 이후 기간에는 0.30으로 추정되었다.

18) 이러한 요인들은 특히 환율전가율 하락이 추세적으로 완만하게 하락한 경우에 보다 타당할 것으로 생각된다.

19) 우리나라도 1998년 4월에 물가안정목표제를 명시적으로 도입하였다.

으며, 이는 부분적으로 1990년대의 물가 안정에 기인한다는 분석 결과를 제시하였다. 또한 Frankel, Parsley, and Wei(2005)도 환율전가율과 장기 물가상승률 간에 정의 관계가 존재한다고 주장하였다.

셋째, 수출대상국의 물가안정으로 수출대상국의 국내생산 재화와의 경쟁이 가열되었을 뿐 아니라 다른 나라의 수출품과의 가격경쟁도 보다 심화되었을 것으로 예상할 수 있다. 특히, 국제무역에서 중국 수출의 영향력이 커짐에 따라 우리나라 기업들의 수출 및 수출가격 결정 행태가 영향을 받았을 가능성이 있다. Gust, Leduc, and Vigfusson(2006)은 개방경제를 가정한 동태적 일반균형모형을 이용하여 무역통합(trade integration)이 진행되면서 수출기업은 경쟁기업의 가격에 보다 민감해지고 이는 환율전가율의 하락을 설명할 수 있음을 보였다. 특히, Marazzi, Sheets, and Vigfusson(2005)은 미국 수입물가의 환율전가율이 하락한 것이 중국의 부상, 즉 국제상품시장에서 중국의 비중 확대와 관련되어 있을 가능성이 있다고 주장하였다.

우리나라의 관점에서 중국 부상은 환율전가율과 밀접한 관련성을 가질 가능성이 있다. 최용석·차문중·김종일(2005)이 보이고 있는 바와 같이 미국과

일본 시장에서 1996년 이후 중국과의 경쟁도가 크게 증가하였다면 이에 따라 우리나라 수출기업이 환율의 변화에도 불구하고 수출가격을 변경하기 어려웠을 가능성이 있다. 특히, 중국의 환율은 대부분의 기간에 실질적으로 고정되어 있었으므로 중국 수출품의 가격은 전반적인 달러 약세의 영향을 받지 않았던 반면, 우리나라 등 중국과의 수출경쟁도가 높았던 나라들의 경우에는 자국의 환율 하락에도 불구하고 수출가격을 충분히 조정하지 못하였을 수 있다.²⁰⁾

아래에서는 환율제도의 변화, 해외물가의 안정, 중국과의 경쟁심화와 같은 여러 요인들 중 우리나라 수출가격의 환율전가율 하락을 설명하는 데 있어 어떠한 요인이 보다 중요하였는가를 간단한 회귀분석을 통해 검토해 보기로 한다. 이를 위하여 위에서 언급한 각각의 요인을 나타내는 변수를 새로 정의하고 이들 변수와 환율 변화 간의 교차항(interaction term)을 앞에서의 추정식에 포함함으로써 환율 변화에 대한 계수가 이들 요인변수에 의존하도록 추정모형을 설정하였다.²¹⁾ 이때 이들 요인변수들이 수출가격에 미치는 1차적인 효과를 통제하기 위하여 이들 요인변수들 자체도 설명변수로 포함하였다.

20) 수출대상국의 국내물가안정이나 중국 등과의 경쟁심화가 원인이라는 견해는 환율전가의 하락이 주로 환율 하락 시에 발생하였다는 실증분석 결과와 부합한다고 볼 수 있다.

21) 자료의 부족으로 환율 관련 파생금융상품의 이용에 대한 변수는 고려하지 못하였다.

분석에 사용된 요인변수들은 다음과 같이 정의하였다. 우선 자유변동환율제도로의 이행은 결국 환율의 변동성이 증가한 것으로 요약할 수 있으므로 t 기의 일일 환율 상승률을 계산하여 해당월 중의 표준편차를 자유변동환율제도로의 변화와 관련된 대리변수로 사용하였다. 수출대상국 물가의 안정을 나타내는 변수로는 미국의 생산자물가 상승률을 사용하였다. 중국과의 경쟁을 나타내는 변수는 $S_1 = (X_C - X_K) / (X_C + X_K)$ 또는 $S_2 = (X_C - X_K) / X_W$ 로 정의하여 사용하였다. 여기서 X_C 와 X_K 는 각각 중국 및 한국의 수출을 의미하고, X_W 는 전 세계 교역량을 의미한다. 즉, 중국과의 경쟁을 나타내는 변수는 중국과 한국의 수출액 차이를 양국 수출의 합이나 전 세계 교역량으로 나누어준 것으로서, 특히 후자의 경우는 중국과 우리나라의 수출시장점유율 차이라고 해석할 수 있다. 결국 이러한 변수는 한국의 수출이 중국의 수출에 비해 어느 정도 작은 수준인지를 측정함으로써 한국의 수출기업이 경쟁상대인 중국에 대해 느끼는 일종의 경쟁압력이라고 할 수 있을 것이다. 이러한 요인변수들은 부분적으로 내생성의 문제를 고려하여 1기 이전의 값을 사용하였다. 예를 들면, 중국과의 수출 차이가 수

출가격에 영향을 줄 수도 있지만 반대로 수출가격의 변화가 단기적으로 우리나라 수출에 영향을 미침으로써 중국과의 수출 차이를 변화시킬 수도 있다는 점을 고려할 필요가 있는 것이다. 따라서 본 연구에서 이러한 요인변수가 환율전가율에 미치는 영향은 조건부 효과로 해석하는 것이 보다 타당할 것이다. 이에 따라 추정모형은 앞에서의 식 (4)에 요인변수들을 추가하여 다음과 같이 설정하였다.²²⁾

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha + (\beta_0 + \beta_1 \sigma_{t-1} + \beta_2 \Delta PUS_{t-1} \\ & + \beta_3 S_{t-1}) \Delta e_t \\ & + \gamma_1 \Delta PPI_t + \gamma_2 \Delta PM_t + \gamma_3 \Delta FD_t \\ & + \gamma_4 \Delta VD_t + \gamma_5 \sigma_{t-1} + \gamma_6 \Delta PUS_{t-1} \\ & + \gamma_7 S_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (9)$$

여기서 σ 는 일일 환율 변화율의 표준편차, ΔPUS 는 미국 생산자물가 상승률, S 는 중국과의 경쟁을 나타내는 변수이다.

<Table 7>에는 식 (9)의 추정 결과가 제시되어 있는데, 모형 I은 S_1 을 사용한 경우이고, 모형 II는 S_2 를 사용한 경우이다.

<Table 7>의 추정 결과를 보면, 두 모형 모두에서 σ 와 환율 변화율 간의 교차항에 대한 계수인 β_1 이 통계적으로 유의한 양의 값으로 추정되었음을 확인할 수

22) 이와 같은 추정모형은 설명변수에 환율과 외환위기 이후의 더미변수를 곱한 교차항 대신에 환율과 요인변수를 곱한 교차항을 사용한 것으로 볼 수 있다. 즉, 환율전가율이 요인변수에 조건부로 영향을 받도록 함으로써 환율전가율의 하락원인에 대한 일차적인 분석이 가능할 것이다.

〈Table 7〉 Determinants of Exchange Rate Pass-through: Time series

	model I		model II	
	coefficient	(p-value)	coefficient	(p-value)
α	-0.001	(0.4018)	-0.001	(0.4016)
β_0	-0.271	(0.0000)	-0.232	(0.0000)
β_1	0.043	(0.0002)	0.045	(0.0003)
β_2	-3.291	(0.5612)	-3.328	(0.5821)
β_3	0.537	(0.0094)	4.245	(0.0262)
γ_1	0.769	(0.0000)	0.775	(0.0000)
γ_2	0.085	(0.0000)	0.083	(0.0000)
γ_3	0.719	(0.0300)	0.676	(0.0404)
γ_4	-0.134	(0.0089)	-0.128	(0.0151)
γ_5	-0.009	(0.0000)	-0.009	(0.0000)
γ_6	-0.167	(0.1539)	-0.166	(0.1793)
γ_7	-0.002	(0.6738)	-0.004	(0.9199)
R^2	0.44		0.51	

Note: Numbers in parentheses are p-values.

있다. 이는 환율의 변동성이 높아지면 환율전가율이 하락하는 경향이 있었음을 나타내는 것으로서 외환위기 이후의 환율전가율 하락이 자유변동환율제도로의 이행과 관련되어 있음을 시사하고 있다. 반면, 미국 생산자물가 상승률인 ΔPUS 와 환율변화율 간의 교차항에 대한 계수인 β_2 는 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다. ΔPUS 가 전반적인 수출대상국의 물가상승률과 어느 정도 관련되어 있을 것이므로 해외의 물가안정은 환율전

가율 하락을 설명하지는 못하는 것으로 해석될 수 있다. 마지막으로 중국과의 경쟁을 나타내는 변수로 도입한 S_1 및 S_2 와 환율변화율 간의 교차항에 대한 계수인 β_3 는 적어도 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 값이 추정되었다. 이는 중국과의 경쟁심화 역시 환율전가율 하락에 부분적으로 기여하였다고 해석될 수 있다.²³⁾ 한편, 이러한 요인변수들이 수출가격에 미치는 직접적인 영향을 보면 γ_5 만이 추정모형에 관계없이 통계적

으로 유의한 음의 값이 추정되어 환율의 변동성 증가는 수출가격 증가율을 직접적으로 둔화시키는 것으로 나타났다.

이상의 결과에 따르면, 대체로 자유변동환율제도로 이행됨에 따라 환율의 변동성이 증가한 것이 환율전가율 하락의 일차적인 원인이 된 것으로 판단되며, 중국과의 경쟁도 부분적으로 영향을 미친 것으로 보인다.²⁴⁾ 그런데 이러한 환율의 변동성은 거시적인 현상으로서 모든 수출기업에 공통적으로 적용되는 문제인데 비하여 중국과의 경쟁과 같은 요인은 품목이나 기업에 따라 차별성을 가질 수 있다는 측면에서 미시적인 성격이 강하다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 위의 분석에서는 이들 요인변수에 대해서도 전체 집계변수(aggregate variable)를 사용하였으므로 미시적인 차별성을 충분히 고려하고 있지 못하다는 한계가 있다.

이러한 미시적인 차별성을 명시적으로 고려하기 위해서는 지금까지의 시계열 자료를 이용한 분석 대신 횡단면적인 자료를 이용한 분석이 필요하다. 이에 따라 앞에서 살펴본 품목별 수출가격과 품목

별 수출의 연간패널자료를 사용하여 중국과의 경쟁이 환율전가율에 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 즉, 앞에서와 마찬가지로 S_1 및 S_2 와 환율변화율 간의 교차항을 패널추정모형에 포함시킴으로써 환율전가율이 중국과의 경쟁변수에 의존하도록 모형을 설정하였다. 구체적인 추정모형은 다음과 같다.²⁵⁾

$$\begin{aligned} \Delta p_{i,t} = & \alpha + (\beta_0 + \beta_1 S_{i,t-1}) \Delta e_t \\ & + \gamma_1 \Delta PPI_{i,t} + \gamma_2 S_{i,t-1} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

추정방법은 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하였으며, 추정기간은 중국의 품목별 수출자료를 이용할 수 있는 1992년 이후로 한정하였다. 추정 결과는 <Table 8>에 제시되어 있는데, 모형 I은 중국과의 경쟁을 나타내는 변수로 S_1 을 사용한 경우이며, 모형 II는 S_2 를 사용한 경우이다. 한편, <Table 8>에서는 S_1 및 S_2 의 전기값을 사용한 경우와 동기값을 사용한 경우의 추정 결과를 모두 제시하였다.

23) 세 가지 요인변수의 전기값을 사용하는 대신 동기값을 사용하여 추정하면 중국과의 경쟁을 나타내는 변수와 환율변화율 간의 교차항에 대한 계수가 모형 I의 경우에만 10% 수준에서 유의하게 추정되었다. 그러나 이 경우에도 두 모형 모두에서 환율의 변동성과의 교차항에 대한 계수는 매우 유의하게 추정되었다. 한편, 종속변수인 수출가격의 시차변수를 포함하여 추정해 보더라도 환율의 변동성과의 교차항에 대한 계수는 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되었다.

24) 일일 환율 변화율의 표준편차의 월별 평균이 외환위기 이전 기간에는 0.121인 데 비해 외환위기 이후 기간에는 0.506으로 크게 상승하였다.

25) 환율을 제외한 공통적인 시계열 변수인 국제원자재가격, 해외경기, 달러가치지수 자료는 추정모형에서 제외하였다.

〈Table 8〉 Determinants of Exchange Rate Pass-through: Panel Analysis

	model I		model II	
	$S = S_{1,t-1}$	$S = S_{1,t}$	$S = S_{2,t-1}$	$S = S_{2,t}$
α	-0.010 (0.099)	-0.008 (0.172)	-0.010 (0.097)	-0.008 (0.141)
β_0	-0.563 (0.000)	-0.562 (0.000)	-0.571 (0.000)	-0.574 (0.000)
β_1	0.170 (0.097)	0.212 (0.035)	2.417 (0.068)	2.873 (0.018)
γ_1	0.689 (0.000)	0.712 (0.000)	0.709 (0.000)	0.727 (0.000)
γ_2	-0.051 (0.021)	-0.034 (0.086)	-0.210 (0.138)	-0.079 (0.496)
R^2	0.51	0.51	0.51	0.51

Note: Numbers in parentheses are p-values.

추정 결과를 살펴보면, 환율변화율에 대한 계수인 β_0 는 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정되어 일단 모든 품목에 평균적으로 환율 변화가 수출가격에 전가되고 있음을 보여주고 있다. 한편, 모형에 관계없이 중국과의 경쟁을 나타내는 변수의 과거값을 사용한 경우에는 β_1 이 10% 유의수준에서, 동기값을 사용한 경우에는 β_1 이 5% 유의수준에서 유의한 양의 값으로 추정되었다. 즉, 중국의 수출이 우리나라의 수출에 비해 큰 품목일 수록 환율전가율이 낮아지고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 패널자료를 이용하여 품목별 차별성을 고려한 경우에도 시계열 자료를 사용한 분석 결과와 일관

됨을 보여주고 있다. 한편, 한계비용을 나타내는 품목별 생산자물가는 수출가격에 양의 영향을 주고 있으며, 중국과의 경쟁을 나타내는 변수가 수출가격에 미치는 직접적인 효과는 S_1 의 경우에만 음의 영향을 주고 있다.

VI. 결 론

본 연구는 우리 경제에서 환율 변화와 수출가격 변화 간의 관계, 즉 수출가격에 대한 환율전가(exchange rate pass-through) 정도에 대해 분석한 것이다. 특히, 외환

위기 이후 우리 경제의 수출을 결정하는 요인으로서 환율의 중요성이 저하되고 있다는 주장에 대해, 환율이 수출에 미치는 영향의 일차적 경로인 수출가격에 대한 영향의 정도가 변하고 있는지를 실증적으로 확인하고자 한 것이다.

먼저 외환위기를 전후로 한 장기간의 시계열 자료를 이용하여 수출가격에 대한 환율전가율의 변화를 분석한 결과, 전체 수출물가에 대한 환율전가율이 외환위기 이후 크게 하락한 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 수출기업이 환율 변동의 영향을 수출가격에 전가하기보다 내부적으로 마크업 조정을 통해 흡수하는 경향이 외환위기 이후에 더욱 높아졌음을 의미한다. 이와 유사한 분석을 19개 품목별로 세분화된 수출가격에 대해서도 실시하였는데, 환율전가율이 통계적으로 유의하게 추정되었던 대부분의 품목에서 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 나타나, 외환위기 이후 수출가격에 대한 환율전가율의 하락이 일부 품목에만 국한된 것은 아니며 다양한 품목에서 관찰되는 공통적인 현상임을 확인하였다.

다음으로, 외환위기 이후 기간에서 수출가격에 대한 환율전가율이 하락하는 현상을 보다 구체적으로 파악하기 위해, 환율이 상승한 경우와 하락한 경우를 구분하여 수출가격에 대한 환율전가율의 변화가 비대칭적으로 나타났는지를 살펴 보았다. 전체 기간에 대한 분석 결과, 환

율이 상승했을 때보다 환율이 하락했을 때의 환율전가율이 더 크게 나타났으나, 외환위기 이후 기간에는 환율이 상승하였을 때의 환율전가율은 변하지 않았던 반면 환율이 하락하였을 때의 환율전가율은 크게 하락했던 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이후의 환율전가율 하락은 거의 대부분 환율이 하락했을 때 발생했던 것으로 판단되었다.

이와 같은 결과는 외환위기 이후 환율이 하락하는 시기에 우리나라의 수출기업들이 달러표시 수출가격을 인상하는 대신에 마크업 조정을 통해 환율 변화의 영향을 흡수함으로써 해외시장에서의 시장점유율을 유지하는 전략을 채택해 왔음을 시사한다. 한편, 환율이 상승할 때에는 수출기업들이 가격경쟁력을 높이기 위해 달러표시 수출가격을 낮추는 방식으로 대응해 왔던 것으로 보이는데, 이러한 경향은 외환위기 전후에 차이가 없었다고 판단할 수 있다. 또한 품목별로 구분하여 분석한 경우에도, 품목에 따라 차이가 있으나, 외환위기 이후 환율전가율 하락의 비대칭적 패턴과 유사한 결과를 발견할 수 있었다.

마지막으로, 우리나라에서 외환위기 이후 수출가격에 대한 환율전가율을 하락시킨 것으로 보이는 잠재적인 원인에 대한 간단한 분석을 수행하였다. 제도적 측면에서는 외환위기 직후 자유변동환율 제도로 이행하면서 환율의 변동성이 커

졌고 이에 따라 환율전가율이 하락하였을 가능성이 있다. 또한 1990년대 이후 다수의 국가에서 물가안정이 통화정책의 목표로 채택되고 실제로도 전 세계적으로 물가가 안정되었던 상황에서 환율이 하락하더라도 수출기업이 수출가격을 상승시키기 어려웠을 가능성이 있으며, 중국 등과의 가격경쟁이 심화됨에 따라 환율 하락의 영향을 수출가격에 전가하기가 어려워졌을 가능성도 존재한다.

이와 같은 요인들의 영향을 보다 구체적으로 규명하기 위해 간단한 회귀분석을 수행한 결과, 환율의 변동성 증가가 환율전가율 하락의 일차적인 원인이었으며, 중국과의 경쟁심화도 부분적인 영향

을 주었음을 확인할 수 있었다. 수출품목별로 구분된 패널자료를 이용한 분석에서도 평균적으로 중국과의 경쟁 정도가 높을 것으로 보이는 품목일수록 환율전가율이 낮아지고 있음을 발견하였다.

본 연구는 수출가격에 대한 환율전가율의 변화를 실증적으로 확인하고 그 원인에 대한 일차적인 분석 결과를 제시했다는 점에서 의의가 있을 것으로 생각된다. 물론 환율전가율의 하락원인에 대한 분석은 국제상품시장에서의 경쟁도 및 시장지배력, 환율 변동에 대한 예측 등의 요인을 고려한 보다 다양한 미시적 후속 연구가 필요할 것으로 생각된다.

참 고 문 헌

- 강삼모 · 왕윤중, 『동아시아 주요국의 환율전가에 관한 분석』, 『정책연구』, 제02-09호, 대외경제 정책연구원, 2002.
- 윤성훈, 『환율 변화가 품목별 수출에 미치는 영향』, 『금융경제연구』, 제222호, 한국은행 금융경제연구원, 2005.
- 이종욱 · 윤성훈, 『원화강세와 수출입구조 변화』, 『금융경제연구』, 제155호, 한국은행 금융경제연구원, 2003.
- 최요철 · 김치호, 『원화환율 변동의 수출가격 전가행태 분석』, 『경제분석』, 제7권 제3호, 한국은행 특별연구실, 2001, pp.63~103.
- 최용석 · 차문중 · 김종일, 『중국의 경제성장과 교역증대가 우리 경제에 갖는 의미: 한·중 간 경쟁관계를 중심으로』, 연구보고서 2005-4, 한국개발연구원, 2005.
- Campa, J. and L. Goldberg, "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices," *Review of Economics and Statistics* 87(4), 2005, pp.679~690.
- Campa, J. and L. Goldberg, "Pass-Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why?" NBER Working Paper 12547, 2006.
- Frankel, J., D. Parsley, and S. Wei, "Slow Pass-through around the World: A New Import for Developing Countries?" NBER Working Paper 11199, 2005.
- Froot, K. and P. Klemperer, "Exchange Rate Pass-Through When Market Shares Matter," *American Economic Review* 79, 1989, pp.637~654.
- Gust, C., S. Leduc, and R. Vigfusson, "Trade Integration, Competition, and the Decline in Exchange Rate Pass-Through," International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2006.
- Hellerstein, R., D. Daly, and C. Marsh, "Have U.S. Import Prices Become Less Responsive to Changes in the Dollar?" *Current Issues in Economics and Finance* 12(6), Federal Reserve Bank of New York, 2006.
- Ihrig, J., M. Marazzi, and A. Rothenberg, "Exchange Rate Pass-Through in the G-7 Countries," International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2006.
- Knetter, M., "Is Export Price Adjustment Asymmetric?: Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypothesis," *Journal of International Money and Finance* 13, 1994, pp.55~70.
- Mann, C., "Prices, Profit Margins, and Exchange Rates," *Federal Reserve Bulletin* 72, 1986,

pp.366~379.

Marazzi, M and N. Sheets, “Declining Exchange Rate Pass-Through to US Import Prices: The Potential Role of Global Factors,” *Journal of International Money and Finance* 26, 2007, pp.924~947.

Marazzi, M., N. Sheets, and R. Vigfusson, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Some New Evidence,” International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2005.

Otani, A., S. Shiratsuka, and T. Shirota, “Revisiting the Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Further Evidence from Japan’s Import Prices,” IMES Working Paper, Bank of Japan, 2005.

Takhtamanova, Y., “Understanding Changes in Exchange Rate Pass-Trough,” FRB San Francisco Working Paper, 2008.

Taylor, J., “Low Inflation, Pass-Trough and the Pricing Power of Firms,” *European Economic Review* 44, 2000, pp.1389~1408.

부 록

〈Table A〉 Asymmetric Effects of Exchange Rate and other Control Variables

	model I		model II	
	coefficient	(p-value)	coefficient	(p-value)
α_0	0.000	(0.8197)	-0.002	(0.1374)
α_1	-0.005	(0.0341)	-0.005	(0.1001)
β_0^+	-0.113	(0.0101)	-0.083	(0.1547)
β_1^+	-0.003	(0.9493)	-0.007	(0.9062)
β_0^-	-0.589	(0.0003)	-0.658	(0.0000)
β_1^-	0.669	(0.0001)	0.734	(0.0000)
γ_{01}^+	0.066	(0.7366)	0.184	(0.2539)
γ_{11}^+	0.730	(0.0080)	0.450	(0.0715)
γ_{01}^-	0.048	(0.7024)	-0.004	(0.9771)
γ_{11}^-	0.839	(0.0743)	0.960	(0.0521)
γ_{02}^+	-0.021	(0.1402)	0.006	(0.7348)
γ_{12}^+	0.162	(0.0000)	0.152	(0.0000)
γ_{02}^-	0.042	(0.0439)	0.025	(0.1527)
γ_{12}^-	0.054	(0.1971)	0.057	(0.1469)
γ_{03}^+	-0.308	(0.2671)	0.258	(0.4748)
γ_{13}^+	1.267	(0.0366)	0.599	(0.3504)
γ_{03}^-	0.109	(0.7854)	0.051	(0.8738)
γ_{13}^-	0.890	(0.1380)	1.222	(0.0265)
γ_{04}^+	-0.058	(0.1461)	-0.288	(0.0026)
γ_{14}^+	-0.361	(0.0056)	0.009	(0.9532)
γ_{04}^-	0.001	(0.9876)	0.158	(0.0376)
γ_{14}^-	-0.288	(0.0397)	-0.468	(0.0012)
asymmetry 1	8.879 [0.0029]		21.313 [0.0000]	
asymmetry 2	8.558 [0.0034]		4.699 [0.0302]	
R^2	0.54		0.54	