

換率變動의 輸入物價 轉嫁效果*

崔 昌 奎**

논문 초록

외환위기를 전후하여 換率과 輸入物價가 함께 급등한 후 안정되는 등 두 변수는 매우 밀접한 관계를 가지고 움직이고 있으며 1999년중 물가가 안정될 수 있었던 배경에는 환율이 안정된 데 크게 기인하고 있다. 그리하여 최근에는 환율변동이 국내물가에 미치는 경로에 관한 관심이 높아지고 있어 본고에서는 환율변동이 수입물가에 미치는 영향에 대해 이론적으로 그리고 실증적으로 분석하였다.

오차수정모형에 의한 수입물가의 短期動態式 추정 결과 환율변동의 수입물가 총지수에 대한 轉嫁程度가 다소 높은 0.79로 나타났으며 최근으로 올수록 그 정도가 높아졌다. 전가정도를 용도별로 살펴보면 輸入財에 대한 수요가 價格非彈力的인 原資材, 資本財보다도 價格彈力的인 消費財의 전가정도가 낮은 것으로 나타났다. 한편 환율이 하락할 때보다도 상승할 때에 환율변동의 수입물가 전가정도가 더 큰 것으로 나타났다.

우리나라의 경우 小規模開放經濟로서 대외의존도가 높은 편이며 최근 들어서 국내수입물가가 환율변동과 더욱 긴밀하게 움직이고 있어 국내소비자물가의 안정을 위해 환율안정이 매우 긴요한 것으로 보인다.

핵심주제어: 換率轉嫁, 輸入物價, 消費者物價

경제학문헌목록 주제분류: F3

* 본 논문을 읽고 유익한 조언을 주신 동국대 박노성 교수, 한국은행 임주환 수석조사역, 대구가톨릭대 박순식 교수, 대구대 고강석 교수, 경북대 김석진 교수 그리고 익명의 두 분 심사위원께 깊은 감사를 드립니다.

** 대구가톨릭대학교 경제학부 조교수

I. 머리말

우리나라는 수출입의 해외의존도가 높은 소규모 개방경제이기 때문에 국내물가가 國際 原資材價格이나 혹은 換率의 변동에 의해 크게 영향을 받는 특성을 가지고 있다. 이러한 현상은 최근 들어 두드러지게 나타났는데 외환위기 직후인 1998년 초 환율이 급등한 후 빠른 속도로 하락하여 1999년에는 환율하락과 동시에 輸入物價 및 消費者物價도 크게 안정되었다.

환율변동이 국내물가에 미치는 영향에 대한 관심은 한국은행이 1998년 4월 物價 安定目標制를 채택하면서 더욱 높아지게 되었다. 환율이 상승할 경우 외국의 수출기업은 그 환율상승분만큼을 국내의 수입물가에 전부 다 전가할 수도 있으며 아니면 그 일부만을 전가할 수도 있을 것이다. 그리고 그 전가정도도 수입재의 용도에 따라 혹은 환율이 상승기냐 아니면 하락기냐에 따라 크게 달라질 수도 있을 것이다. 본고에서는 환율변동이 국내 수입물가에 어느 정도 전가되는지를 분석하고자 한다.

제Ⅱ절에서는 환율변동의 수입물가 전가에 관한 이론적 고찰을 통해 그 개념, 환율변동의 수입물가 전가에 영향을 미치는 요인들, 기존의 연구결과 등을 살펴보았다. 제Ⅲ절에서는 환율, 수입물가 변수들의 최근까지의 추이를 살펴보았다. 제Ⅳ절에서는 1985년 1분기부터 1998년 4분기까지의 자료를 이용하여 실증분석을 하였다. 먼저 사용된 변수들에 대한 단위근 및 공적분검정을 한 후 장기균형식과 단기동태식을 이용하여 환율변동이 수입물가에 어느 정도 전가되는지를 실증적으로 분석해본 후 제Ⅴ절에서 정책적 시사점 및 결론을 맺었다.

II. 理論的 考察

일반적으로 환율이 상승할 경우 외국의 수출업자가 수출상품의 가격을 달러화로 표시했을 경우 동일한 달러화표시 수입금액을 유지하기 위해서는 국내에 판매되는 수입상품의 원화표시 수입물가를 상승시키려고 할 것이다. 이 경우 외국 輸出業者가 이윤을 유지하기 위해 환율상승분만큼을 국내의 수입물가에 전부 전가시킴으로써 국내의 수입물가를 상승시킬 수도 있을 것이다. 반면 환율이 상승하더라도 외국

수출업자가 국내시장에서의 시장점유율 하락을 우려하여 국내 수입물가를 상승시키지 않을 경우 외국 수출업자는 그만큼 마진을 감소를 감수하여야만 할 것이다. 그렇지만 현실적으로는 환율상승분의 일부분만을 국내 수입물가에 반영하는 부분적인 가격전가현상이 발생하는 것이 일반적일 것이다.

國際的인 一物一價의 法則에 의하여 우리는 다음과 같은 항등식을 설정할 수 있을 것이다. 즉 동일한 상품은 그것이 국내에 있든 혹은 외국에 있든 같은 통화로 표시할 경우 그 가격이 국내외에서 동일해야 한다는 것이다. 그리하여 국내에 들어온 상품을 원화로 표시한 수입물가와 외국에 있는 동일한 상품의 외국통화표시물가를 원화로 환산한 가격은 같아야 할 것이다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P = P^* \cdot e \quad (1)$$

여기서 P 는 국내통화로 표시한 물가, e 는 외국통화 한 단위당 국내통화로 표시한 환율(지수상승은 원화절하, 지수하락은 원화절상을 나타냄), 그리고 P^* 는 외국통화표시 물가를 나타냄.

이를 다시 증가율형태로 표시하면 다음과 같다.

$$\dot{P} = \dot{P}^* + \dot{e} \quad (2)$$

여기서 \dot{P} 는 국내통화표시 물가상승률, \dot{P}^* 는 외국통화표시 물가상승률, 그리고 \dot{e} 는 환율동락률을 각각 나타냄.

그리하여 $\frac{\dot{P}}{\dot{e}} = 1$ 인 경우 ‘환율전가가 완전하다’(full or complete pass-through)고, $\frac{\dot{P}}{\dot{e}} < 1$ 이면 ‘환율전가가 불완전하다’(incomplete pass-through)고 할 수 있다. Mann(1986)과 Hooper and Mann(1989)에 의하면 교역재의 가격은 생산비용(c)에 마진(m)을 합한 것으로 정의된다. 예를 들면 $\dot{P}^* = (\dot{c}^* + \dot{m}^*)$ 이 된다. 이를 식 (2)에 삽입하면 $\dot{P} = (\dot{c}^* + \dot{m}^*) + \dot{e}$ 가 될 것이다. 그러므로 교역재의 국내가격은 환율뿐만 아니라 외국기업의 가격설정방식에 의해 영향을 받게 될 것이다. 완전경쟁시장이라면 $\dot{m}^* = 0$ 가 되고 다른 시장에서는 $\dot{m}^* \neq 0$ 가 된다. 완전경쟁시장이 아닌 경우 환율상승이 있을 때 외국기업은 이를 국내수입물가에 반영하는 대신 마진을 낮춤으로써 수입물가에 대한 전가가 불완전해질 것이다.

한편 Hooper and Mann(1989)이 설명한 것처럼 價格轉嫁效果를 나타내기 위해서는 국내 및 외국기업의 마진을 동시에 고려해야 할 것이다. 그리하여 $(\dot{c} + \dot{m}) = (\dot{c}^* + \dot{m}^*) + \dot{e}$ 가 될 것이다.

마찬가지로 환율의 수입물가전가를 생각할 때에도 2단계로 나누어서 생각해 보아야 할 것이다. 제 1 단계에서는 외국기업이 환율상승에 따라 마진을 유지할 것인지 아니면 마진을 줄일 것인지를 선택해야 할 것이다. 즉 먼저 환율변동이 수입물가에 어느 정도 전가되는지를 분석해야 할 것이다. 그리고 제 2 단계로는 국내의 수입상품 유통업자가 국내의 소비자들에게 가격을 매길 때 마진을 어떻게 결정할 것인지를 결정해야 할 것이다. 그리하여 환율변동이 국내 소비자물가에 미치는 효과를 볼 때는 두 가지 효과를 모두 고려해야 할 것이다(Phillips, 1988).¹⁾ 실제로 환율변동이 국내 소비자물가에 미치는 경로는 소비재수입을 통해서뿐 아니라 원자재 및 자본재 등을 통해서도 영향을 미치며 그 외에도 수출변동을 통해 소비자물가에도 영향을 미치는 등 그 경로가 훨씬 복잡할 것이지만 본고에서는 주로 환율변동이 수입물가에 영향을 미치는 제 1 단계 부분에 중점을 두어 분석하였다.

한편, 환율의 가격전가정도는 다음의 세 가지 요인에 의해 영향을 받게 될 것이다. 첫째 輸入財의 供給 및 需要彈力性, 둘째 巨視經濟狀況, 셋째 微視的인 狀況 등이 그것이다.

첫째로는 輸入財需要에 대한 價格彈力性이 작을수록 혹은 輸入財供給에 대한 價格彈力性이 클수록 환율변동의 수입물가에 대한 전가정도는 커질 것이다(Spitaller, 1980; Bureau of Industry Economics, 1987). 그리하여 소규모개방경제하에서는 환율변동의 수입물가에 대한 가격전가가 완전해지는 경향이 있다. 그 이유는 경제규모가 작은 나라는 세계시장에서 價格順應者(price taker)가 되어 수입재공급에 대한 가격탄력성이 무한대가 되기 때문에 가격전가정도가 커질 것이라는 것을 짐작할 수 있다.

둘째로는 거시경제적인 상황에 따라 수요와 공급탄력성의 영향이 강화하거나 혹은 상쇄될 수 있을 것이다. 예를 들면 국내수요가 활발하거나 혹은 설비가 제한되어 있을 때에는 수요 및 공급탄력성에 관계없이 환율의 수입재에 대한 가격전가가 완전하게 될 것이다(Piggot and Reinhart, 1985; Phillips, 1988). 반면에 국내수요가

1) 참고로 1995년 기준으로 우리나라 수입물가의 용도별 가중치를 살펴보면 원자재와 자본재가 각각 76.8%, 18.6%, 소비재는 4.6%를 차지하고 있다.

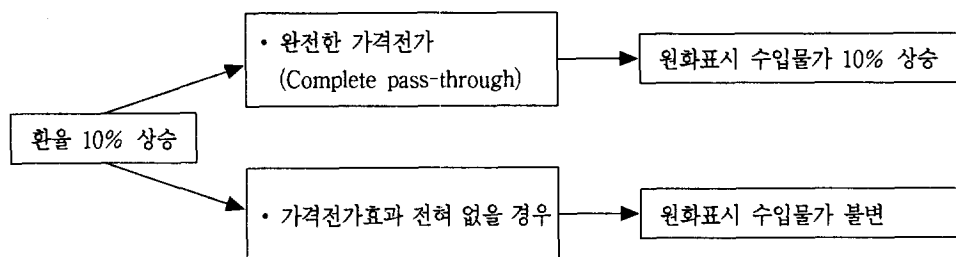
약하거나 가동률이 낮을 경우에는 외국 공급업자의 마진이 축소되어 수입에 대한 가격전가가 불완전하게 될 것이다. 이러한 상황 또한 수요 및 공급탄력성과는 무관하게 발생할 것이다. 실제로 기업이 상당히 큰 거시경제적 충격을 받을 때에는 수입량과 가격전가정도에 있어서 영구적인 변화를 가져올 수도 있을 것이다(Baldwin, 1988; Dixit, 1989).

셋째, 개별기업수준에서는 미시경제적인 환경이 기업의 가격설정전략에 영향을 미칠 것이다. 통합된 세계경제에서 동질적인 상품이 거래될 때에는 중재(arbitrage)로 인해 공통화폐단위로 환산한 상품가격의 차이가 없어지게 될 것이지만 시장이 不完全競爭狀態에 있을 때에는 다양한 가격설정이 가능하게 된다. 예를 들면 만약 기업이 價格設定者(price-maker)로서 이윤을 극대화하고자 한다면 다른 요인에 관계없이 환율전가효과가 커질 것이다. 그렇지만 기업이 이윤보다 시장점유율을 극대화하고자 하는 경우에는 가격전가가 불완전해지는 경향이 있게 될 것이다(Hooper and Mann, 1989; Ohno, 1989). 한편 기업이 시장을 차별화할 수 있는 기회가 주어 진다면 시장중시가격 전략(pricing-to-market)이 가능하고 다양하게 차별화된 시장에 걸쳐 상이한 가격전가효과를 가져올 수 있을 것이다(Krugman, 1987; Gagnon and Knetter, 1990; Ohno, 1989). 마지막으로 가격설정은 미래환율예상, 계약에서 표시통화전략 및 기업의 사업계획기간 등에 의해서도 영향을 받게 된다(Krugman, 1987; Froot and Klemperer, 1989; Mann, 1989; Ohno, 1989).

앞에서 살펴본 바와 같이 환율변동의 가격전가효과에 관한 기존의 연구는 1985년 플라자협정 이후 달러가치가 급락하면서 미국에서 많이 이루어져 왔었다. 한편 소규모개방경제라고 할 수 있는 호주의 경우에도 1980년대 후반에 주로 환율변동의 수입물가전가에 관한 연구가 많이 이루어졌다.

우리나라의 경우 환율변동의 수출가격전가에 관한 연구는 많이 있었으나(이환호, 1996 등) 수입물가전가에 대한 연구는 그렇게 많지 않았는데 최근 한국은행이 物價安定目標制를 채택한 1998년 이후 환율변동이 국내물가에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지면서 환율변동의 수입물가전가에 대한 관심이 높아지게 되었다. 김기홍·곽노성(1995)은 환율변화에 따른 수입물가에의 전가행태를 마크업(mark-up) 모형에 주로 의존하여 분석하였는데 1980년 1/4분기부터 1992년 4/4분기까지의 우리나라 제조업제품 수입을 표준산업분류(SIC) 기준으로 3~4단위로 분류하여 각 산업별로 시장구조와 제품의 특성에 기초하여 환율에 대한 전가정도를 추정한 바 있다.

〈그림 1〉 환율 상승이 수입물가에 미치는 영향



본고에서는 앞에서 설명한 국제적인 일물일가의 법칙에 의거하여 환율변동이 수입물가에 전가되는 정도를 분석하기 위해 아래와 같은 형태의 추정식을 설정하였다.²⁾ 여기서 β_2 가 1이라는 것은 환율 10% 상승이 원화표시 수입물가를 10% 상승시키는 완전한 수입전가(complete pass-through)를 의미하며 0.6인 경우에는 환율 10% 상승시 원화표시 수입물가가 6%만 상승하는 부분적인 가격전가를 의미한다. 외국물가가 오른 경우에는 국내 수입물가가 상승하게 될 것이며 환율이 상승하는 경우에도 정도의 차이는 있겠으나 국내 수입물가가 상승할 것이기 때문에 β_{21} 과 β_2 는 모두 양의 부호를 나타낼 것이다.

$$\ln P_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P^* + \beta_2 \ln e_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Ⅲ. 換率 및 輸入物價의 推移

1. 換率推移

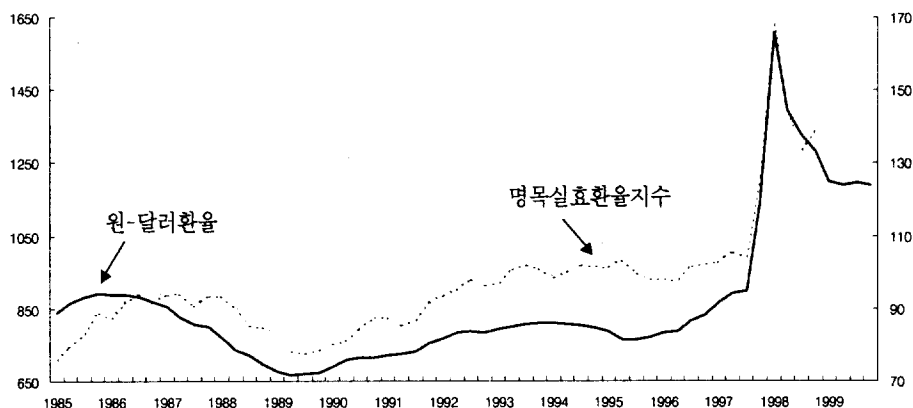
1980년대 후반 큰 폭의 경상수지 흑자를 기록함에 따라 하락하였던 원-달러환율은 1990년 이후 經常收支가 赤字로 반전하면서 완만하게 상승하였다. 그러다가 외

2) 김기홍·곽노성(1995)의 환율전가 추정식에서는 제조업제품의 산업별 시장구조의 특성을 반영하는 변수인 산업의 집중률, 대체탄력성, 수입점유율, 제품차별화변수 등을 추가하여 분석한 바 있으나 본고에서는 환율전가 추정식의 기본모형을 국제적인 일물일가의 법칙을 준용하여 다소 간단한 형태로 추정하였다. 그외에도 환율과 외국물가가 수입물가에 시차를 두고 영향을 미칠 수 있기 때문에 실제 추정식에서는 시차변수를 추가하였다.

〈그림 2〉 원/달러환율 및 명목실효환율 추이

원-달러환율

명목실효환율지수(1993=100)

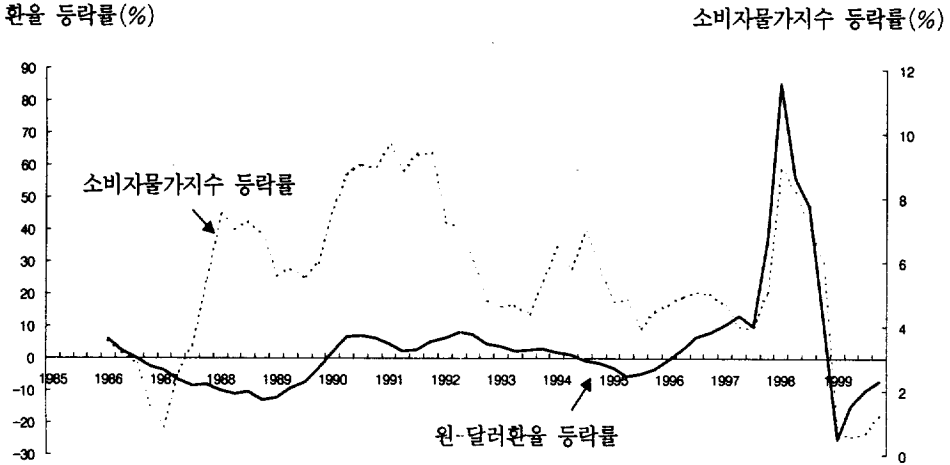


환위기가 발생한 1997년 말 직후에는 환율이 일시 급등하였으나 1998년중 큰 폭의 經常收支 黒字 및 외국인투자자금 유입 확대 그리고 금융기관의 외화유동성사정 호전 등에 따라 외환수급사정이 개선되고 시장참가자들의 불안심리가 해소된 데 힘입어 계속적으로 하향안정세를 보였다. 환율은 1998년 1~2월중에는 1,600~1,700 원대의 높은 수준을 보였으나 3월 들어 급속히 하락하여 1,300원대로 진입한 후 2/4~3/4분기중에는 인도네시아사태(5월), 러시아 모라토리엄 선언(8월) 및 신흥 금융시장 불안정 등 대외불안요인에도 불구하고 대체로 1,300~1,400원대에서 안정되었으며 4/4분기에 들어서도 하향안정세를 지속하였다.

1999년에는 美달러화에 대한 원貨換率은 외환시장의 供給優位基調 지속 등으로 6월 하순에는 1,150원대로 하락하였으나 7월 이후 1,200원선 내외에서 안정적인 움직임을 보이다가 외국으로부터 주식자금이 유입되면서 환율이 점차 하락하였다.

〈그림 3〉은 원-달러환율과 消費者物價의 전년동기 대비 등락률을 보여주고 있다. 1987년의 경우 환율은 하락하였음에도 불구하고 소비자물가는 크게 상승하여 서로 다른 방향으로 움직였으며 1994년중에는 유례없는 가뭄·폭염의 영향으로 인한 농축수산물가격의 급등, 세계경기호황에 따른 국제원자재가격 상승 등으로 인해 소비자물가는 연평균 6.2%나 상승하였다. 그렇지만 1989년 이후 최근에 이르기까지 대체로 환율과 소비자물가는 매우 유사한 움직임을 보이고 있다는 것을 알 수 있

〈그림 3〉 원/달러환율 및 소비자물가지수 등락을 추이 (전년 동기 대비)

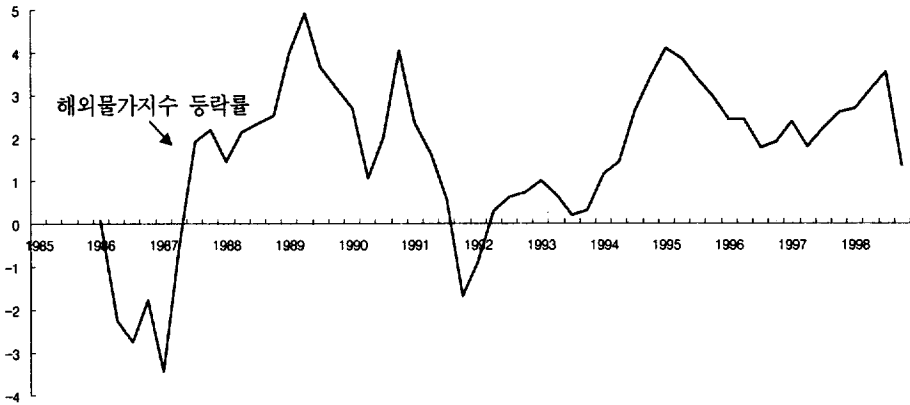


다. 특히 1997년 말 이후 외환위기를 겪으면서 환율과 소비자물가가 거의 비슷하게 움직이는 양상을 보이고 있다.

한편 〈그림 4〉는 국내 수입물가에 영향을 미치는 또 하나의 중요한 요인이라고 할 수 있는 외국물가의 움직임을 보기 위해 우리나라의 주요 수입상대국의 물가를 해당국으로부터의 수입금액 가중치로 환산한 加重外國物價指數(都賣物價指數)의 전기 대비 등락률을 살펴본 것이다. 외국물가를 전기비증가율로 보면 대체로 -4%에서 5%의 범위 내에서 환율의 움직임에 비해 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있어 우리나라의 수입물가지수의 변동에 가장 큰 영향을 미치는 것은 외국물가의 변동보다는 오히려 환율의 급격한 움직임이라는 것을 추측할 수 있다. 그리하여 본 고에서는 주로 환율변동이 수입물가에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

참고로 〈그림 5〉는 수입물가지수와 소비자물가지수의 전년 동기 대비 등락률을 그린 것이다. 그림에서 보는 바와 같이 수입물가 등락률과 소비자물가지수 등락률이 대체로 비슷하게 움직이는 것으로 나타나 수입물가가 소비자물가에 영향을 미치는 것으로 추측되고 있다. 1988~91년중 1980년대 중반 3低好況期中の 높은 성장 지속 및 경상수지 흑자전환으로 인한 超過需要壓力의 가중, 정치적 민주화과정에서의 급속한 임금상승으로 인한 생산비용의 상승, 부동산 등 자산가격의 상승에 따른 인플레이션 기대심리의 재연 등으로 비교적 높은 상승률을 보였다. 그후 1997년

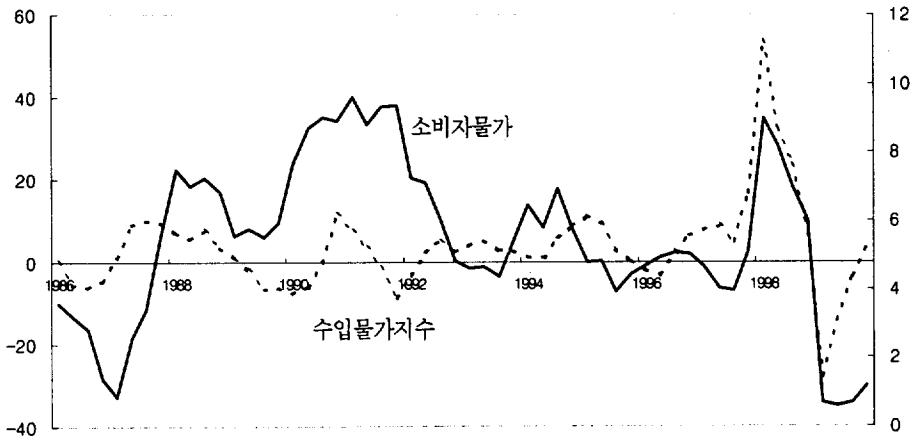
〈그림 4〉 外國物價指數의 騰落率 推移 (전년 동기 대비)



〈그림 5〉 輸入物價指數와 消費者物價指數 騰落率 推移 (전년 동기 대비)

수입물가지수 상승률(%)

소비자물가 상승률(%)



까지는 경기가 하강국면으로 들어서면서 수요면에서의 물가상승압력이 완화되고 資産價格이 안정되면서 소비자물가가 다소 낮아졌다. 그렇지만 1997년 말 外換危機 이후 수입물가가 급등하면서 소비자물가도 급등하였다가 다시 1998년중에는 수입물가가 급속히 하락하면서 소비자물가도 안정되었다.³⁾

3) 구체적으로 수입물가지수와 소비자물가지수, 그리고 소비재 수입물가지수와 소비자물가지수와의 상관계수는 각각 0.84, 0.73으로 매우 높은 것으로 나타났다.

2. 輸入物價推移

1985년 이후 수입물가는 대체로 완만한 상승세를 보이다가 외환위기가 발생하였던 1997년 4/4분기와 1998년 1/4분기에 가장 높았다. 그 이후 급속히 하락하던 수입물가는 1999년 1/4분기에 가장 낮아진 후 최근에는 다시 상승하는 모습을 보이고 있다. 한편 수입물가동향을 용도별로 살펴보면 1997년 말 외환위기 이후 대체로 비슷하게 움직이는 경향이 있었지만 그 이전에는 원자재의 변동성이 상대적으로 높았으며 소비재의 변동성이 낮은 것으로 나타났다. 참고로 1997년 재화형태별 수입금액비중을 살펴보면 소비재가 14.5%, 자본재 37.5%, 원자재 48.0%를 차지하고 있다.

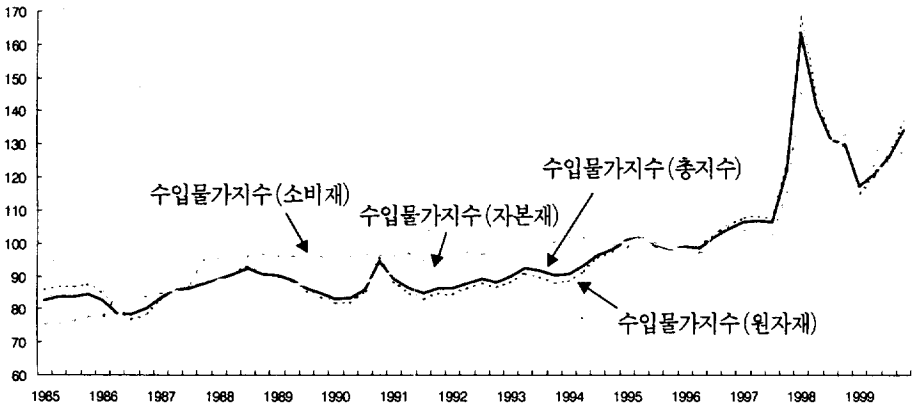
〈표 1〉 輸入物價 騰落率 推移 (전년 동기 대비, 원화표시 기준)

(단위: %)

구 분	가중치 ¹⁾	1990~96 (평균)	1997	1998	1999				
					1/4	2/4	3/4	4/4	연간
총지수	1000.0	2.6	9.5	28.2	-28.1	-14.6	-4.0	-2.4	-12.1
원자재	767.8	2.8	10.7	27.9	-31.7	-16.5	-3.8	4.8	-13.2
자본재	185.9	2.0	5.3	29.6	-14.9	-7.2	-4.7	-5.5	-8.3
소비재	46.3	0.9	4.8	28.1	-15.0	-8.8	-4.9	-4.5	-8.5

주: 1) 1995년 기준.

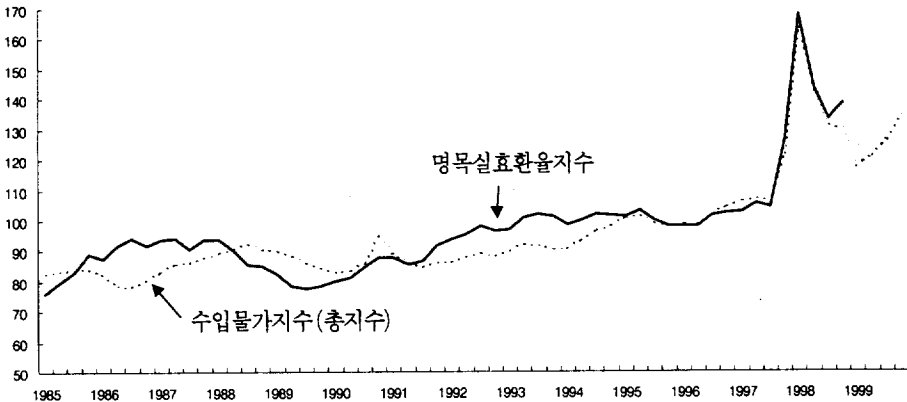
〈그림 6〉 用度別 輸入物價指數 推移



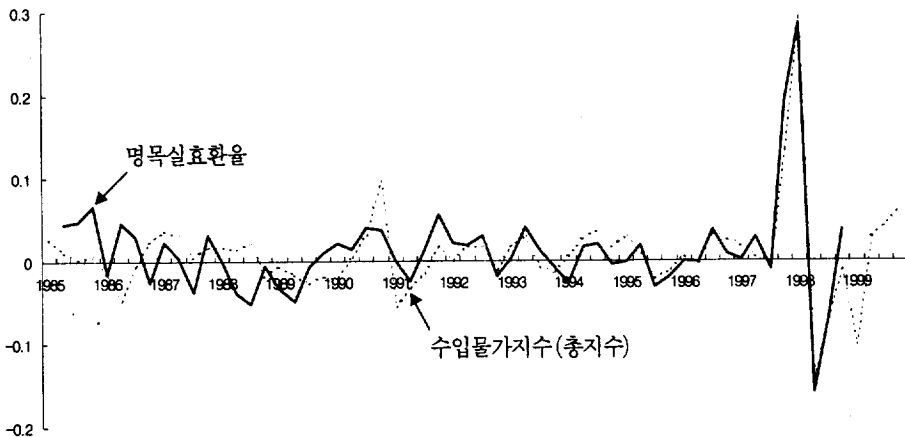
3. 換率과 輸入物價間の 關係

〈그림 7〉과 〈그림 8〉은 名目實效換率指數와 輸入物價指數의 추이와 전기비등락률을 각각 나타내고 있다. 명목실효환율지수와 수입물가지수를 살펴보면 두 변수가 매우 유사하게 움직이고 있다는 것을 알 수 있어 장기적으로 안정적인 관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 즉 장기적으로 볼 때 환율의 움직임은 수입물가를 설명하는 중요한 변수라는 것이다. 한편 환율과 수입물가 등락률도 매우 유사한 움직임을 나타내고 있어 단기적으로 볼 때에도 환율은 수입물가에 큰 영향을 미치고 있다는

〈그림 7〉 名目實效換率指數 및 輸入物價指數 推移



〈그림 8〉 名目實效換率指數 및 輸入物價指數 騰落率 推移 (전기 대비)



것을 알 수 있다. 특히 외환위기 이후에는 환율과 수입물가가 수준뿐 아니라 등락을 또한 거의 같이 움직이고 있어서 환율변동의 수입물가 전가정도가 클 것으로 추측할 수 있다.

IV. 實證分析

1. 資料說明

본고에서의 실증분석 대상기간은 1985년 1/4분기부터 1998년 4/4분기로 하였다. 먼저 수입물가로는 수출입계약시 결제통화를 원화로 환산하여 산출한 지수를 사용하였는데 한국은행에서 발표하는 輸入物價指數와 이를 다시 용도별로 구분하여 原資材, 資本財, 消費財로 세분한 지수를 사용하였다. 환율은 우리나라의 18개 주요 輸入相對國⁴⁾의 輸入金額加重値를 매년 고려한 명목실효환율지수를 사용하였는데 기준연도는 1993년이며 (1993=100) 지수가 상승하면 원화의 절하, 지수가 하락하면 원화의 절상을 의미한다. 그리고 외국물가지수도 주요 18개 수입상대국의 수입금액가중치를 매년 고려한 加重 外國都賣物價指數를 사용하였다.

2. 實證分析 結果

제II장에서 설정한 식(2)를 추정하기 위해서는 먼저 사용된 변수들의 시계열적 특성을 조사해 보아야 한다. 사용된 변수들이 각각 단위근을 가지고 있는지 또 사용된 개별변수들이 단위근을 가지고 있다면 그 변수들로 이루어진 선형관계는 과연 안정적인 관계를 가지고 있는지를 單位根檢定과 共積分檢定을 통해 각각 살펴봐야 할 것이다. 그리고 이들 변수들간의 단기적인 동태관계를 파악하기 위해 장기균형식으로부터 얻은 잔차항과 차분변수로 이루어진 誤差修正模型(error correction model)을 사용하였다. 구체적으로는 Engle and Granger(1987)의 2단계 추정방법

4) 18개국은 미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 싱가포르, 네덜란드, 호주, 대만, 홍콩, 중국, 말레이시아, 인도네시아, 태국, 이탈리아, 스위스, 필리핀을 포함함.

에 따라 제 1 단계로는 動態的 最小自乘推定法(dynamic OLS)⁵⁾에 의하여 長期均衡式을 추정하였으며 제 2 단계로는 앞에서 구한 잔차를 이용하여 前期誤差修正項을 포함한 短期動態式을 추정하였다. 제 1 단계에서 구한 장기균형식과 제 2 단계에서 구한 단기동태식은 오차수정항을 통해 서로 연결되어 있다.

(1) 單位根 및 共積分檢定 結果

실증분석에 사용된 換率, 輸入物價指數 및 消費者物價指數 등에 대한 단위근검정 결과 수준변수는 모두 단위근을 가지고 있어 불안정적인 시계열로 나타났으며 차분을 한 변수들은 모두 안정적인 시계열로 전환되었다.

다음으로는 개별적으로 불안정한 시계열로 나타난 수입물가, 외국물가 및 환율변수들의 線形結合이 과연 안정적인지를 보기 위해 Engel and Granger(1987) 방식에 의한 共積分檢定을 하였다. 이에 따라 본고에서는 다음과 같은 長期均衡函數

〈표 2〉 單位根檢定 結果¹⁾

	수준변수				차분변수			
	Phillips-Perron 검정	시차	ADF 검정 ²⁾	시차	Phillips-Perron 검정	시차	ADF 검정 ²⁾	시차
명목실효환율	-2.3855	0	-0.0767	5	-48.5824***	1	-6.7759***	1
외국물가	0.6484	4	0.7907	0	-51.3406***	4	-6.3845***	0
수입물가총지수	-3.2088	4	-1.2091	0	-51.3594***	1	-4.7390***	3
원자재	-3.9202	0	-1.3174	0	-49.7038***	1	-4.6151***	3
자본재	-2.5010	4	-1.4832	0	-53.8589***	1	-6.6982***	0
소비재	-2.9325	4	0.3768	6	-53.2087***	1	-6.9322***	0
소비자물가지수	-0.1359	1	-1.9371	0	-47.1242***	1	-6.2743***	0

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5% 및 1% 범위 내에서 유의한 수준을 나타내며 시차는 AIC, BIC에 의거 결정하였음.

2) 상수항 및 추세항은 포함하지 않았음.

5) 동태적 최소자승법은 Stock and Watson(1993)이 제안한 방법으로서 기존의 통상최소자승법은 변수들간의 내생성문제로 인해 편의(bias)가 발생할 수 있기 때문에 수준으로 표시된 독립변수 이외에 독립변수 및 종속변수 차분의 선행변수와 시차변수(leads and lags)를 추가하여 추정하는 방식이다. 여기서는 각각 4분기까지의 선행변수와 시차변수를 추가하여 추정하였는데 마지막 시차변수가 유의하지 않으면 차례로 제거하고 유의하면 추가하는 방식으로 추정하였다. 차분의 계수는 경제적인 의미가 없어 보고하지 않았다.

式을 사용하였다.

$$\ln PM_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t^* + \beta_2 \ln e_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서 PM_t 는 원화표시 수입물가, e_t 는 명목실효환율, P_t^* 는 수입상대국 도매 물가지수, \ln 은 자연대수임.

위의 장기균형식으로부터 추정하여 얻은 잔차에 대해 단위근검정을 해본 결과 <표 3>에서와 같은 결과를 얻었다. 즉 총지수와 원자재는 유의수준 5%에서 그리고 자본재와 소비재는 유의수준 1%에서 각각 단위근이 있다는 귀무가설을 기각한 것으로 나타나 안정적인 시계열이라는 것을 보여주고 있다. 즉 위에서 본 것처럼 개별 변수들은 모두 단위근이 있는 불안정적인 계열이지만 이들 변수들의 선형결합은 안정적인 계열로 나타나 이들 변수들간에 공적분관계가 있는 것으로 나타났다.

<표 3> 共積分檢定 結果¹⁾

	단위근검정 (잔차) ²⁾		
	ADF	시 차	임계치
총지수	-2.01**	2	-1.95 (5%)
원자재	-2.40**	2	-1.95 (5%)
자본재	-2.17**	0	-1.95 (1%)
소비재	-3.55***	0	-2.60 (1%)

주: 1) ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각함.

(2) 實證分析 結果

앞에서 우리는 공적분검정 결과에 의해 변수들간에 장기적으로 안정적인 균형관계가 존재함을 확인하였다. 그리하여 장기식을 추정함으로써 환율변동의 장기 수입물가 전가정도를 추정한 후 다시 오차수정모형에 의해 환율변동의 단기 수입물가 전가정도를 추정해 보고자 한다.

<표 4>는 동태적 최소자승회귀추정방식(Dynamic OLS)에 의한 장기균형식 추정

〈표 4〉 動態的 最小自乘回歸方式(dynamic OLS)에 의한 장기수입물가식 추정 결과¹⁾

	상 수	환 율	외국물가	\bar{R}^2
총지수	3.41*** (0.88)	0.57*** (0.07)	0.82*** (0.14)	0.89
원자재	3.32*** (1.10)	0.56*** (0.08)	0.83*** (0.17)	0.83
자본재	3.14*** (1.00)	0.55*** (0.07)	0.86*** (0.16)	0.85
소비재	1.60 (0.99)	0.24*** (0.08)	0.89*** (0.16)	0.73

주: 1) () 내는 표준편차이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 커무가설을 기각함.

2) 시차는 AIC와 BIC에 의거 선택하였으며 상수항과 추세항을 포함하지 않았음.

결과를 보여주고 있는데 추정 결과 수입물가지수에 대한 장기 換率彈性值가 0.57로 환율이 10% 상승하는 경우 수입물가지수는 5.7% 상승하는 것으로 나타나 환율 상승에 대하여 일부는 가격상승으로 또 일부는 마진율의 하락으로 흡수함으로써 가격전가현상이 부분적으로 나타났다. 한편 原資材, 資本財 및 消費財는 각각 5.6%, 5.5% 및 2.4% 상승한 것으로 나타나 장기적으로 볼 때 원자재의 가격전가정도가 가장 크고 소비재의 가격전가정도가 가장 낮은 것으로 나타났다.⁶⁾

앞의 장기균형식에서 구한 殘差를 이용하여 아래와 같은 형태의 誤差修正模型을 추정하였다. 먼저 식 (5)는 보통 형식의 誤差修正模型이다. 또 식 (5)'는 더미변수를 이용하여 환율이 상승하는 시기와 하락하는 시기로 구분하여 환율변수의 계수를 각각 추정하였다. 그리고 식 (5)''는 더미변수를 이용하여 전체기간을 1985년 1/4분기부터 1989년 4/4분기까지와 1990년 1/4분기부터 1998년 4/4분기까지로 구분하여 환율변수의 계수를 각각 추정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln PM_t = & \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln P_{t-1}^* + \beta_3 \Delta \ln e_{t-1} \\ & + \beta_4 \Delta \ln PM_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

6) 미국의 경우도 자본재보다도 소비재의 환율탄력성이 더 컸는데 Klitgaard (1993)가 1981년 4/4분기부터 1992년 4/4분기까지 자료를 대상으로 분석한 바에 따르면 자본재(컴퓨터 제외), 자동차, 소비재의 경우 환율탄력성이 각각 0.8, 0.2, 0.4였다

$$\begin{aligned}\Delta \ln PM_t = & \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln P_{t-i}^* + \beta_3 DEP * \Delta \ln e_{t-i} \\ & + \beta_4 APP * \Delta \ln e_{t-i} + \beta_5 \Delta \ln PM_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (5)'$$

$$\begin{aligned}\Delta \ln PM_t = & \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln P_{t-i}^* + \beta_3 PRE * \Delta \ln e_{t-i} \\ & + \beta_4 POST * \Delta \ln e_{t-i} + \beta_5 \Delta \ln PM_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (5)''$$

여기서 PM_t 는 원화표시 수입물가, EC_t 는 오차수정항, e_t 는 명목실효환율, P_t^* 는 외국물가, DEP : 더미변수(=1, 원화절하기; =0, 원화절상기), APP : 더미변수(=0, 원화절하기; =1, 원화절상기), PRE (=1, 1985:1~1989:4; =0, 1990:1~1998:4), $POST$ (=0, 1985:1~1989:4; =1, 1990:1~1998:4), $\Delta \ln$ 은 자연대수차분을 각각 나타냄.

〈표 5〉는 오차수정모형에 의한 수입물가방정식의 추정결과가 나타나 있다. 실증 분석 결과 前期誤差修正項의 계수가 모두 陰의 계수를 가지고 있고 또 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 이는 수입물가가 일시적으로 長期均衡値를 벗어나게 되면 다음기에는 장기균형치로 회귀하려는 힘이 존재한다는 것을 보여주고 있다.

〈표 5〉의 I, II 및 III은 각각 위의 식(5), (5)' 및 (5)''을 추정한 결과이다. 먼저 추정식 I에 의한 추정결과를 보면 수입물가지수의 경우 환율탄력성이 0.79로 환율이 10% 상승할 때 수입물가지수는 7.9% 상승하는 것으로 나타났다. 이를 용도별로 살펴보면 환율 10% 상승에 대해 원자재, 자본재 및 소비재 수입물가는 각각 8.3%, 6.5% 및 3.6%⁷⁾ 상승하는 것으로 나타나 원자재의 경우가 수입전가정도가 가장 크고 소비재의 경우가 수입전가정도가 가장 낮은 것으로 나타났다.⁸⁾ 이는 원자재의 경우 환율변동의 상당부분을 수입물가에 전가시킨다는 것을 의미하는데 우리나라에서 原油와 같은 原資材의 경우 가격이 상승하더라도 수요를 크게 줄이기가 어렵기 때문에 환율변동에 따른 가격변동요인이 있을 때에 쉽게 가격을 변

7) 0.36은 환율계수의 해당분기계수(0.56)와 4분기시차계수(-0.20)를 합한 것이다.

8) 원자재의 전가정도가 소비재에 비해 상대적으로 높은 이유로는 다음을 들 수 있을 것이다. 국제거래에서 currency denomination과 연결하여 설명할 수도 있을 것이다. 일반적으로 선진국간 무역거래에서는 계약통화가 2/3는 수출국통화로 1/3 정도는 수입국통화로 결정된다(Grassman의 법칙). 그러나 원유, 주요 곡물 등 원자재의 경우는 달러로 이루어진다. 달러로 거래되는 원자재의 경우 국내환율제도상 왜곡이 없는 한 전가정도가 높을 것으로 추정된다. 그외에도 원자재의 경우 소비재에 비해 국내재와의 대체성이 낮은 것도 전가율을 높이는 한 요인이 될 수 있을 것이다.

동할 수가 있어 전가정도가 높은 것으로 판단된다. 반면에 소비재의 경우에는 수요의 가격탄성치가 큰 편인데 국내소비자들이 소비재의 가격변동에 민감하게 반응하기 때문에 환율변동이 있더라도 이를 전부 수입물가에 반영시키기가 쉽지 않아 전가정도가 상대적으로 작은 것으로 보인다.

한편 추정식 II에 의한 추정결과를 살펴보면 모든 경우에 환율상승기의 환율탄성치가 환율하락기의 환율탄성치보다 높은 것으로 나타나 환율상승으로 인한 輸入物價 上昇程度가 환율하락으로 인한 輸入物價 下落程度보다 더 큰 것으로 나타났다. 구체적으로 수입물가지수의 경우 환율탄성치가 환율하락기와 상승기에 각각 0.67, 0.82였으며 소비재의 경우는 그 차이가 가장 커서 각각 0.39, 0.61로 나타났다. 즉 환율이 10% 하락하는 경우 소비재 수입물가는 3.9% 감소하는 데 반해 환율이 10% 상승하는 경우에는 소비재 수입물가가 6.1%나 상승하는 非對稱性을 보인다는 것이다.⁹⁾ 환율상승으로 인해 수입물가 상승요인이 생길 경우에는 이를 마진을 축소로 자체흡수하기보다는 수입물가를 상승시키는 경향이 강한 반면 수입물가 하락요인이 있는 경우에는 수입물가 하락보다는 마진을 확대를 택하는 경향이 있음을 보여준다고 할 수 있다.

그리고 추정식 III에 의한 추정결과를 보면 대체로 1989년 이전에 비해 1990년 이후로 들어올수록 환율변동이 수입물가에 전가되는 정도가 커지는 것으로 나타났다. 총지수, 원자재의 경우를 살펴보면 1989년 이전에는 환율탄성치가 0.42, 0.59였던 것이 1990년 이후로 들어오면서 0.83, 0.86으로 각각 높아진 것으로 나타났다. 특히 자본재와 소비재의 경우에는 1989년 이전에는 환율변동이 국내 수입물가에 전혀 영향을 미치지 못하였으나 1990년 이후 기간을 대상으로 한 경우에는 각각 0.68, 0.61로 유의하게 나타났다. 이러한 현상은 최근 들어 세계경제가 빠른 속도로 통합되고 경제의 개방도가 높아짐에 따라 수입상품의 국내시장에서의 점유율이 높아지고 있는 것과 관련이 있는 것으로 보인다. 이외에도 우리나라는 1990년 2월까지 복수통화바스켓제도를 운영하다가 IMF로부터 환율조작국이라는 혐의와 비난을 받아 1990년 3월부터 시장평균환율제도를 도입하였다. 동제도는 전일의 종장가격을 당일의 기준가격으로 하여 일정한 한도내에서 외환의 수요공급에 따라 자유롭게 변동할 수 있도록 하는 일종의 band system이었다. 따라서 1990년 이후 환율변동의 수

9) 이러한 비대칭성은 수요측면에서뿐 아니라 공급측면에서의 시장구조의 독점성에도 일부 기인할 것으로 추정된다.

〈표 5〉 誤差修正模型에 의한 短期動態式 推定 結果^{1) 2)}

	총지수			원자재		
	I	II	III	I	II	III
상수항	-0.01*** (-3.47)	-0.01*** (-3.47)	-0.80*** (-2.84)	-0.01*** (-4.22)	-0.01*** (-4.22)	-0.20*** (-3.72)
오차수정항 {1}	-0.16*** (-2.81)	-0.19*** (-3.03)	-0.16*** (-3.05)	-0.18*** (-3.41)	-0.18*** (-3.41)	-0.16*** (-3.41)
외국물가 {0}	2.58*** (8.43)	2.43*** (7.22)	2.02*** (5.42)	3.22*** (9.50)	3.10*** (8.26)	2.85*** (6.71)
환율 {0}	0.79*** (17.35)			0.83*** (16.55)		
환율(하락기) {0}		0.67*** (6.23)			0.74*** (6.32)	
환율(상승기) {0}		0.82*** (15.19)			0.85*** (14.18)	
환율(85.1~89.4)			0.42** (2.65)			0.59*** (3.46)
환율(90.1~98.4)			0.83*** (17.81)			0.86*** (15.94)
\bar{R}^2	0.88	0.88	0.89	0.88	0.87	0.88
D. W.	1.74	1.74	1.82	1.59	1.58	1.60

주: 1) 변수 혹은 추정계수 우측의 () 내의 수치는 시차를 나타내고 추정계수 아래의 () 내의 수치는 t 값을 나타냄.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설을 기각함.

<표 5> 誤差修正模型에 의한 短期動態式 推定 結果 (계속)

	자본재			소비재		
	I	II	III	I	II	III
상수항	0.01 (1.55)	0.00 (1.52)	0.01 (1.66)	0.01 (1.94)	0.00 (0.36)	0.57* (0.51)
오차수정항 {1}	-0.18*** (-3.00)	-0.19*** (-3.07)	-0.22*** (-3.78)	-0.18*** (-2.63)	-0.14** (-2.04)	-0.19*** (-2.96)
자기시차변수 {1}	0.11* (1.76)	0.08 (1.05)	0.11* (1.89)	0.15** (2.02)	0.20(3)** (2.08)	0.14** (2.10)
외국물가 {0}					0.28 (0.67)	-0.39 (-0.88)
외국물가 {3}	0.32 (0.94)	0.25 (0.72)	0.00 (0.01)			
환율 {0}	0.65*** (12.87)			0.56*** (10.41)		
환율 {4}				-0.20* (-1.75)		
환율(하락기) {0}		0.57*** (4.83)			0.39*** (2.83)	
환율(상승기) {0}		0.67*** (11.31)			0.61*** (9.27)	
환율 (85.1~89.4)			0.18 (1.01)			-0.07 (-0.34)
환율 (90.1~98.4)			0.68*** (13.96)			0.61*** (11.55)
\bar{R}^2	0.81	0.81	0.83	0.76	0.72	0.76
D. W.	1.88	1.85	1.90	1.51	1.56	1.79

입물가전가정도가 커진 것은 동 제도의 시행에 따라 환율에 의한 가격결정시스템이 보다 유연해진 것과도 일부 관련이 있는 것으로 추측된다.

〈표 6〉에서는 위의 실증분석결과 중 환율변동과 수입물가 간의 관계를 볼 수 있도록 환율탄성치만을 따로 정리, 요약해 보았다.

한편 앞에서 구한 결과를 외국의 경우와 비교해 보면 다음과 같다(〈표 7〉 참조). 비교 결과 개방규모가 높은 소규모경제일수록 환율변동의 수입물가전가정도가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 그리하여 미국의 경우 가격전가정도가 상대적으로 가장 낮았고 소규모개방경제인 호주나 아일랜드의 경우가 가장 높은 수준을 보이는 것으로 나타났는데 호주의 경우 오차수정모형에 의한 환율변동의 수입물가탄력성은 0.712(당분기: 0.528, 1분기전: 0.184)이다.¹⁰⁾

〈표 6〉 換率變動에 대한 輸入物價轉嫁效果 要約¹⁾

	총지수	원자재	자본재	소비재
장 기	0.57	0.56	0.55	0.24
단 기	0.79	0.83	0.65	0.36 ²⁾
하락기	0.67	0.74	0.57	0.39
상승기	0.82	0.85	0.67	0.61
1985.1~1989.4	0.42	0.59	-	-
1990.1~1998.4	0.83	0.86	0.68	0.61

주: 1) 계수가 1이라는 것은 환율 1% 상승이 수입물가 1% 상승으로 나타나 수입물가전가가 완전하다는 것을 나타내고 계수가 0이라는 것은 환율이 1% 상승하더라도 수입물가가 전혀 변동하지 않아 불완전한 가격전가를 의미함.

2) 환율의 당분기계수(0.56)와 4분기시차계수(-0.20)를 합한 것임.

〈표 7〉 換率變動의 輸入物價轉嫁程度에 대한 外國과의 比較

	장 기	단 기	추정기간	비 고
미 국	0.54	0.66	1973:1~1988:2	Hooper and Mann(1989)
한 국	0.57	0.79	1985:1~1998:4	
호 주	0.93	0.71	1992:3~1992:4	Dwyer, Kent, and Pease(1994)
아일랜드	0.93	-	1963:1~1995:3	Kenny and McGettigan(1998)

10) 이처럼 소규모개방경제가 대국에 비해 개방도가 높은 이유로는 소규모개방경제일수록 국제시장에서 가격수용적(price-taker)이기 때문에 환율변동에 따른 가격협상의 여지가 작기 때문인 것으로 추정된다.

(3) 2차 換率轉嫁效果 推定結果: 소비재 수입물가변동의 소비자물가에 대한 전가효과

앞에서는 주로 환율변동이 수입물가에 미치는 전가과정을 분석하였다. 이를 환율 변동의 국내 소비자물가에 대한 第1次 價格轉嫁라고도 할 수 있는데 여기서 다시 국내 소비자물가가 소비재 수입물가의 변동에 대해 반응을 보이는 것을 第2次 價格轉嫁效果라고 한다.

이러한 효과를 추정하기 위해 장기균형식과 오차수정모형을 이용하여 간단한 형태의 物價方程式을 추정해 보았다. 여기서 소비자물가는 주로 원화표시 輸入物價 (PM)와 單位勞動費用(ULC)에 의해 결정되는 것으로 가정하였다.

〈長期均衡式〉

$$\ln CPI_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PM_t + \beta_2 \ln ULC_t + \varepsilon_t$$

〈誤差修正模型〉

$$\begin{aligned} \Delta \ln CPI_t = & \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln PM_{t-i} + \beta_3 \Delta \ln ULC_{t-i} \\ & + \Delta \ln CPI_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

여기서 CPI : 소비자물가지수, PM : 원화표시 수입물가, ULC : 단위노동비용, \ln : 자연대수, Δ : 차분을 나타냄.

추정 결과 소비재 수입물가가 10% 상승할 때 소비자물가가 10% 상승하는 경우에는 소비재 수입물가 변동이 소비자물가에¹¹⁾ 완전히 전가된 것이며 소비재 수입물가 변동에 대해 소비자물가지수가 반응을 보이지 않는 경우에는 수입상품의 국내유통업자가 마진을 축소를 감수함으로써 전가효과가 불완전하게 될 것이다. 공적분검정에 의해 소비재 수입물가와 소비자물가 간에는 안정적인 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타났다. 장기균형식에 의해 소비재 수입물가가 10% 상승하면 소비자물가지수는 2.9% 상승하는 것으로 나타났다. 그리고 단기에는 소비재 수입물가가 10% 상승할 때 소비자물가는 1.3% 상승하는 것으로 나타났다.

11) 이 경로를 보다 정확히 파악하려면 소비자물가지수 편제대상품목 중 수입분만 선택해야 할 것이지만 우리나라의 경우 소비자물가 편제대상품목을 수입분과 비수입분으로 정확히 구분하기가 어렵기 때문에 전체 소비자물가지수를 사용하였다. 비록 소비자물가 편제대상품목에 포함되는 수입품의 비중은 크지 않지만 수입상품은 국내상품과 경쟁관계에 있기 때문에 전체 소비자물가를 상승시키는 효과가 있게 될 것이다.

〈표 8〉 長期均衡式^{1) 2)}

	상 수	소비재 수입물가	단위노동 비용	\bar{R}^2	단위근검정 (잔차)		
					ADF	시 차	임계치(1%)
총지수	-4.32*** (-68.48)	0.29** (12.01)	0.86*** (75.92)	1.00	-3.10***	1	-2.60

주: 1) *** (**, *)는 각각 1% (5%, 10%)의 유의수준에서 귀무가설을 기각함.

2) 괄호 내의 숫자는 t값을 나타냄.

〈표 9〉 短期動態式

독립변수	추정계수
상수항	0.25 (1.03)
오차수정항 {1}	-0.24** (-2.60)
자기시차변수 {1}	0.32*** (3.47)
자기시차변수 {3}	0.25** (2.38)
소비재 수입물가	0.13*** (5.90)
단위노동비용 {3}	0.02* (1.88)
단위노동비용 {4}	0.08*** (7.46)
\bar{R}^2	0.61
D. W.	1.93

V. 結 論

앞에서 우리는 환율의 변동이 우리나라의 수입물가에 미치는 효과를 분석하기 위해 1985년 1/4분기부터 1998년 4/4분기까지의 자료를 이용하여 轉嫁程度를 실증적으로 분석해 보았다.

그 결과 환율변동의 수입물가지수에 대한 환율전가정도가 短期에는 0.79, 長期에는 0.57로 나타나 우리나라의 경우 환율변동의 상당 부분이 국내 수입물가에 전가되는 것으로 나타났다.

또한 오차수정모형을 이용하여 수입물가를 用度別로 구분하여 추정한 결과 환율이 10% 상승할 때 原資材, 資本財 및 消費財가 각각 8.3%, 6.5% 그리고 3.6% 상승하는 것으로 나타나 原資材의 환율전가정도가 가장 큰 것으로 나타났고 消費財의 경우 환율전가정도가 가장 낮은 것으로 나타났는데 이는 우리나라의 경우 원자재수요의 가격탄력성이 작고 소비재의 수요탄력성이 상대적으로 크기 때문이다.

한편 추정대상기간을 換率이 上昇하는 시기와 下落하는 시기로 구분하여 환율변동의 수입물가에 대한 전가정도를 분석해 본 결과 환율이 하락할 때보다도 상승할 때에 환율변동이 수입물가에 미치는 정도가 높은 것으로 나타났다. 특히 이러한 현상은 소비재 수입물가의 경우가 가장 뚜렷하였는데 환율 10% 상승시에는 소비재 수입물가가 6.1% 상승하였으나 환율 10% 하락시에는 소비재 수입물가가 3.9%만 하락하는 것으로 나타나 환율전가정도에서 비대칭성을 보여주었다.

또 실증분석 대상기간을 1989년 以前과 1990년 以後로 구분하여 전가정도를 분석해 본 결과 1989년 이전에 비해 1990년 이후로 들어오면서 환율변동의 수입물가에 대한 전가정도가 커진 것으로 나타났다.

이외에도 소비재 수입물가의 변동이 과연 소비자물가에 어느 정도의 영향을 미치는지를 분석해 본 결과 소비재 수입물가가 10% 상승하는 경우 국내 소비자물가가 단기에 약 1.3% 상승하는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과로 미루어 볼 때 1998년중 급격한 물가상승과 1999년중 물가안정의 배경에는 동 기간중의 환율의 급등과 급락이 큰 영향을 미쳤다는 것을 알 수 있었다. 그리고 2000년중에 외국으로부터 국내주식 및 채권에 대한 투자자금이 국내로 유입됨에 따라 환율이 다소 하락할 것으로 예상되며 이는 어느 정도 물가안정요인이 될 수 있을 것으로 보이나 1999년의 환율하락폭에는 크게 미치지 못할 것이므로 잠재해 있던 물가불안요인이 顯在化할 가능성이 높은 것으로 보인다.

그리고 小規模開放經濟로서 물가안정목표제를 채택하고 있는 우리나라로서는 환율변동이 수입물가와 소비자물가에 대한 전가정도가 큰 편이므로 物價安定을 기하기 위해서는 換率의 安定的인 運用이 무엇보다도 긴요하다는 점을 강조하고 싶다. 아울러 中央銀行의 通貨政策遂行에 있어 物價壓力을 진단하는 情報變數로서의 換率의 움직임을 예의 주시할 필요가 있다.

■ 참고문헌

1. 김기홍·곽노성, "환율변동의 수입가격 전가에 관한 연구: 한국 제조업제품 수입(SIC3~4단위)을 중심으로," 『국제경제연구』, 제1권 제1호, 1995. 10.
2. 이환호, "원화환율의 산업별 수출가격에의 전가율 추정," 『경제학연구』, 제43집 제4호, 1996.
3. Baldwin, R., "Some Empirical Evidence on Hysteresis in Aggregate US Import Prices," *NBER Working Paper* No. 2483, 1988.
4. Bureau of Industry Economics, "Depreciation of the Australian Dollar: How do Mature Industries Fare?" *Research Report* No. 24, 1987.
5. Dixit, A., "Entry and Exit Decisions Under Uncertainty," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 3, 1989, pp. 620~638.
6. Dwyer, J., C. Kent, 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. ———, "Exchange Rate Pass-Through: Testing the Small Country Assumption for Australia," *The Economic Record*, Vol. 70, No. 211, December 1994, pp. 408~423.
8. Dwyer, J. and R. Lam, "Explaining Import Price Inflation: A Recent History of Second Stage Pass-through," *Research Discussion Paper* 9407, Reserve Bank of Australia, December 1994.
9. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251~276.
10. Froot, K. A. and P. D. Klemperer, "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters," *The American Economic Review*, September 1989.
11. Gagnon, J. E. and M. M. Knetter, "Pricing to Market in International Trade: Evidence from Panel Data on Automobiles and Total Merchandise," *International Finance Discussion Papers* 389, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1990.
12. Goldberg, P. K. and M. M. Knetter, "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *NBER Working Paper Series* No. 5862, National Bureau of Economic Research, 1996.
13. Hooper, P. and C. Mann, "Exchange Rate Pass-Through in the 1980's: The Case of U.S. Imports of Manufactures," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1989.
14. Kenny, G. and D. McGettigan, "Exchange Rates and Import Prices for a Small Open Economy," *Applied Economics*, 30, 1998.
15. Klitgaard, T., "The Dollar and U.S. Imports after 1985," *FRBNY Quarterly Review*, Autumn 1993.
16. ———, "Exchange Rates and Profit Margins: The Case of Japanese Exporters," *Economic Policy Review*, Vol. 5, No. 1, Federal Reserve Bank of New York, April 1999.
17. Krugman, P., "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes," in S. W. Arndt and J. D. Richardson(eds.), *Real-Financial Linkages among Open Economies*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1987.

18. Mann, C. L., "Price, Profit Margins and Exchange Rates," *Federal Reserve Bulletin*, Vol. 72, No. 6, 1986, pp. 366~379.
19. ———, "The Effects of Exchange Rate Trends and Volatility on Export Prices," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 125, 1989, pp. 588~618.
20. Ohno, K., "Export Pricing Behaviour of Manufacturing: A U.S. -Japan Comparison," *IMF Staff Papers*, Vol. 36, No. 3, 1989, pp. 550~579.
21. Phillips, R. W., "The Pass-Through of Exchange Rate Changes to Prices of Imported Manufactures," *ANU Center for Economic Policy Research Discussion Paper* No. 197, 1988.
22. Piggot, C. and V. Reinhart, "The Strong Dollar and US Inflation," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 10, 1985, pp. 23~29.
23. Sibert, A., "Exchange Rates, Market Structure, Prices and Imports," *The Economic Record*, Vol. 68, No. 202, September 1992, pp. 233~239.
24. Spitller, E., "Short-run Effects of Exchange Rate Changes on the Terms of Trade and Trade Balance," *IMF Staff Papers*, Vol. 27, No. 2, 1980, pp. 320~348.
25. Stock, J. H. and M. W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 60, 1993, pp. 783~820.