수입물가의 환율전가 결정요인 분석*

차 혜 경**

논문초록 본 논문은 한국의 산업별 수입물가의 환율전가를 장기균형식인 DOLS와 단기동태식인 ECM으로 추정하여 자유변동환율제 도입이후 대부분 산업의 환율전가가 상승하였다는 사실을 밝히고 있다. 또한 1998년 상반기 이후 지속적인 환율하락의 추세와 환율전가 상승과의 관계를 파악하기 위해 방향비대칭성을 검증하였다. 검증결과 산업간 일관된 결과가 존재하지 않은 것으로 나타났다. 이에 보다 정확한 환율전가의 결정요인을 파악하기 위해 환율변동성 증가와 무역개방의 확대, 기대환율변화 및 기대치 못한 환율변화, 인플레이션율 등 거시경제적 요인을 이용한 패널실증분석을 하였다. 패널분석 결과, 기대한 환율변화와 환율변동성이 커질수록 개방이 확대될수록 환율전가가 높아지는 것으로 나타나 소규모 개방국가인 한국은 물가를 안정시키기 위해서는 환율안정이 우선이 되어야 한다는 사실을 알 수 있었다. 본 논문은 수입물가의 환율전가 결정요인을 분석하였을 뿐만 아니라 거시경제적 요인으로 분석하고 있다는 점에서 기존연구와는 다른 시사점을 갖는다.

핵심 주제어: 수입물가, 환율전가, 기대환율
경제학문헌목록 주제분류: F3, F4

접수 일자: 2008. 9. 11. 심사 및 수정 일자: 2008. 9. 17. 게재 확정 일자: 2008. 10. 29.
* 본 논문에 유익한 지도를 해주신 오정훈 지도 교수님과 많은 조언을 아끼지 않으신 김소영 교수님, 익명의 심사위원님께 감사드립니다.
** 고려대학교 경제학과 강사, e-mail: chk0916@korea.ac.kr

Ⅰ. 서 론

최근 급격한 환율상승과 유가상승으로 인한 수입물가와 소비자물가의 상승을 겪은 한국경제의 상황에서 그 어느 시기 보다 환율변화와 수입물가의 관계에 대한 관심이 증가하고 있다. 일반적으로 수출업자와 수입업자는 환율이 변동할 때마다 수출입가격에 얼마나 반영해야 하는지 즉 수출입 가격으로의 전가정도를 결정해야 한다. 이는 현실적으로 거래되는 무역재들의 불완전경쟁시장의 가정으로 외국수출기업과 국내수입업자는 가격결정력이 있을 것이기 때문이다. 환율전가에 대해서는 다양한 연구가 진행되어 왔으며 전통적인 연구의 대부분은 시장분리와 가격차별을 중심으로 한 환율변동을 미시경제학적으로 분석하였다.[1] 하지만 최근 환율전가의 변화정도는 적절한 통화정책운용과 최적 환율제도 선택과 환율정책에 중요한 이슈가 되고 있다. 이에 환율전가에 관한 실증분석연구는 개별 수출업자에 의한 수출물가 설정연구에서 최근 총 가격지표로 측정된 수입물가의 환율전가를 분석하는 것으로 전환하게 되었다. Engel (2000), Devereux and Engel (2002) 과 Devereux, Engel and Stogaard (2004) 등은 낮은 가격전가는 통화정책의 자율성을 높이고 목표인플레이션 (inflation targeting) 의 달성을 쉽게 이루게 하므로 거시 경제적 요인을 통해 환율변화와 수입물가간의 관계가 밀접하다고 주장하고 있다.[2]

해외에서의 연구들과 마찬가지로 과거 대부분의 국내연구들 또한 수출물가 중심의 연구들이었으며, 최근 수입물가 중심의 연구들이 진행되고 있으나 아직 미흡한 실정이다. 본 논문은 수입물가로의 환율전가를 분석하고자 하며 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 한국과 같이 외환위기를 겪은 동아시아 국가들은 환율의 변화가 다양한 경로를 통해 경제에 불안요소를 가져올 것이라 믿기 때문에, 즉 수입물가의 환율전가가 매우 클 것이라고 가정하기 때문에 "환율의 변동성을 두려워 한다 (fear of floating)"[3] 고 한다. 둘째, 한국을 포함한 대외의존도가 높은 소규모 개방경제인 경

1) 환율전가의 불완전성 및 비대칭성을 설명하기 위한 연구는 수출시장에서의 가격차별을 중시하는 Krugman (1987) 의 PTM (Pricing To Market) 모형을 필두로 수출시장에서의 매몰비용 (sunk cost) 의 존재로 인한 이력효과 (hysteresis) 모형, 수요측면에서의 이력효과 (hysteresis) 의 존재 모형, 병목모형 (bottleneck model) 등 여러 견해가 제시되었다.

2) 인플레이션과 환율전가에 관한 연구의 효시인 Taylor (2000) 는 거시경제학적 측면인 경쟁압력과 전 세계적인 낮은 인플레이션으로 환율전가와의 관계를 규명하였다.

3) Calvo and Reinhart (2002) 에서 외환위기를 겪은 신흥국가들이 고정환율제도에서 변동환율제

우에는 국제 원재료 및 중간재가격에 영향을 많이 받는 특성이 있어 환율변동이 국내물가에 미치는 영향은 선진국에 비해 클 것 이다. 셋째, 1990년대 들어 안정적인 움직임을 보이던 환율이 외환위기 전후로 큰 폭의 변동을 보인 후 1998년 하반기부터 안정적으로 하락하고 있어 이러한 환율의 변화가 수입가격에 많은 영향을 주고 있을 것으로 판단된다. 넷째, 1998년 4월 한국은행의 목표인플레이션(inflation targeting) 도입 또한 환율변동의 국내물가에 미치는 영향에 관한 관심을 더욱 증가시키고 있다. 이러한 거시경제적 변화로 인한 환율의 전가정도는 산업별로 다를 수 있으며 환율의 변화크기와 환율의 변화방향에 따른 전가행태가 다를 수 있을 것이다. 이에 환율변동이 수입물가에 미치는 영향을 1980년 1/4분기부터 2007년 3/4분기까지의 한국표준산업분류(KSIC) 기준 산업별 자료를 이용하여 산업별 장·단기 환율전가를 추정하고자 한다. 환율변동은 대외충격이 발생할 경우 나타나는 가격변수의 조정메커니즘으로 국내 실물경제에 직·간접으로 영향을 미치게 된다. 특히 대외의존도가 높은 한국경제에 있어 환율변동이 국내 수입가격에 미치는 영향을 파악하는 것은 매우 중요하므로 자유변동환율제 도입 전과 그 이후의 산업별 환율전가의 차이가 있는지를 파악을 하고 환율전가의 결정요인을 살펴보고자 한다.

본 연구의 의의 및 기존연구와의 차이점은 다음과 같다. 첫째, 기존의 수입물가 환율전가에 관한 연구와는 달리 본 연구는 보다 정확한 환율전가 추정을 위해 방향비대칭성을 고려하였으며, 추정결과 대부분의 산업에서 자유변동환율제이후 장·단기 환율전가가 상승한 것을 파악하였다. 둘째, 기존 국내연구들은 시대별 환율전가의 차이가 있다고 제시는 하고 있으나 그 원인을 분석하려는 논문은 거의 없었다. 이러한 분석에는 미시적 요인[4]과 거시경제 요인으로 접근하는 방법이 있지만 본 연구는 거시경제 요인으로 분석하였다. 셋째, 외환위기 이후 한국이 겪은 자유변동환율제도의 도입과 수입개방의 확대라는 두 거시경제변수와 환율전가의 관계를 직접적으로 실증분석을 하고 있다. 넷째, 기업은 가격결정 시 기대한 환율변화와

도로 이행하였으나 대부분의 국가들은 관리변동환율제도의 형태로 운영이 되고 있으며, 그들 국가들이 환율변동성을 두려워 하는 이유를 분석하고 있다.

4) 김기홍·곽노성(1995)은 수입물가의 환율전가를 추정한 후 산업집중률, 대체탄력성, 제품차별화를 통해 환율변동의 수입가격 전가를 결정짓는 요인을 분석하였다. 차혜경(2007)은 수입물가의 환율전가가 최근 들어 상승하고 있음을 밝히고 환율전가상관계수를 분해하여 미시적 요인을 분석하였다. 분해한 결과 무역구성의 변화가 아닌 각 산업별 환율전가의 상승이 그 원인이 되고 있는 것을 밝히고 있어 미시적 요인의 변화가 크지 않다고 하였다.

기대하지 못한 환율변화에 따라 가격의 설정을 달리 할 것이다. 또한 현재가격설정에 현재 기대환율을 반영하거나 미래 기대환율을 반영할 수도 있다. 따라서 환율변화를 기대한 경우와 기대하지 못한 경우로 분해하여 실증적으로 분석하고 있다. 마지막으로 인플레이션과 환율전가에 관한 Taylor (2000)의 가설[5]을 검증하기 위해 환율전가와 인플레이션의 관계를 직접적으로 분석하였다. 물론 환율이 소비자물가에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 환율이 수입물가에 미치는 효과와 수입물가가 소비자물가에 미치는 효과 등 두 가지 모두 고려해야 할 것이다. 하지만 우리나라와 같이 최종재생산을 위한 중간투입재에 대한 수입의존도가 높을 경우, 환율의 변화는 수입물가 및 수입대체재 가격의 변화를 통해 궁극적으로는 최종재화의 소비자가격에 영향을 미치게 되기 때문에 인플레이션에 영향을 미치는 요인이 될 수 있을 것으로 판단이 된다.

결과적으로 본 연구는 보다 정확한 환율전가를 추정하여 거시경제적 요인으로 환율전가의 결정요인을 분석하고자 하는데 근본적 차별성을 갖는다. 이하 Ⅱ장에서는 기존 국내외 선행연구 및 이론적 고찰을 하고 Ⅲ장에서는 실증분석방법론의 소개 및 산업별 장·단기 환율전가를 추정하고 환율상승기와 환율하락기에 따른 방향비대칭성을 검증한다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장의 실증분석결과를 토대로 수입물가 환율전가의 결정요인에 대해 논의한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 종합적 결론 및 이에 따른 시사점을 도출하고 향후 연구방향을 아울러 모색해 보고자 한다.

Ⅱ. 기존연구 및 실증분석모형 검토

1. 기존연구

환율전가의 불완전성 및 비대칭성을 설명하기 위한 연구의 필두로 Krugman (1987)은 수출시장에서의 가격차별을 중시(PTM: Pricing To Market) 전략으로 해외수출기업들이 환율변동에 대해 이윤폭을 조정함으로써 수출가격전가를 낮추고 시장점유율을 확대하는 행동을 보인다고 하였다. Froot and Klemperer (1989)는 과

5) 그는 staggerd pricing model을 통해 최근의 낮은 환율전가가 낮은 인플레이션 환경 때문이라고 주장하였다. 환율전가가 낮으면 인플레이션이 낮아지게 되어 인플레이션이 지속성(persistence)을 갖게 된다고 하였다.

점시장의 수요측 접근모형을 이용하여 환율변동이 일시적이냐 항구적이냐에 따라 환율변동에 따른 수출가격 전가의 크기뿐만 아닌 부호까지 달라진다고 하였다. 또한 현재 환율 보다 미래의 기대된 환율수준에 따라 수출가격에 대한 전가율이 달라진다고 하였다. Marston(1990)은 일본의 제조업을 대상으로 일시적, 항구적 환율변동이 수출/내수 상대가격에 어떠한 영향을 주었는지를 일시적 환율변동은 명목환율 차분값의 변동분으로 항구적 환율변동은 실질환율 차분값으로 실증분석 하였다. Klitgaard(1999)는 동태적 최소자승회귀법(DOLS)과 오차수정모형(ECM)으로 일본의 4개 수출산업을 중심으로 실질 엔화환율이 수출/내수가격에 미치는 장단기 효과를 추정하였으며 환율의 비대칭성 검증결과, 비대칭성이 발견되지 않았다고 하였다. Knetter(1993)는 미국, 영국, 일본, 독일의 환율변동이 이들 국가의 수출가격에 미치는 영향을 추정하였다. 일본과 독일의 경우는 실질환율이 변동할 때 미국 수출품의 달러표시 수출가격을 안정시키기 위해 이윤율을 조정하는 것으로 나타났으나, 미국의 수출기업은 이윤율을 조정하지 않는 것으로 나타났다고 하였다. 소규모 개방경제에 관한 연구로 Dwyer, Kent and Pease(1993)는 호주의 수출가격과 수입가격의 환율전가의 정도가 큰 것을 보였다. 수출가격은 환율충격 발생 후 약 2~3년이 경과한 후 다음 균형수준에 도달하나 수입가격은 최초의 환율충격 발생 후 4분기가 지나면 균형수준에 도달한다고 주장하였다.

본 연구는 거시경제여건과 환율전가와의 관계를 검증하고 있으므로 이에 관한 연구들을 간단히 소개하고자 한다. Choudri and Hakura(2001)는 Taylor가설을 검증하기 위해 신개방거시경제(NOEM)모형을 이용하여 환율의 전가관계를 도출하였다. 71개국의 자료를 이용하여 분석대상 국가의 시대별 환율전가와 평균 인플레이션율 사이에는 양의 유의한 관계가 있음을 밝히고 인플레이션 제도의 변화가 있을 때의 전가에 대한 설명에 있어서 인플레이션율이 다른 거시경제변수 보다 우월함을 보인다고 하였다. 반면 Campa and Goldberg(2002)는 1975년-1999년간의 OECD 25개국의 자료를 이용하여 실증분석 한 결과 환율전가는 미시적 요인이 결정하며 거시경제적 요인인 인플레이션과 환율변동성이 환율전가에 미치는 영향이 크지 않다고 주장하여 Taylor가설과는 다른 견해를 보였다. 한편 Otani, Shiratsuka, Shirota(2003)는 1980년-2001년 일본의 수입물가의 환율전가를 분석하여 1990년대 수입물가의 환율전가가 하락함을 보였는데 하락의 원인이 일본기업의 세계화로 인한 경제의 구조적변화와 엔화의 큰 폭의 평가절상이라고 밝히고 있다. 일본기업의

세계화가 수입가격의 전가를 줄였을지라도 환율전가의 하락이 환율변동과 거시경제 변동과의 관련성이 중요하지 않다는 것을 의미하는 것이 아니라고 주장하였다. Mccarthy (2000) 는 환율과 수입가격이 국내 생산자가격지수(PPI) 와 소비자가격지수(CPI) 에 미치는 영향을 선진 몇 개국을 중심으로 실증분석을 하였다. 환율은 국내가격 인플레이션에 영향을 미치고 수입가격에는 더 큰 영향을 주고 있음을 보였다. 또한 환율전가가 큰 나라일수록 수입품목의 비중이 크고 환율과 수입가격의 지속성이 큰 것으로 보인다고 주장하였다.

수입물가의 환율전가에 관한 국내 연구들은 다음과 같다. 김기홍・곽노성 (1995) 은 제조업을 대상으로 환율변동의 수입가격 전가를 추정하고 산업집중율, 대체탄력성, 제품차별화 등 산업별 특성을 수입가격 전가를 결정짓는 요인으로 분석하였다. 최창규 (2000) 는 일물일가법칙이 성립한다는 가정 하에 동태적 최소자승회귀법과 오차수정모형으로 명목실효환율이 국내수입물가에 미치는 영향을 추정하고 수입물가가 소비자 물가에 영향을 주는 2단계 전가효과를 추정하였다. 강삼모・왕윤종 (2004) 은 우리나라를 포함한 동아시아 주요국(호주, 싱가포르, 일본) 의 수입물가에 대한 환율전가를 분석하여 소규모 개방경제(한국, 호주, 싱가포르) 의 환율변동의 수입물가에 대한 전가정도가 크다고 하였다. 곽태운 (2004) 은 수입물가의 산업별 환율전가를 추정하여 1990년대의 장・단기 환율전가보다 1980년대의 장・단기 환율전가의 추정계수의 유의성이 거의 없거나 낮으며 1990년대의 장・단기 환율전가의 전가 정도가 커졌다고 하였다. 김준태・김용환 (2004) 은 환율변동의 수출입가격전가를 분석하여 수출가격전가는 IT품목을 중심으로 1995년 이후 낮아졌다고 하였으며 외환위기 이후 수입가격전가 정도는 크게 높아졌다고 주장하였다. 차혜경 (2007) 은 1980년대 이후의 분석대상기간을 환율제도 운영기간별로 나누어 환율변동의 수입가격 전가를 추정하였다. 최근으로 오면서 환율전가가 점점 상승하였으며 이러한 환율전가 상승원인은 무역구성의 변화와 같은 미시적인 요인이 크지 않다고 하였다.

2. 실증분석모형 검토

본 연구는 Hooper and Man (1989), Goldberg and Knetter (1997)[6], Campa and Goldberg (2002) 가 제안한 미시적 가격결정 모형을 바탕으로 제품차별화, 시장

지배력 등을 행사할 수 있는 독점적 경쟁 모형을 고려하기로 한다. 이러한 대표 수출기업은 i국으로의 수출가격($P_t^* X_{it}$)을 설정할 때 생산한계비용(C_t^*)과 마크업(λ_{it}^*)을 고려한다.

$$P_t^* X_{it} = \lambda_{it}^* C_t^* \tag{1}$$

수출가격과 수출한계비용은 모두 수출국 통화표시 가격이다. 외국수출기업의 마크업은 독점 경쟁적 기업이기 때문에 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\lambda_{it}^* = \frac{P_t^*}{C_t^*} \tag{2}$$

수입국의 국내통화표시 수입가격($P_t M_{it}$)은 수입국인 i국의 환율(E_{it})에 수출가격을 곱하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_t M_{it} = E_{it} P_t^* X_{it} = E_{it} \lambda_{it}^* C_t^* \tag{3}$$

(3) 식에서 국가코드를 제외하고 자연대수 로그를 취하면

$$pm_t = e_t + \lambda_t^* + c_t^* \tag{4}$$

외국수출기업의 마크업을 환율의 변화에 상관없는 각 산업 고유의 특성인 부분(ϕ)

---

6) Goldberg and Knetter(1997)는 환율과 수출입가격간의 관계를 만일 거래비용이 없이 시장이 통합되어 있다면 동일한 상품은 일물일가법칙에 따라 국내시장과 해외시장에서 환율의 차이에 전적으로 의존한다고 한다. 즉 $P_t = E_t \cdot P_t^*$ (P_t: 국내가격 표시 물가, E_t: 명목환율, P_t^*: 해외가격 표시 물가)로 여기서 E_t는 환율전가 정도이다. 그러나 동질재화라 하더라도 거래비용이 존재하고 선호가 다르고 시장지배력도 다르다는 가정이 현실적으로 타당성이 있을 것으로 판단하여 $P_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \epsilon_t$ (P_t: 국내가격표시 수입가격, X_t: 수출업자의 비용, E_t: 수입국통화 1단위를 수출국 통화단위로 표현한 환율, Z_t: 수입수요)로 보다 일반화된 모형을 제안하였다.

과 환율의 변화에 영향을 받는 부분(ψe_t)으로 나누어 정의를 하자.

$$\lambda_t^* = \phi + \psi e_t \tag{5}$$

외국수출기업의 한계비용은 수출기업의 생산비용인 임금(w_t^*)과 국내 수입수요(y_t)의 증가함수로 나타내면 다음과 같다.

$$c_t^* = \alpha_0 w_t^* + \alpha_1 y_t \tag{6}$$

(5) 식과 (6) 식을 (4) 식에 대입하여 정리하면

$$pm_t = \phi + (1+\psi)e_t + \alpha_0 w_t^* + \alpha_1 y_t \tag{7}$$

(7) 식에서 환율전가는 환율에 대한 수입가격의 부분 탄력성 $(1+\psi)$로 규정된다. 극단적으로 $\psi = 0$인 경우에는 환율전가는 완전한 1인 반면 $\psi = -1$인 경우에서는 환율전가는 완전비전가인 0이 된다.

Phillps(1988)는 환율변동의 수입물가 환율전가의 정도를 결정하는 요인을 첫째 수입재의 수요 및 공급 탄력성, 둘째 거시경제요인, 셋째 미시적인 환경요인으로 구분하였다. 첫째, 다른 충격이 없다면 환율전가의 기본적인 결정요인은 수요 및 공급의 상대적 가격탄력성이다.[7] 둘째, 거시경제적 충격은 수요 및 공급탄력성의 영향을 강화시키거나 혹은 상쇄시킬 수 있다.[8] 셋째, 개별기업수준에서는 미시적 환경이 기업의 가격설정전략에 영향을 미칠 것이다. 예로 한 기업이 가격결정력을 가지고 있고 이윤극대화를 추구하고 있다면 다른 요인에 상관없이 환율전가의 정도

7) 수입제품의 경우 수요의 가격탄력성이 낮을수록 공급의 탄력성의 클수록 환율변동의 수입물가의 전가정도는 커지므로 소규모 개방국가의 환율전가는 완전해지는 경향이 있다. 이는 소규모 개방국가의 수출업자는 완전탄력적 수요에 직면하는 반면 수입업자는 완전탄력적 공급에 직면해 있기 때문에 세계시장에서 가격 순응자가 되기 때문이다. Spitäller(1980)을 참조하라.

8) 이때의 수요 및 공급탄력성은 무한대도 아니고 영도 아닌 상황을 가정한다. Piggor and Reinhart(1985), Phillps(1988)을 참조하라.

는 커질 것이다.[9] 마지막으로 가격설정전략은 미래통화가격 예상변화 즉 미래 환율의 변화와 기업의 사업계획 기간에 의해서 영향을 받을 수 있을 것이다. 실제로 환율변동의 전가정도를 결정짓는 요인과 경로는 다양하고 복잡하지만 본 논문에서는 주로 거시경제요인의 변화가 산업별 수입물가에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

Ⅲ. 산업별 수입물가의 장·단기 환율전가분석

1. 자료분석

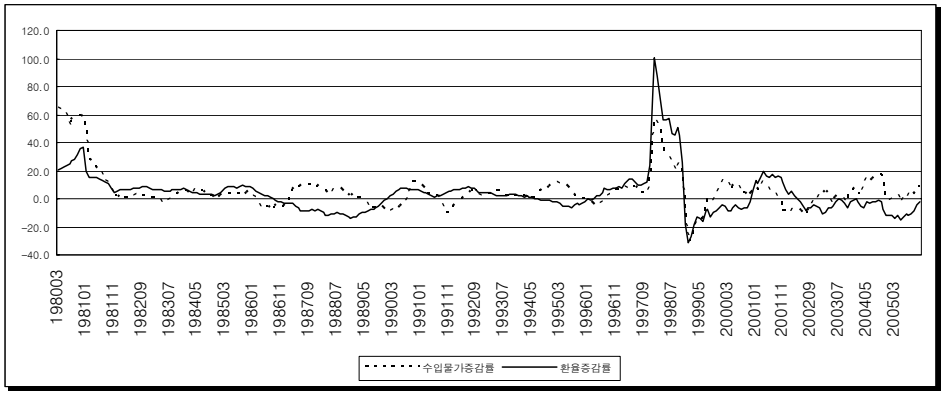
분석대상기간은 1980년 1/4~2007년 3/4로 선정하였다. 이와 같이 선정한 이유는 복수통화바스켓제도 이후부터 우리나라 환율이 실질적으로 변동하기 시작했기 때문이다. 일반적으로 환율변동은 수입물가 및 수입대체재 가격의 변화를 통해, 결과적으로 최종재화의 가격에 영향을 미치게 된다. 그렇기 때문에 우리나라와 같이 최종재의 생산을 위한 중간투입재[10]에 대한 수입의존도가 높을수록, 그리고 수입재가 국내소비에서 차지하는 비중이 큰 경우에는 국내 소비자 물가의 결정에서 환율변동에 따른 수입재 가격변동이 중요한 요인이 된다. 〈그림 1〉에서 확인할 수 있듯이 1987년~1989년을 제외한 기간, 특히 외환위기를 겪은 시기에는 환율의 변동과 수입물가의 변동은 아주 밀접한 관계를 가지는 것으로 보이고 있다. 외환위기를 거치면서 단기 급등하던 환율이 1998년 하반기 이후 하향조정 과정을 거치면서 2000년 하반기 잠시 상승한 후 다시 꾸준히 하락(2002년 3/4 1196원 이후, 2007년 3/4 928원) 하고 있는 것을 볼 수 있다.

---

9) Krugman(1987), Gagnon and Knetter(1992)을 참조하라.

10) 2000년 기준 한국의 10대 주요 수입상품은 다음과 같다. 원유(15.7), 반도체(12.41), 컴퓨터(4.92), 석유제품(3.06), 천연가스(2.42), 반도체 제조(2.34), 금은 및 백금(1.68), 유선 통신기(1.59), 철강판(1.53), 정밀화학원료(1.44)로 ( )속의 값은 총 수입에서 차지하는 비중(%)이다. 이를 살펴보면 원유 이외의 10대 수입상품은 대체로 산업용 원자재이며 10대 수입상품이 전체 수입에서 차지하는 비중은 47.1%이다. 이는 해외경제 여건 뿐만 아니라 환율의 변화가 생산에 미치는 효과가 클 수밖에 없다는 것을 의미한다. 조사통계월보, 한국은행(2003)

〈그림 1〉원/달러 환율증감률과 수입물가 증감률



실증분석을 위하여 사용하고 있는 자료는 다음과 같다. 첫째, 종속변수는 한국표준산업(KSIC)기준 3~4단위 산업별 원화표시[11] 수입물가지수[12]이며 23개 산업별 자료를 이용하였다. 한국은행의 분기별 수입물가지수중 기본지수(2000=100)를 사용하였으며 4단위 분류 기준의 데이터가 없는 경우에만 3단위 기준의 데이터를 사용하였다.[13] 둘째, 독립변수로는 환율, 수출업자의 비용요인, 수입국의 수요요인을 이용하였다. 환율자료는 명목실효환율과 명목환율을 번갈아 사용하였으나 본문 내용에 언급한 환율전가는 명목실효환율을 이용한 추정결과이다.[14] 국내 수입수요요인은 산업별 생산자물가지수(2000=100)를 사용하였으며 산업별 수입물가지수와 생산자물가지수는 동일산업으로 최대한 근사하게 연계시키려 노력하였다. 한편 수출국의 비용요인은 한국과 교역을 하는 주요 교역상대국의 생산자물가지수를 가중 평균한 상대 물가를 이용하였다.

환율변동과 수입물가 변동사이의 관계를 살피기 위해서는 일차적으로 어떤 환율

11) 원화표시 수입물가지수를 이용하면 달러표시 수입물가지수를 사용하는 경우와는 달리 환율변동에 따른 국내 기업들의 가격전가형태를 포착할 수 있는 장점이 있다.

12) 음료품과 나무제품은 1990년부터 자료가 존재하여 실증분석대상에서 제외시켰다.

13) 3단위 기준 산업은 조립금속(308), 전기기계 및 장치(310), 정밀기기(312), 운송장비(313), 기타공산품(314)이다.

14) 이하 본문내용에서도 밝히고 있지만 명목실효환율을 이용한 추정결과와 원/달러 환율을 이용한 추정결과는 환율전가의 정도의 차이는 있으나 방향이 일치하고 있고 산업별 추정결과에서 명목실효환율로 추정한 경우의 상관계수의 유의성이 높았기 때문에 명목실효환율의 추정결과를 언급한 것이다.

지표를 이용할 것인지 결정해야 할 것이다. 환율전가에 대한 국내 기존 연구에서 이용된 환율지표에는 원/달러 환율과 실효환율(가중평균환율)이 있다. 하지만 두 환율지표를 이용한 환율전가의 정도는 차이가 있고 각 연구자마다 주장하는 적정 환율지표가 다르다.[15] 이에 본 논문에서는 명목환율지표와 명목실효환율지표 모두 사용하여 각 산업별 장·단기 환율전가를 추정한 후 추정결과를 비교하여 좀 더 유의한 실증분석결과를 얻은 명목실효환율을 이용하여 설명하고자 한다. 명목실효환율은 한국은행에서 구한 분기별 평균환율에 한국과 주요 무역상대국과의 교역비중을 감안하여 산정[16]하였다.

2. 실증분석 방법론

시계열 분석을 하기 전 자료의 안정성 여부를 검정하기 위해 실증분석 대상인 모든 변수를 단위근 검정(ADF 및 Phillips -Perron test)한 결과, 수준변수에서는 단위근을 가지는 것으로 나타났다.[17] 변수들로 이루어진 선형관계가 안정적인 관계를 가지고 있는 지에 관한 각 변수 간 공적분 검정을 하였다. 다변량 시계열 분석에서 많이 애용되고 있는 Johansen's co-integration test(1988)로 살펴본 분석대상 설명변수들 간의 장기균형관계는 장기적으로 95%신뢰수준에서 1개의 공적분관계[18]가

15) 최근 한국의 결제통화비중의 추이를 살펴보면 대외결제수단 중 달러화가 차지하는 비중이 80~90%에 다다르고 있다고 한다. 수입의 결제통화비중의 추이는 1980년대는 거의 대부분인 93.2%가 달러화로 결제 되었으나 2003년 미 달러화결제가 78.3%, 엔화결제비율이 14%, 유로화 6.1%를 차지하여 달러화 비중이 과거에 비해 감소하였다. 윤성훈(2002)은 달러화가 결제통화일 경우 환율전가 추정에 가중평균환율을 사용하는 것은 암묵적으로 원/달러 환율이 수입물가에 미치는 영향과 수출국통화/달러 환율이 수입물가에 미치는 영향이 같다는 것을 가정하게 된다고 하였다. 그리고 환율지표로 원/달러 환율만을 사용하는 것은 수출국통화/달러 환율이 수입물가에 영향을 미치지 못한다고 가정하게 되는 문제점이 있다고 하면서 환율지표 선택의 타당성 검증이 필요하다고 하였다.

16) 한국은행이 제공하는 경제통계시스템을 이용한 매년 가중치를 적용한 주요 교역16개국(미국, 일본, 중국 등) 포함하였으며 기준시점은 경상수지가 균형으로 판단되는 1985년 3/4~1986년 2/4로 하였다.

17) 추정대상 모든 변수들이 수준변수에서 단위근을 갖는 것으로 나타나 모든 변수를 로그 1차 차분한 결과 안정적인 것으로 나타났다. 각 변수에 관한 단위근 검정 결과는 지면관계상 생략하였다.

18) Johansen 공적분검정을 실시할 때 VAR을 구성하기 위해서는 적절한 시차선택이 필요한데 Akaike 기준에 의한 것이다. 산업별 공적분 검정결과는 지면관계상 생략하였다. 산업별로 다

있었다. 이러한 공적분 관계를 이용하여 본 논문에서는 환율이 수입물가에 미치는 영향을 분석하기 위해 2단계 회귀 절차를 적용하였다. 1단계에서는 Stock and Waston (1993) 이 제안한 동태적 최소자승회귀법 (dynamic ordinary least squares: DOLS) [19] 을 이용해 모형에 포함된 변수들 간의 장기균형관계를 추정한 후 2단계에서는 Engel and Granger (1987) 의 오차수정모형 (error correction model: ECM) 을 이용해 수입 관련변수의 단기행태를 추정하였다.

〈표 1 〉제조업의 Johansen 공적분 검정결과

귀무가설	특성근[a)]	특성근[b)]	Trace 통계량[a)]	Trace 통계량[b)]	0.05 임계치[b)]	0.05 임계치[b)]
$r=0$	0.29	0.25	50.42*	52.34*	47.85	40.17
$r\leq 1$	0.11	0.13	15.89	22.35	29.80	24.27
$r\leq 2$	0.03	0.06	4.14	6.66	15.49	12.32

주: 1) a)는 명목실효환율, b)는 명목환율과 변수간의 공적분관계를 의미함.
2) 원계열에 선형추세가 없고 상수항이 포함된 경우를 상정함.
3) *는 5%수준에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미함.

이때 두 회귀방정식은 서로 연결되어 있는데 그 이유는 DOLS에서 얻어진 수입가격변수의 추정값과 실제값 사이의 차이 (오차) 가 종속변수의 다음기 움직임을 예측하기 위해 오차수정모형에 이용되기 때문이다. 오차수정모형 추정에서는 수입물가의 차분값을 종속변수로 하고 동태적 선형회귀모형의 전기 잔차와 설명변수의 과거시차 차분값을 이용하여 종속변수의 단기행태에 관한 회귀식을 구성한다. 환율변동의 산업별 장·단기 수입가격 전가행태를 분석하기 위하여 이론적 모형에서 도출한 실증방정식 (7) 을 토대로 하여 다음과 같은 장기균형식과 단기 동태식을 설정하였다.

른 결과를 가져왔으나 대부분의 산업에서 공적분관계가 있는 것으로 나타나 오차수정모형 (error correction model) 을 이용하였다.

19) Stock and Waston (1993) 에 의해 개발된 DOLS는 선형회귀식에 모든 설명변수의 차분값의 미래시차 (lead) 와 과거시차 (lag) 를 포함시켜 OLS로 추정하는 방법이다. DOLS모형을 추정하기 위해 만족되어야 할 조건은 모든 변수의 수준상태의 자료들은 반드시 불안정적이어야 하며, 1차 차분시 안정적이어야 하며 동태적 선형회귀모형의 잔차는 안정적이어야 한다. 또한 동태적 선형회귀 모형의 잔차는 오차수정모형의 수입 관련변수의 분기별 변화와 유의한 상관관계를 갖고 있어야 한다.

〈장기균형식: DOLS〉

$$\ln imp_t^j = \beta_0 + \beta_1 \ln eer_t + \beta_2 \ln wp_t + \beta_3 \ln ppi_t^j + \sum_{j=-i}^{i} \beta_4 \Delta eer_{t+j} + \sum_{j=-i}^{i} \beta_5 \Delta wp_{t+j} + \sum_{j=-i}^{i} \beta_6 \Delta ppi_{t+j}^j + \epsilon_t \quad (8)$$

여기서 상첨자 j는 한국표준산업(KSIC) 기준 3~4단위 분류 산업을 뜻하고, imp_t^j는 원화표시 수입물가지수, eer_t는 명목실효환율 또는 원/달러환율, wp_t는 주요 교역상대국의 가중 생산자물가지수, ppi_t^j는 산업별 생산자물가지수이다. 환율이 단기적으로 수입물가에 미치는 영향을 분석하기 위해서 (8) 식의 잔차를 이용하여 다음 식 (9)와 같은 오차수정모형[20]을 구성하였다.

〈단기 동태식: ECM〉

$$\Delta imp_t^j = \gamma_0 + \sum_{j=0}^{i} \gamma_{1,j} \Delta eer_{t-j} + \sum_{j=1}^{i} \gamma_{2,j} \Delta wp_{t-j} + \sum_{j=1}^{i} \gamma_{3,j} \Delta ppi_{t-j}^j + \sum_{j=1}^{i} \gamma_{4,j} \Delta imp_{t-j}^j + \gamma_5 ECT_{t-1} + e_t \quad (9)$$

3. 실증분석결과

(1) 장기 환율전가

〈표 2〉는 제조업 수입물가의 장기 균형관계를 추정한 결과이다. 실증분석방정식의 기대되는 추정계수의 부호는 다음과 같다. (8) 식에서 β_1는 각 산업의 환율변동의 수입물가 전가를 나타내며 환율이 상승할 때 j산업의 수입물가는 상승할 것으로 예상이 된다. 수출기업의 생산비용이 상승하면 공급가격이 상승하고 그것은 수입물가의 상승을 가져올 수 있으므로 β_2는 양의 값을 가질 것으로 예상이 된다. 또한 j산업에 대한 국내시장의 수요가 증가하면 j산업의 가격이 상승할 것이며 이에 따라 j산업과 대체관계에 있는 수입품에 대한 수요가 증가할 것이므로 j산업의 수입

20) 명목실효환율과 명목환율의 당분기 값은 외국통화표시 결제 수입재화에 대한 자동적 변화를 간파하기 위하여 포함시켰다.

물가는 상승하게 될 것이다. 따라서 β_3는 양의 값으로 예상이 된다. 환율과 외국 수출공급업자의 비용변수를 제외한 다른 변수들은 모두 산업별 변수를 사용하였다.

〈표 2〉 수입물가의 장기균형관계 추정결과

	전기간[a] (1980:1~2007:3)	전기간[b] (1980:1~2007:3)
β_0	-1.16 (-1.9) *	-0.52 (-2.89) **
β_1	0.78 (11.59) **	0.53 (1.98) *
β_2	0.31 (3.38) **	0.22 (2.65) **
β_3	0.62 (8.33) **	0.78 (7.77) **
ADF	-2.84 [2][c] **	-3.06 [2] **
adj R^2	0.94	0.83

주: 1) a)는 명목실효환율, b)는 원/달러환율,
2) c)[ ]는 AIC, SBC 기준의 시차선택을 의미함.
3) ( )는 t값을 나타냄.
4) *와 **는 95%와 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

장기균형식을 이용하여 명목실효환율을 이용한 분석대상 전 기간[21]의 제조업의 수입물가 전가정도는 0.78로 추정되어 환율이 10%상승할 때 장기적으로 수입가격이 7.8%상승하는 것으로 분석되었다. 하지만 원/달러 환율을 이용한 수입물가전가율은 이보다 낮은 0.53으로 추정이 되었다.[22] 수출기업의 비용과 국내수요요인은 예상한대로 한계비용의 상승과 국내수입수요의 증가는 수입물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 〈표 3〉은 다른 제어변수의 추정결과를 제외한 산업별 수입물가의 장기 환율전가만을 정리한 표이다. 산업별로 장기 환율전가의 정도는 큰 차이를 보이고 있으며 대부분 산업에서 명목실효환율에 비해 원/달러환율에 대한 수입물가의 환율전가율이 낮게 추정되어 제조업의 결과와 동일하였다. 산업별로 살펴보면 유리산업은 두 변수 모두 통계적 유의성이 없는 것으로 판명이 되었으며, 음식료품과 통신장비, 석유산업은 음의 상관관계를 보였다. 기본 원자재인 석유산업은 환율이

21) 분석대상기간 중 외환위기 기간인 1997년 2/4~1998년 1/4은 더미변수를 이용하여 제외하였다.

22) 실효환율을 이용하여 추정한 환율전가율이 유의성이 높고 명목환율을 이용하여 추정한 결과와 정도 차이는 있었지만 방향에는 차이가 없었기 때문에 본문의 내용은 명목실효환율을 이용한 추정한 결과를 해석한 것이다.

상승함에 따라 오히려 수입가격을 하락시키는 것으로 나타나 원자재 가격상승의 정도를 완화시키는 것으로 해석되었다. 가장 낮은 환율전가를 보인 산업은 목재 및 나무산업이나 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났으며 가장 높은 환율전가는 주요 수출품목을 차지하는 전기기계 및 장치산업과 전자관 및 전자부품산업으로 나타났다. 이러한 전자관련 산업의 높은 환율전가는 전자관련 산업의 수입의존도가 크게 높아진데 그 원인이 있을 것으로 판단이 된다.[23]

〈표 3〉 산업별 수입물가의 장기균형관계 추정결과

	전기간(1980:1～2007:3)			
	명목실효환율		원/달러환율	
	β_1	ADF 통계량(잔차)	β_1	ADF 통계량(잔차)
음식료품	-0.57(-3.95)**	-3.74**	-0.23(-1.88)**	-3.13**
섬유	0.20(1.78)	-3.18**	0.21(4.12)**	-3.12*
가죽및신발	0.91(6.37)**	-2.64**	0.53(4.53)**	-3.06**
목재및나무	0.05(0.61)	-5.80**	0.03(1.10)	-5.77**
펄프및종이	0.32(1.98)*	-4.46**	0.25(4.88)**	-4.58**
석유	-0.66(-5.82)**	-5.12**	-0.59(-5.02)**	-3.12**
화학	0.63(8.82)**	-2.89*	0.40(4.76)**	-3.39**
고무및플라스틱	0.72(6.40)**	-3.01**	0.31(4.27)**	-2.80**
유리	-0.15(-0.9)	-3.97**	0.04(0.40)	-5.07**
기타비금속광물	0.91(8.38)**	-3.86**	0.04(0.56)	-2.74
철강1차	0.58(7.01)**	-3.59**	-0.05(-0.64)	-2.43
비철금속1차	0.50(7.47)**	-3.93**	0.30(6.48)**	-4.12**
조립금속	0.72(9.46)**	-2.92**	0.51(1215)**	-3.57**
일반목적용기계	-0.71(-8.52)**	-3.82**	0.87(1.73)	-1.13
특수목적용기계	0.67(13.34)**	-3.77**	0.18(5.34)**	-2.83**
사무회계용기계	0.91(13.99)**	-3.39**	0.64(5.89)**	-2.47*
전기기계및장치	1.17(12.94)**	-2.96**	0.70(2.88)**	-2.64**
전자관및전자부품	1.15(8.36)**	-3.98**	0.84(1.99)*	-2.48*
통신장비	-0.55(-3.28)**	-2.73**	-0.51(-3.12)**	-2.67**
영상및음향기기	0.83(16.88)**	-4.19**	0.48(4.98)**	-2.68**
정밀기기	0.78(8.3)**	-3.05**	0.20(3.72)**	-2.80**
운송장비	0.85(11.37)**	-3.13*	0.43(8.42)**	-3.41*
기타공산품	0.20(1.13)	-3.35**	0.36(4.86)**	-4.50**

주: 1) ( )의 값은 t값을 나타냄.
2) *와 **는 95%와 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.
3) 〔 〕는 AIC, SBC 기준의 시차선택을 의미함.

23) 전기전자 산업의 수입의존도(중간재수입액/총투입액)*100이 1990년 23.8%에서 2000년 32.4%로 크게 높아졌다. 자료출처: 한국은행 산업연관표(2003).

(2) 단기 환율전가

다음으로 기간별 환율변동의 수입가격으로의 전가변화가 있는지에 관한 검증을 위해 실증방정식 (9)를 이용하여 전체 분석대상기간을 1980:1~1997:2인 자유변동환율제도 이전과 1997년 12월에 시행된 자유변동환율제도 도입이후인 1998:2~2007:3로 구분하여 분석하였다.

〈표 4〉는 제조업의 수입물가의 단기동태식의 추정결과이다. 자유 변동환율제도 기간을 대상으로 추정한 실효환율의 단기 환율전가는 0.66으로 전 기간을 대상으로 추정한 환율전가인 0.56 보다 높게 나타났다. 명목환율의 단기 환율전가 또한 전 기간 0.28에서 0.47로 높아져 자유 변동환율제 이후 환율전가가 높게 나타났다.[24]

〈표 4〉 수입물가의 단기동태식의 추정결과

	전기간(1980:1~2007:3)		자유변동환율제 이후(1998:2~2007:3)	
	실효환율	원/달러환율	실효환율	원/달러환율
γ_0	0.01(0.46)	0.03(2.97)**	0.01(3.15)**	0.02(3.63)**
$\gamma_1[0]$	0.76(13.32)**	0.18(4.5)**	0.91(18.64)**	0.23(6.02)**
$\gamma_1[1]$	-0.20(-1.98)*	0.52(11.94)**	-0.23(-2.28)*	0.58(13.6)**
$\gamma_1[2]$		-0.42(-6.25)**		-0.34(-4.96)**
$\gamma_2[2]$	0.24(1.98)*	0.22(2.56)**	0.21(2.3)*	0.23(2.88)**
$\gamma_3[1]$	025(2.02)*	0.18(2.44)*		0.21(1.3)
γ_4	0.43(4.57)**	0.47(4.40)**	0.42(3.93)**	0.31(3.25)**
γ_5	-0.09(-2.87)**	-0.03(-1.99)*	-0.11(-3.23)**	-0.05(-2.56)**
adj R^2	0.86	0.82	0.85	0.81

주: 1) [ ]는 시차이며, ( )는 t값을 의미함.
2) **, ***는 95%, 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

이러한 기간별 환율전가에 대한 기존 연구논문은 다음과 같다. 김준태·김용환(2004)은 환율변동의 수출입가격 전가를 월별 자료로 분석하여 외환위기 이후 수입가격 전가가 크게 높아졌다고 주장하였다. 차혜경(2007)은 각 환율제도 기간별 수

24) 이러한 단기 환율전가가 높은 이유는 수입의 대부분이 달러화로 결제되는 특수성이 큰 영향을 미친 것으로 추측된다. 강상모·왕윤종(2004)은 일본에 비해 한국, 호주, 싱가포르의 환율변동의 수입물가 전가의 정도가 높다고 하였다. 이들은 경제규모가 작은 국가는 국제시장에서 협상력이 경제규모가 큰 국가에 비해 약하기 때문에 환율전가가 크다고 설명하였다.

입물가 전가를 추정하여 최근으로 오면서 수입물가전가가 점차 상승하고 있다고 하였다. 이에 단기 환율전가 실증분석결과는 선행연구인 김준태·김용환(2004)과 차혜경(2007)의 실증분석 결과와 일치하는 것이다.

〈표 5〉 산업별 수입가격의 단기동태식의 추정결과

		전기간(1980:1~2007:3)		자유변동환율제 이후(1998:2~2007:3)	
		실효환율	원/달러환율	실효환율	원/달러환율
음식료품	(0)	0.72(5.30)**	0.29(3.18)**	0.95(6.79)**	0.35(3.72)**
	(1)		0.68(7.11)**		0.75(7.39)**
섬유	(0)	0.64(7.33)**	0.20(3.48)**	0.84(9.55)**	0.25(4.24)**
	(1)		0.47(7.26)**		0.55(8.47)**
가죽 및 신발	(0)	0.42(3.79)**	0.25(3.23)**	0.48(3.93)**	0.26(3.12)**
	(1)		0.24(2.81)**	-0.20(-1.09)	0.23(2.69)**
목재 및 나무	(0)	0.98(7.89)**	0.17(1.98)*	1.05(7.98)**	0.17(1.79)
	(1)	-0.31(-1.59)	0.70(7.67)**		0.71(7.39)**
펄프및종이	(0)	0.83(5.43)**		0.91(5.48)**	0.13(1.12)
	(1)	-0.27(-1.27)	0.51(4.61)**		0.60(5.26)**
	(2)		-0.56(-3.43)**		-0.39(-2.17)*
석유	(0)	0.74(2.78)**	0.28(1.38)	0.65(2.99)**	0.26(1.2)
	(1)		0.26(1.15)		
	(2)	-0.81(-2.20)*		-0.86(-1.96)*	-0.43(-1.35)
화학	(0)	0.92(10.34)**	0.22(3.76)**	1.14(14.48)**	0.28(4.89)**
	(1)	-0.33(-2.21)*	0.58(8.66)**	-0.57(-4.00)**	0.62(9.73)**
	(2)		-0.69(-7.34)**		-0.63(-6.57)**
고무 및 플라스틱	(0)	0.70(11.07)**	0.17(4.05)**	0.82(15.01)**	0.22(5.14)**
	(1)		0.54(11.71)**		0.61(12.70)**
유리	(0)	0.92(10.72)**	0.27(5.09)**	1.13(14.52)**	0.31(5.92)**
	(1)		0.77(12.24)**		0.83(13.26)**
기타비금속광물	(0)	0.78(6.04)**	0.15(2.6)*	0.94(6.08)**	0.15(2.40)*
	(1)	-0.23(-1.26)	0.20(3.24)**	-0.40(-2.02)*	0.20(3.17)**
철강1차	(0)	0.75(7.94)**	0.14(2.35)*	0.97(10.83)**	0.19(3.20)**
	(1)	-0.27(-1.96)*	0.51(8.07)**	-0.41(-2.67)**	0.57(8.75)**
	(2)		-0.62(-6.55)**		-0.59(-5.79)**
비철금속1차	(0)	0.24(2.99)**	0.11(1.2)	0.29(3.16)**	0.17(1.8)
	(1)		0.55(5.73)**		0.60(6.25)**
조립금속	(0)	0.73(13.56)**	0.29(6.98)**	0.88(19.02)**	0.33(7.79)**

	〔1〕	-0.18 (-1.85)	0.48 (8.94) **	-0.13 (-1.37)	0.50 (9.73) **
	〔2〕		-0.23 (-3.32) **	0.12 (1.93) *	-0.17 (-2.43) *
일반목적용 기계	〔0〕	0.86 (11.55) **	0.19 (3.13) **	1.06 (14.84) **	0.27 (4.66) **
	〔1〕		0.63 (9.72) **	-0.19 (-1.45)	0.72 (11.1) **
	〔2〕		-0.23 (-3.29) **		
특수목적용 기계	〔0〕	0.55 (11.60) **	0.14 (3.93) **	0.70 (15.75) **	0.16 (4.47) **
	〔1〕		0.44 (10.39) **		0.46 (10.70) **
	〔2〕		-0.22 (-3.64) **		
사무회계용 기계	〔0〕	0.86 (11.55) **	0.30 (5.53) **	1.02 (14.77) **	0.33 (5.88) **
	〔1〕	-0.11 (-1.13)	0.62 (9.54) **		0.65 (9.90) **
	〔2〕		-0.39 (-3.77) **		-0.32 (-3.10) **
전기기계 및 장치	〔0〕	0.88 (13.74) **	0.21 (4.04) **	1.03 (17.83) **	0.25 (4.91) **
	〔1〕		0.61 (10.63) **	-0.15 (-1.27)	0.66 (11.70) **
전자관 및 전자부품	〔0〕	0.73 (6.75) **	0.19 (2.58) *	0.92 (8.73) **	0.23 (3.01) **
	〔1〕	-0.16 (-1.03)	0.54 (7.07) **		0.59 (7.49) **
	〔2〕		-0.56 (-5.07) **		-0.45 (-3.78) **
통신장비	〔0〕	0.48 (5.17) **	0.19 (2.87) *	0.50 (4.80) **	0.23 (3.09) **
	〔1〕	0.27 (2.14) *	0.48 (6.27) **	0.34 (2.52) *	0.50 (6.42) **
	〔2〕	0.32 (2.59) *	0.17 (1.58)	0.36 (2.57) *	0.21 ((1.96) **
영상 및 음향기기	〔0〕	0.55 (8.42) **	0.12 (2.21) *	0.63 (9.36) **	0.16 (2.91) **
	〔1〕	0.28 (2.55) **	0.53 (8.57) **	0.36 (3.31) **	0.56 (9.52) **
정밀기기	〔0〕	0.69 (10.39) **	0.20 (3.72) **	0.83 (12.37) **	0.25 (4.55) **
	〔1〕		0.46 (7.55) **	-0.30 (-2.62) **	0.47 (7.65) **
	〔2〕		-0.32 (-3.83) **		-0.27 (-3.07) **
운송장비	〔0〕	0.93 (14.01) **	0.23 (4.75) **	1.02 (20.65) **	0.27 (5.81) **
	〔1〕		0.73 (12.43) **	0.19 (1.4)	0.79 (14.01) **
기타공산품	〔0〕	0.64 (4.46) **		0.83 (5.37) **	
	〔1〕	0.31 (1.33)	0.69 (7.05) **	0.27 (1.29)	0.75 (7.54) **
	〔2〕		-0.59 (-4.03) **		-0.54 (-3.6) **

주: 1) ( )의 값은 t값을 나타내며. t값이 1.0 이상인 경우임.
2) *와 **는 95%와 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.
3) 〔 〕는 시차를 의미함.

각 산업별 단기 환율전가를 추정하여 비교한 결과도 제조업의 결과와 같이 자유변동환율제 이후의 대부분의 산업에서 단기 환율전가가 상승하였다. 23개 산업 중 석유, 화학, 일반목적용 기계, 정밀기기 산업을 제외한 19개 산업이 변동환율제 이

후의 환율전가가 높아져 환율변동의 수입물가 변동의 정도가 커졌음을 알 수 있었다.[25] 산업별로 환율전가정도를 살펴보면 기계관련 산업 및 전자관련 산업의 환율전가가 가장 높게 나타났으며[26], 석유산업은 장기 환율전가와 동일한 음의 상관관계로 추정되었다.

(3)방향 비대칭성 분석

오차수정모형인 (9) 식은 환율상승기나 하락기와 상관없이 동일하게 제약이 되어 있다. 따라서 만약 환율전가가 환율변화에 대해 비대칭적이라면 (9) 식을 통한 환율전가 추정값은 잘못된 것일 수 있다. 또한 〈그림 1〉의 원/달러 환율의 추이를 살펴보면 1998년 상반기이후는 꾸준한 원화절하기로 자유 변동환율제 이후의 환율전가의 상승은 이 시기와 관련된 현상일 수 있다. 따라서 환율전가의 방향비대칭성을 검증하기 위해서는 환율상승기와 하락기에 따라 환율전가형태에 변화가 있는지를 확인해야 할 것이다. 이에 환율전가의 비대칭성여부에 대해 Cover(1992)[27]의 방법을 이용하여 환율변수의 계수를 각각 추정해 보았다.

$DE_t = 1, \ \text{if } \Delta \ln e_t > 0 \quad AP_t = 1, \ \text{if } \Delta \ln e_t < 0$ 로 환율상승기(DE_t)와
$0, \ otherwise \qquad 0, \ otherwise$
환율하락기(AP_t)로 구분한 실증분석방정식은 다음과 같다.

---

25) 명목환율의 단기 환율전가 또한 가죽 및 신발제품과 석유제품을 제외한 21개 산업에서 모두 변동환율제 도입이후 환율전가가 증가한 것으로 추정이 되었다.

26) 수입상품의 환율전가는 핵심부품(최종제품의 핵심기능을 하는 부품)일수록 높을 수밖에 없다. 이를 공급하는 기업이 소수이고 이 부품을 생산하는 데는 상당한 기술이 소요되기 때문이다.

27) 일반적으로 환율의 장기추세를 바탕으로 환율상승기와 하락기로 나누어 더미변수를 사용할 경우 기간구분이 자의적일 가능성이 크다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 Cover(1992)는 전기환율과 당기 환율을 비교해 전기 환율에 비해 당기 환율이 상승하는 경우를 양의충격으로 반대로 하락하는 경우를 음의 충격으로 식별하는 방법을 활용하였다. 즉 환율시계열에 환율이 상승하는 시기와 하락하는 시기를 나타내는 더미변수를 곱하여 각 별도의 변수로 처리하여 설명변수에 포함하였다.
양의 충격$=\max(\Delta e, \ 0)$, 만약 $\Delta e > 0$
음의 충격$=\min(\Delta e, \ 0)$, 만약 $\Delta e < 0$ 단 $\Delta e = e_t - e_{t-1}$

$$\Delta imp_t^j = \gamma_0 + \sum_{j=0}^{i} \gamma_{1D,j} DE_t \Delta \ln eer_{t-j} + \sum_{j=0}^{i} \gamma_{1A,j} AP_t \Delta \ln eer_{t-j} + \sum_{j=1}^{i} \gamma_{2,j} \Delta wp_{t-j} + \sum_{j=1}^{i} \gamma_{3,j} \Delta ppi_{t-j}^j + \sum_{j=1}^{i} \gamma_{4,j} \Delta imp_{t-j}^j + \gamma_5 ECT_{t-1} + e_t \quad (10)$$

환율전가의 방향비대칭성에 대하여 Ohno (1988) 는 장기적인 이윤극대화에 따른 시장중시가격설정전략[28] 때문에 수입국통화의 절상 시 전가도가 크다고 하였으며, 반면 Knetter (1994) 는 수출기업의 생산능력에 제약[29] 이 존재할 때 수입국 통화의 절상 시 전가도가 낮다고 하였다. 실제추정결과, Mann (1986) 은 미달러가 약세시기보다 강세시기에 환율의 수입물가전가도가 높아진다고 하였으며, Pollard and Coughlin (2004) 은 미국 제조업의 산업별 수입물가 전가도의 비대칭성 검정결과 약 50%정도의 산업이 비대칭적인 환율전가를 보이기는 하나 환율절하기와 환율절상기의 일관된 비대칭성을 보이지는 않았다고 하였다. 우리나라의 경우, 최창규 (2000) 는 1985년-1998년의 환율전가 추정으로 환율상승기의 전가가 높다고 하였으나, 김준태・김용환 (2004) 는 외환위기 이전 환율하락기의 전가의 정도가 높아 환율전가의 비대칭성이 존재하였으나 외환위기 이후에는 환율전가의 비대칭성이 존재하지 않는다고 하였다.

전 분석기간을 대상으로 산업별 환율전가의 방향비대칭성[30] 을 분석한 결과 가죽 및 신발, 목재 및 나무 등 14개 산업은 환율상승기 보다 환율하락기의 환율전가가 높았으나 음식료품, 화학 등 9개 산업은 환율상승기의 환율전가가 높아서 환율전가

28) 수출기업이 특정 시장점유율 전략을 기초로 한 가격설정을 한다고 하자. 수입국 통화의 절상기에 수출기업이 시장 점유율을 확대하려고 한다면 이는 절하기 보다 높은 환율전가를 가져오게 된다. 반면 수입국 통화의 절하기에는 수출업자는 기업의 마크업을 줄여 잠재적인 가격상승을 상쇄하려 할 것이다.

29) 생산능력 제약이 존재하면 잠재적 판매량의 제약이 있게 되어 환율절상으로 인한 수입가격의 하락을 지연시킨다는 것이다. 반면 생산능력의 제약은 절하기로 인한 수입가격의 상승에는 영향을 미치지 않는다고 한다.

30) 방향비대칭성의 추정결과는 명목실효환율을 추정한 결과이다. 명목환율을 추정한 결과와 크기와 방향의 큰 차이가 없었기 때문에 명목실효환율의 경우만 본문내용에 수록하였다. 이하 Ⅳ장에서의 환율전가 결정요인에서의 장・단기 환율전가 또한 명목실효환율을 추정한 결과이다.

의 비대칭성이 존재하는 것으로 추정이 되었다. 음식료품, 화학, 유리, 고무 및 플라스틱, 철강1차, 조립금속, 일반기계, 특수목적용기계, 사무용기계 산업이 환율상승기의 환율전가정도가 높은 것으로 나타났는데 이는 국내 수입업체들이 환율상승기에 국내 수입가격에 전가시켜 이윤을 증가시킨 것으로 보인다. 자유 변동환율제 이후만을 대상으로 추정한 결과는 환율상승기와 환율하락기의 환율전가 모두 높아진 것으로 추정이 되었으나 하락기의 환율전가는 더욱 높아졌다. 이는 과도하게 상승하였던 환율이 점차 안정화되는 가운데 국내물가도 안정되면서 환율하락기에 국내시장 점유율 하락을 우려한 국내 수입업체들의 국내수입가격을 크게 인하하지 않을 수 없었던 점이 반영된 것으로 생각이 된다. 하지만 환율상승기와 환율하락기의 일관된 비대칭성이 존재하지는 않았다.

〈표 6〉 산업별 방향 비대칭성 검증결과

	전기간(1980:1～2007:3)		자유변동환율제 이후(1998:2～2007:3)	
음식료품	상승(0)	0.60(2.16)*	상승(0)	0.96(3.10)**
	하락(0)	0.49(1.37)	하락(0)	0.64(1.76)
섬유	상승(0)	0.02(2.89)**	상승(0)	0.02(2.89)**
	하락(0)	-0.04(-5.01)**	하락(0)	0.05(2.26)*
가죽및신발	상승(0)	0.31(1.58)	상승(0)	0.42(1.81)
	하락(0)	0.69(2.55)**	하락(0)	0.63(2.31)*
목재및나무	상승(0)	0.25(1.01)	상승(0)	0.44(1.49)
	하락(0)	1.23(3.48)**	하락(0)	1.16(3.33)**
	하락(1)	-0.88(-2.78)**		
펄프및종이	상승(0)	0.09(.0.31)	상승(0)	0.32(0.98)
	하락(0)	1.00(2.55)**	하락(0)	0.91(2.20)*
	하락(1)	-0.72(-2.20)*		
석유	상승(0)	0.88(1.89)	상승(0)	1.32(2.42)*
	하락(2)	-1.07(-2.06)*	하락(2)	-2.16(-2.63)**
화학	상승(0)	0.49(2.69)**	상승(0)	0.75(3.89)**
	하락(0)	0.98(3.92)**	하락(0)	0.95(4.01)**
	하락(1)	-0.97(-4.38)**	하락(1)	-1.02(-5.04)**
고무및플라스틱	상승(0)	0.36(2.28)*	상승(0)	0.51(2.94)**
	하락(0)	0.53(2.72)**	하락(0)	0.91(4.12)**
	하락(1)	-0.48(-2.18)*	하락(1)	-0.62(-2.37)*
유리	상승(0)	0.60(2.82)**	상승(0)	0.85(3.88)**
	하락(0)	1.03(3.70)**	하락(0)	1.16(4.50)**

	하락〔1〕	-0.72(-2.64)**	하락〔1〕	-1.14(-3.79)**
기타비금속광물	상승〔0〕	0.14(1.00)	상승〔0〕	0.10(0.64)
	하락〔0〕	0.46(2.25)*	하락〔0〕	0.81(3.99)**
철강1차	상승〔0〕	0.36(2.04)*	상승〔0〕	0.77(4.55)**
	하락〔0〕	0.97(4.00)**	하락〔0〕	0.93(3.40)**
	하락〔1〕	-0.63(-3.04)**	하락〔1〕	-0.91(-3.44)**
비철금속1차	상승〔0〕	0.15(1.01)	상승〔0〕	0.10(0.62)
	하락〔0〕	0.52(2.87)**	하락〔0〕	0.86(4.48)**
조립금속	상승〔0〕	0.57(4.83)**	상승〔0〕	0.87(6.22)**
	하락〔0〕	0.66(2.69)**	하락〔0〕	0.70(3.44)**
일반목적용기계	상승〔0〕	0.49(2.66)**	상승〔0〕	0.79(3.74)**
	하락〔0〕	1.00(4.18)**	하락〔0〕	0.89(3.71)**
	하락〔1〕	-0.54(-2.24)*	하락〔1〕	-0.71(-2.52)*
특수목적용기계	상승〔0〕	0.25(2.18)*	상승〔0〕	0.36(2.75)**
	하락〔0〕	0.67(3.07)**	하락〔0〕	0.67(4.41)**
	하락〔1〕	-0.49(-3.10)**	하락〔1〕	-0.49(-2.58)**
사무회계용기계	상승〔0〕	0.59(3.71)**	상승〔0〕	0.85(4.23)**
	하락〔0〕	0.89(3.85)**	하락〔0〕	0.96(4.13)**
	하락〔1〕	-0.61(-2.75)**	하락〔1〕	-0.58(-2.26)*
전기기계및장치	상승〔0〕	0.36(2.31)*	상승〔0〕	0.67(3.75)**
	하락〔0〕	1.14(5.33)**	하락〔0〕	0.99(4.77)**
전자관및전자부품	상승〔0〕	0.40(1.84)	상승〔0〕	0.52(2.16)*
	하락〔0〕	0.67(2.39)*	하락〔0〕	1.02(3.60)**
	하락〔1〕	-0.58(-2.36)*		
통신장비	상승〔0〕	0.39(2.09)*	상승〔0〕	0.52(2.34)*
			상승〔2〕	-0.72(-2.15)*
	하락〔0〕	0.59(2.39)*	하락〔0〕	0.67(2.61)**
			하락〔2〕	0.73(2.24)*
영상및음향기기	상승〔2〕	-0.34(-1.91)	상승〔0〕	0.32(1.76)
	하락〔0〕	0.93(4.54)**	하락〔0〕	0.88(3.93)**
정밀기기	상승〔0〕	0.37(2.58)**	상승〔0〕	0.57(3.41)**
	하락〔0〕	0.95(4.89)**	하락〔0〕	0.98(5.05)**
			하락〔1〕	-0.52(-2.37)*
운송장비	상승〔0〕	0.41(2.29)*	상승〔0〕	0.82(4.21)**
	하락〔0〕	1.02(4.31)**	하락〔0〕	1.05(4.59)**
	하락〔1〕	-1.01(-3.80)**	하락〔1〕	-1.11(-3.86)**
기타공산품	상승〔0〕	0.29(0.98)	상승〔0〕	0.09(0.27)
	하락〔0〕	1.02(2.68)**	하락〔0〕	0.83(2.06)*

주: 1) 〔 〕는 시차이며, ( )는 t값을 의미함

2) **, ***는 95%, 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

Ⅳ. 수입물가의 환율전가 결정요인

산업별 장·단기 수입물가의 환율전가를 추정한 결과 환율전가가 자유 변동환율제 이후 상승하였다는 사실을 파악할 수 있었다. 이러한 사실은 서론에서 언급한 바와 같이 외환위기를 겪은 신흥국가들이 변동환율제를 도입함에도 불구하고 환율의 변동을 피하려고 하는 원인이 될 수 있으며, 한국과 같은 소규모 개방국가에서는 환율변화가 여러 경로를 통해 거시경제의 불안요인으로 영향을 미칠 수 있을 것이다. 이에 환율전가에 영향을 미치는 요인을 분석해 보기로 한다. 이는 미시적[31]·거시경제적 요인으로 접근가능하지만 본 연구에서는 한국경제가 소규모 개방국가이며 인플레이션 타게팅을 도입하였고 최근 환율전가와 거시경제와의 밀접성에 대한 관심이 증가하였으므로 거시경제적 요인을 통해 연구해 보고자 한다. 서론에서 외환위기 이후 한국은 자유 변동환율제 도입으로 인한 환율변동의 증가와 수입개방의 확대라는 두 가지의 거시 경제적 변화요인을 겪었다고 언급하였다. 이에 거시경제요인으로 환율변동성과 수입침투율 및 환율변화의 분해를 통한 기대한 환율과 기대하지 못한 환율변화, 인플레이션율을 대상으로 환율전가와의 관계를 분석해 보기로 한다.

1. 거시경제 요인

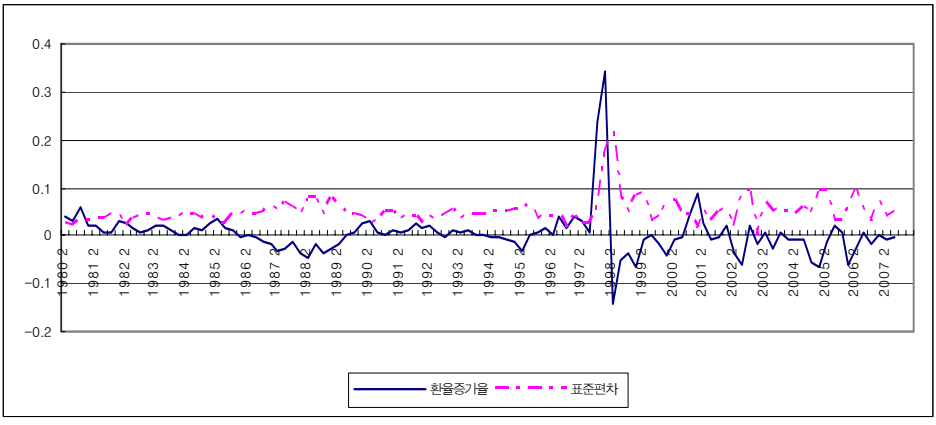
(1) 환율변동성

환율제도 변경으로 인한 환율증가율과 환율변동성의 변화를 확인해 보자. 〈그림 2〉는 1980년 1/4부터 2007년 3/4까지의 원/달러 환율의 전기대비 증가율과 이의 표준편차이다. 자유 변동환율제도 이전 기간은 환율이 안정적이었으나 자유 변동환율제 이후 특히 외환위기 기간에는 환율변동폭이 급속히 확대되고 있는 것을 볼 수 있다. 하지만 차츰 안정적으로 축소되어 안정적으로 보이지만 그 이전 기간에 비해서는 변동성이 커져서 분명한 차이가 있음을 보여주고 있다.

---

31) 차혜경(2007)은 환율전가의 상승요인을 미시적 요인으로 환율전가 분해를 통한 무역구성의 변화로 파악한 결과 환율전가의 상승에 미치는 영향이 크지 않다고 하였다.

〈그림 2〉 원/달러 환율 증가율과 변동성추이



(2) 기대환율(expected exchange rate)추정

환율전가를 보다 정확하게 추정하기 위해서는 기대(expected) 환율을 구하여 외국수출업자와 국내수입업자의 가격결정에 미치는 영향을 추가적으로 분석하는 것이 필요하다. 그래서 기대환율을 추정하여 환율전가에 미치는 영향을 분석해 보았다. 기대환율은 각 경제주체들이 예상하는 미래 환율수준으로 해석된다. 기대하지 못한 환율(unexpected exchange rate)은 실제 환율과 기대환율의 차이이다. 본 논문에서는 환율을 Box-Jenkins의 ARIMA과정을 통하여 적정한 모형을 찾고 이의 추정치를 기대환율 그리고 실제환율과 기대환율의 차이를 기대하지 못했던 환율로 구분하였다. 환율은 ARMA(1, 1) 과정[32]을 따르는 것으로 나타났으므로, 이를 추정하여 실제 환율을 기대환율과 기대하지 못한 환율로 분해하였다[33]. 다음은 기대환율 추정식을 나타낸 것이다.

$$\Delta eer_t = \underset{(0.39)}{0.03} - \underset{(-3.99)}{0.51}\Delta eer_{t-1} + \epsilon_t + \underset{(11.18)}{0.86}\epsilon_{t-1}. \qquad (11)$$

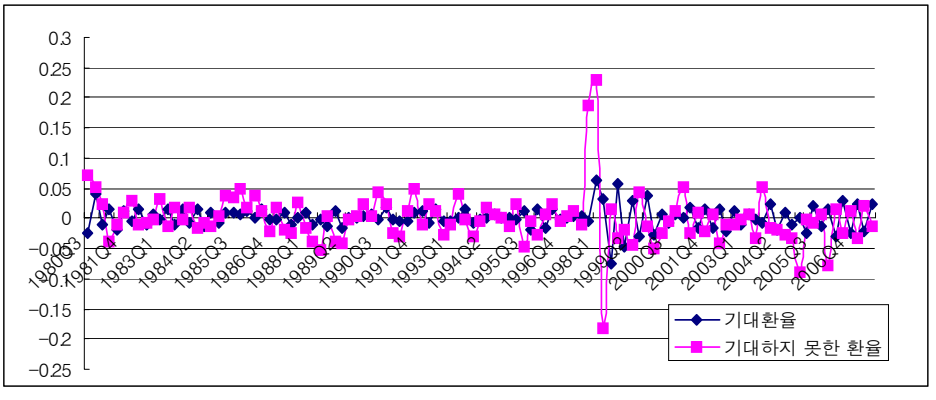
$$adjR^2 = 0.35 \qquad D.W = 2.01$$

32) ARMA(p, q) 모형의 적정시차선택을 위해 자기상관함수(autocorrelation)와 편자기상관함수(partial autocorrelation)를 먼저 살펴본다. 이후 가능성이 있는 추정식들 중 추정치의 유의성이 있고 white noise test결과 잔차항이 white noise라는 귀무가설을 기각시킬 수 없으면서 AIC, SBC가 가장 낮은 모형을 선택한 것이다.

33) 이러한 환율변동의 분해는 French, Schwert and Stambaugh (1987)에서의 주식시장의 기대수익에 대해 기대된 변동성과 기대하지 못한 변동성을 분해하는 과정을 참조한 것이다.

〈그림 3〉은 기대환율 및 기대하지 못한 환율로 분해한 그림이다. 외환위기 이전 기간은 환율이 안정적이었으나 자유 변동환율제 이후 특히 외환위기 기간이었던 1997년 4/4~1998년 2/4는 환율의 변동성이 크게 증가하고 있는 것을 볼 수 있다. 이 기간은 기대환율의 변화도 컸으나 기대하지 못한 환율의 변화가 크게 증가하여 환율변화가 급속히 커진 것을 보여주고 있다.

〈그림 3〉 기대환율과 기대하지 못한 환율의 변화



(3)개방의 증가(수입침투율)

제Ⅲ장 3절의 실증분석결과에서 언급한 최종재의 중간투입재의 수입의존도가 높을수록, 개방의 정도가 확대될수록 환율변화가 물가에 미치는 영향은 커질 것이라는 점을 분석해 보기로 하자. 〈표 7〉을 통해 수입의존도[34] 추이를 살펴보면 전 산업평균이 1995년 10.9%에서 2003년 12.0%로 증가한 사실을 알 수 있다. 산업별 수입의존도를 살펴보면 제조업은 18%에서 20.5%로 증가했으며 그 중 기초소재산업의 수입의존도가 가장 높은 것을 알 수 있다. 하지만 수입의존도는 5년 단위로 계측이 되는 산업연관표를 기준으로 산정되고 산업별 및 시간별 데이터를 구할 수가 없었다. 이에 대리변수로 각 산업별 수입침투율을 산정하여 분석하였다.

34) 수입의존도는 (중간재수입액/총투입액)*100이다. 수입중간투입계수 또는 수입중간투입비중이라고도 한다.

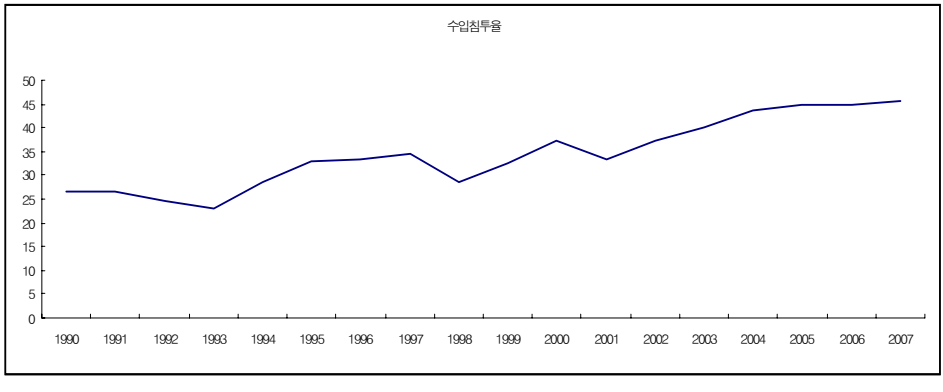
〈표 7〉 산업별 수입의존도 추이

(단위:%)

	1995년	2000년	2003년
제조업	18.0	21.8	20.5
소비재업종	14.7	12.8	12.9
기초소재업종	20.9	26.4	23.6
조립가공업종	17.5	23.1	21.4
전산업	10.9	13.1	12.0

일반적으로 개방의 정도는 수입침투율 즉 경제규모 대비 총수입액이 차지하는 비중(총수입액/실질GDP), 또는 경제규모 대비 무역개방(총수출액+총수입액/실질GDP)으로 한다. 본 논문에서는 산업별 분기별 수입액으로 수입침투율을 산정하여 분석하고자 한다. 한국의 전 산업의 수입침투율은 〈그림 4〉를 통해 1990년 26.3%에서 2007년 45.7%로 꾸준히 증가하고 있는 사실을 파악할 수 있다.

〈그림 4〉 수입침투율



2. 실증모형 및 분석결과

(1) 실증모형 및 이론적 배경

수입물가의 환율전가의 결정요인으로 환율변동성, 수입침투율, 기대환율변화, 인플레이션율등 네 가지 거시적 요인을 분석한 이론적 배경은 다음과 같다. 첫째, 자유 변동환율제 도입으로 인한 환율변동성의 확대는 환율전가의 변화를 설명하는

중요요인이 될 수 있을 것이다. 환율변동성과 환율전가에 관한 논의는 오래전부터 행해져 왔던 것으로 Goldberg and Knetter(1997)는 변동환율제로 이행한 1980년대 미국의 수입물가의 환율전가를 추정한 결과, 고정환율제도를 운영하던 1970년대 환율전가 50%와 큰 차이가 없는 60%대로 많은 논란이 되고 있다고 한다. 하지만 Devereux and Engel(2001)[35], Bacchetta and Wincoop(2001)은 이론적 모형을 통해 명목환율변동성이 낮을수록 환율전가가 낮다는 사실을 증명하였다. 둘째, 기업의 가격결정은 환율변화에 민감히 반응하여 결정할 것으로 예상이 되며 특히 이들은 기대하지 못한 환율변화보다 기대한 환율의 변화를 반영할 것으로 예상할 수 있다. Froot and Klemperer(1989)는 현재 환율보다 미래의 기대된 환율수준에 따라 수출가격에 대한 전가정도가 달라진다고 하였다. 셋째, Maccarthy(2000)는 만약 한 국가의 수입비중이 기업이 직면하고 있는 수입침투의 좋은 대리변수라고 한다면 수입비중이 높을수록 국내물가에 대한 수입물가 변동과 환율전가가 높아야 한다고 주장하였다. 즉 환율전가가 상승하게 되면 이에 따른 직접효과로 수입비중의 증감에 따른 환율변동과 수입물가의 변동이 국내물가 변동을 설명하는데 중요한 역할을 하게 된다는 것이다. Campa and Gonzalez(2002)는 유로연합 국가들의 수입물가의 환율전가의 차이점에 대해 분석을 하였다. 그들은 유럽연합 각국의 환율전가의 차이를 비유럽연합 국가들에 대한 개방의 정도의 차이에서 찾고 있다. 넷째, Taylor(2000)의 낮은 환율전가가 낮은 인플레율을 가져온다는 가설을 검증하기 위해 인플레이션율과 환율전가와의 관계를 분석하였다.

환율전가와 거시경제변수와의 관계를 분석하는 1단계 추정을 위해 분석대상 기간을 세 기간으로 구분하여 각 기간별 23개 산업의 장·단기 수입물가 전가를 추정하였다. 세 기간은 1980년 1/4~1988년 4/4, 1989년1/4~1997년 1/4, 1998년 2/4~2007년 3/4이며, 외환위기 기간인 1997년 2/4~1998년 1/4은 제외하였다. 각 산업별로 구한 장·단기 환율전가 상관계수를 풀링(pooling)하여 패널데이터로 만든 후 2단계 실증분석을 하였다. 이러한 패널데이터를 이용하면 계량방정식에서 분석하기 어려웠던 잠재된 혹은 관측불가능한 교란항을 보다 심도있게 분석할 수 있다는

35) Devereux and Engel(2001)은 통화정책의 변동성이 매우 큰 국가인 경우 수입물가는 외국통화로 미리 결정이 되며 그 결과 수입재화 가격으로의 환율전가는 높게 된다고 한다. 그 반면 통화정책의 변동성이 낮은 국가는 자국통화로 수입재화를 결제하는 경우가 많으며 이들 국가의 환율전가는 낮다고 하였다.

점과 횡단면분석이나 시계열분석에 비해 관측치(observation)의 수가 많아서 자유도의 문제가 줄어들어 추정치의 효율성이 높아진다는 점에서 그 우수성이 있다.

일반적인 Pooled OLS 추정방정식에서는 잔차항인 ϵ_j에 대한 기본가정은 iid가정이다. 그러나 패널자료에서는 관측치들이 같은 자료에 대해서 반복적으로 관찰되기 때문에 이러한 가정이 위배될 가능성이 크다. 따라서 Pooled OLS는 문제가 있을 수 있으므로 오차항이 2개로 구성이 된 다음과 같은 패널 회귀방정식으로 추정해야 할 것이다.

$$y_{jt} = \alpha + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{jt} + u_j + \epsilon_{jt}, \quad j = 1, ..., N, \quad t = 1, ..., T \tag{12}$$

여기서 종속변수인 y_{jt}는 장·단기 환율전가이며, x_{jt}는 외생변수로 ex(환율변동성), ep(기대환율변화), up(기대하지 못한 환율변화), $open$(수입침투율), π(인플레이션율)을 이용하였다. u_j는 관측 불가능한 횡단효과(그룹만의 오차항)이며, ϵ_{jt}는 일반오차항이다. 모든 독립변수들은 환율전가와의 일치성(consistency)을 위해 각 추정기간별 평균값을 이용하였다. 위 모형에서 u_j와 x_{jt}의 상관관계가 없다(uncorrelated)고 가정하면 임의효과모형(random effect model)이 되고 u_j와 x_{jt}의 상관관계가 있다(correlated)고 가정하면 고정효과 모형(fixed effect model)이 된다. 고정효과 모형에서의 교란항은 관측 불가능한 횡단효과(u_j)에 의해서만 영향을 받는 고정된 상수(parameter)로 간주하여야 한다. 즉 고정효과 모형의 경우 횡단면 자료마다 상이한 고정된 모수가 포함된 상수항이 구성되게 되는 것이다.[36] 본 모형에서는 각 거시경제변수들과 u_j가 상관관계가 있을 것으로 판단이 되어 고정효과 모형(fixed effect model)으로 추정을 하였다.[37]

---

36) 임의효과 모형은 교란항이 횡단효과(u_j) 뿐 아닌 관측 불가능한 시계열(λ_j)에 의해서도 같이 영향을 받기 때문에 상수항 뿐 아니라 기울기도 바뀌게 된다. 본 논문에서는 시계열 자료가 3개인 23개 산업의 패널자료를 분석하기 때문에 임의효과 모형 보다 고정효과 모형이 더 적합할 것으로 판단이 되었다.

37) 일반적으로 고정효과 모형과 임의 효과 모형 중 모형의 적합성을 판단하기 위하여 Hausman specification test를 시행한다. 하지만 항상 Hausman specification test에서 적합하다고 판정한 모형이 우수한 것은 아니다. 이에 앞서 직관적으로 더 적합한 모형을 판단하는 것이 우선되어야 하며 그 판단이 가장 중요한 것이다.

(2)실증분석결과

〈표 8〉은 장·단기 환율전가와 거시경제 변수간의 관계를 추정한 결과이다. 단기 환율전가의 추정결과(Ⅰ)는 예상한 바와 같이 환율변동성이 클수록 환율전가가 높아지는 것으로 나타났으며, 이는 Devereux and Engel(2001), Bacchetta and Wincoop(2001)의 명목환율변동성이 낮을수록 환율전가가 낮다는 가설을 지지하는 것이다. 또한 Taylor가설의 검증을 위해 환율전가와 인플레이션의 관계를 추정한 결과는 환율변화와 인플레이션율의 높은 양의 상관관계로 나타나 가설을 지지하는 것으로 판단되었다.[38] 수입침투율의 확대(개방의 확대)는 환율전가를 증가시키는 것으로 나타나 수입비중이 높을수록 국내물가에 대한 수입물가 변동과 환율전가가 높아야 한다는 Maccarthy(2000)와 Campa and Gonzalez(2002)의 주장을 지지하는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과로 소규모 개방국가인 한국은 환율변동이 국내물가에 미치는 영향이 크다는 사실을 파악할 수 있었다. 또한 예상한 바와 같이 기업의 가격결정은 기대한 환율변화에 민감히 반응하는 것으로 나타나 기대환율변화와 환율전가는 양의 상관관계로 추정이 되었다. 이는 기업이 재화가격을 결정할 때 미래환율이 변화할 것이라고 예상을 하면 가격으로 전가를 증가시킨다고 해석할 수 있다. 하지만 기대하지 못했던 환율변화는 음의 상관관계로 추정이 되어 환율전가를 줄이는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 거시경제요인이 장·단기 환율전가에 미치는 영향

	단기 환율전가(Ⅰ)		장기 환율전가(Ⅱ)
α	0.05(0.13)	-0.08(-0.12)	-0.26(-0.15)
ex	10.13(4.09)**		54.69(2.24)*
ep		32.51(3.27)**	
up		-14.34(-4.12)**	
$open$	2.12(1.98)*	3.22(2..15)*	17.47(0.91)
π	17.84(2.81)**	1.64(3.71)**	12.64(2.74)**
adj R^2	0.58	0.58	0.28

주: 1) ( )의 값은 t값을 나타냄
2) *와 **는 95%와 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

38) 대체로 높은 인플레이션하에서 환율이 상승할 가능성이 높기는 하지만 만약 비정상적인 상황의 경우 높은 인플레이션과 환율하락이 만날 수도 있을 것이고 이런 경우에는 인플레이션과 환율전가간의 양의 상관관계는 다소 혼란스러워 질 수 있다.

장기 환율전가와 거시경제요인간의 관계를 분석은 장기 환율전가는 장기균형관계에서 추정이 되는 것이기 때문에 기대 및 기대하지 못한 환율변화에는 영향을 받지 않을 것으로 판단이 되어 이를 제외한 나머지 거시경제변수를 이용하여 실증분석을 하였다. 장기 환율전가의 추정결과(Ⅱ)는 환율변동성이 증가할수록 환율전가를 증가시키는 것으로, 낮은 인플레이션 환경은 낮은 환율전가를 가져오는 것으로 나타나 단기 환율전가의 추정결과를 지지하는 것으로 나타났다. 반면 수입침투율(개방)의 확대는 단기 환율전가의 추정결과와는 달리 유의한 변수가 아닌 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과는 단기 환율전가의 상관계수에 비해 상대적으로 커진 환율변동성과 인플레이션율의 상관계수의 크기에 기인하는 것으로 해석이 된다.

〈표 9〉 Robustness(강건성) 검증

	(Ⅰ)	(Ⅱ)
α	1.50(1.11)	1.12(0.07)
ex	11.92(5.88)**	
ep		9.72(4.56)**
up		-2.65(3.27)**
$open$	2.58(3.51)**	1.05(2.13)*
π	10.33(1.99)*	12.32(5.33)**
adj R^2	0.28	0.22

주: 1) ( )의 값은 t값을 나타냄
2) *와 **는 95%와 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

앞의 실증분석 결과의 robustness(강건성) 검증[39]을 위해 분석대상 기간을 다섯 기간으로 구분하여 각 기간별 23개 산업의 장기 수입물가전가의 추정을 제외한 단기 수입물가 전가를 추정하였다. 분석대상 기간은 1980년 1/4~1986년 1/4, 1986년 2/4~1992년 4/4, 1993년 1/4~1997년 1/4, 1998년 2/4~2002년 4/4, 2003년 1/4~2007년 3/4이다. 실증분석 절차는 거시경제요인이 장·단기 환율전가에 미치는 영향분석과 동일한 방법으로 각 산업별로 구한 단기 환율전가를 풀링(pooling)

39) 시계열 확보를 위한 기간구분으로 더욱 많아진 관측치를 통한 추정결과로 앞의 실증분석결과가 일치하는지를 확인하기 위함이다.

하여 패널데이터로 만든 후 2단계로 고정효과(fixed effect) 패널실증분석을 하였다.[40] 추정결과는 〈표 8〉의 단기 환율전가와 거시경제 변수간의 실증분석결과를 지지하는 것으로 나타났다. 환율변동성이 클수록 환율전가가 커지는 것으로 추정이 되었으며 기대한 환율의 변화에는 가격으로의 전가를 증가시키고 기대치 못한 환율의 변화에는 가격으로의 전가를 줄이는 것으로 나타났다. 또한 환율전가와 인플레이션 환경은 양의 상관관계로 Taylor가설을 지지하는 것으로 나타났으며 수입개방의 확대로 인하여 환율전가를 증가시키는 것으로 나타났다.

〈표 10〉 주요산업의 각 기대환율수준별 환율전가 결정요인

	전자기계 및 장치		화학		석유	
α	0.61 (2.57)**	-5.85 (-3.70)**	1.17 (1.99)*	-13.72 (-7.19)**	-1.13 (-2.65)**	-12.15 (-1.80)
ep_t	19.13 (2.37)*	14.63 (3.97)**	98.82 (0.91)	34.26 (2.59)**	-27.21 (-0.97)	30.22 (1.80)
ep_{t+1}		21.66 (4.36)**		50.76 (4.23)**		44.80 (1.97)*
up_t	28.58 (2.52)**	-10.12 (-2.97)**	47.81 (1.32)	-15.83 (-3.12)**	-16.01 (-1.65)	-13.99 (-1.49)
$open$	2.58 (1.39)	3.11 (2.26)*	68.67 (1.98)*	12.82 (4.36)**	-22.30 (-0.99)	-63.99 (-1.23)
π	8.47 (3.12)**	29.16 (2.16)*	-11.53 (-5.00)**	11.21 (2.39)*	33.96 (5.66)**	45.83 (5.02)**
adj R^2	0.45	0.57	0.42	0.62	0.47	0.51

주: 1) ( )의 값은 t값을 나타냄
2) *와 **는 95%와 99%의 신뢰수준에서의 통계적 유의성을 의미함.

앞의 실증분석은 현재 기대하는 환율변화만을 고려한 것이지만 기업의 현재가격 결정에는 현재 기대환율수준 뿐만 아닌 미래 기대환율수준이 영향을 미칠 것이다. 이에 위 실증분석에서 이용된 패널데이터가 시계열자료를 제공하지 못하므로 한국의 주요 산업인 전자제품, 화학제품, 석유제품[41]에 대한 1단계 실증분석으로 각 산

40) 단기 환율전가 상관계수만을 이용한 강건성(robustness) 검증을 하였다. 그 이유는 장·단기 환율전가 롤링추정결과, 80년대의 장기 환율전가 상관계수의 유의성이 낮았을 뿐만 아니라 장기에는 기대환율의 영향을 분석할 수 없었기 때문이다.

41) 세 가지 산업을 선정한 이유는 제조업에서 수입액의 비중(원유(15.7%), 반도체(12.41%),

업별 롤링추정(rolling estimation)[42]을 통한 시간별 단기 환율전가를 구하였고 1단계 추정결과를 풀링하여 2단계 Pooled OLS 실증분석을 하였다.

〈표 10〉은 주요산업의 기대환율수준의 변화에 따른 환율전가의 결정요인을 추정한 결과를 정리한 표이다. 추정한 결과, 기업의 가격결정에는 미래 기대환율 변화가 가장 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 미래예상환율의 기대가 상승하면 미래 환율수준 또한 상승할 것으로 예상하여 가격으로의 전가를 증가시킨다는 것이다. 전자기계 및 장치산업과 화학산업은 현재 기대환율이 상승하면 가격으로의 전가를 증가시키고 현재 기대하지 못한 환율이 상승하면 가격으로의 전가를 줄이는 것으로 나타났다. 반면 석유산업은 제Ⅲ장에서의 산업별 장·단기 환율전가 추정에서 환율이 상승하면 수입물가를 하락시키는 것으로 나타난 바와 같이 현재 및 과거의 기대환율변화에는 영향을 받지 않은 것으로 나타났다.

패널데이터와 산업별 롤링추정을 통한 2단계 분석 모두 공통적으로 기대환율의 변화가 환율전가에 영향을 미치는 주요요인이 되고 있는 것을 보여 주었으며, 환율전가와 인플레이션의 관계는 양의 관계로 Taylor 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 패널 분석결과와 전자와 화학산업은 개방의 확대는 환율전가를 증가시키는 것으로 나타나 수입비중이 높을수록 국내물가에 대한 수입물가 변동과 환율전가가 높아야 한다는 Maccarthy(2000)와 Campa and Gonzalez(2002)의 주장을 지지하는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과는 소규모 개방국가인 한국의 경우 물가의 안정을 위해서는 환율의 안정이 우선적으로 필요함을 보여주고 있다.

Ⅴ. 요약 및 결론

본 연구는 수입물가의 환율전가 정도를 1단계 분석기법인 장기균형식인 DOLS와 2단계 분석기법인 단기동태식인 ECM으로 추정하여 다음과 같은 결과를 얻었다. 전체 분석대상 기간에 대한 제조업의 장기 환율전가는 0.78, 단기 환율전가는 0.50으로 나타났으나 자유 변동환율제 이후를 대상으로 분석한 경우는 단기 환율전가가

컴퓨터(4.92%), 화학(2.44%))이 가장 높은 주요산업들인 동시에 주요 수출산업(반도체1위, 컴퓨터 3위)들이기 때문이다.

42) 롤링추정(rolling estimation)은 구간반복추정으로 이를 시행하면 상관계수의 추이를 파악할 수 있다. 롤링추정은 분석대상기간을 10년 단위인 40분기로 나누어 추정한 것임.

0.65로 추정되어 환율전가가 높아진 것으로 나타났다. 산업별 단기 환율전가의 추정한 결과 또한 대부분의 산업인 19개 산업에서 환율전가가 높아진 것으로 나타났다. 하지만 이러한 추정결과는 만약 환율전가가 환율변화에 대해 비대칭적이라면 잘못된 것이라 할 수 있다. 특히 1998년 상반기 이후 대부분의 기간이 환율하락추세가 꾸준했던 시기였으므로 이 시기와 관련된 환율전가 상승 현상인지에 대한 분석을 위해 필요한 방향비대칭성 검증을 하였다.

분석대상 전 기간의 산업별 환율전가의 방향비대칭성 검증결과 산업 간의 일관된 비대칭성은 존재하지 않았으며, 자유 변동환율제 이후 환율하락기에 환율전가는 더욱 높아진 것으로 추정 되었다. 이러한 결과는 외환위기로 인하여 과도하게 상승하였던 환율이 점차 안정화되는 가운데 국내물가도 안정되면서 환율하락기에 국내시장 점유율 하락 등을 우려한 국내 수입업체들이 국내수입가격을 인하 한 현상이 반영된 것으로 생각이 된다.

산업별 장·단기 수입물가의 환율전가가 자유 변동환율제 이후 상승하고 있으며, 외환위기 이후 지속된 환율하락추세와는 관계없이 산업별 일관된 방향 비대칭성이 존재하지 않은 것으로 나타나 한국 산업의 수입물가의 환율전가 결정요인을 분석하였다. 이에 외환위기 이후 겪은 두 가지 거시경제변화인 변동환율제 도입으로 인한 환율변동성 증가와 무역개방(수입침투율)의 확대와 기대환율변화와 인플레이션율에 초점을 맞추어 분석을 하였다. 첫째, 변동환율제도입으로 인한 환율변동성의 증가는 환율전가에 영향을 미칠 것으로 예상이 되었다. Devereux and Engel(2001), Bacchetta and Wincoop(2001)은 이론적 모형을 통해 명목환율변동성이 낮을수록 환율전가가 낮다는 사실을 증명하였다. 둘째, 보다 정확한 환율전가에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위해 환율변화를 ARIMA(1, 1)로 기대환율(expected exchange rate)과 기대하지 못한 환율로 분해하여 가격전가에 미치는 영향을 분석하였다. 이러한 환율변화의 구분이유는 기업들은 환율변화에 민감히 반응하여 가격결정을 할 것으로 예상이 되었으며 특히 기대환율의 변화에 대해 기대하지 못한 환율변화보다 크게 반응할 것이라고 예상했기 때문이다. Froot and Klemperer(1989)는 수출가격 전가도가 현재 환율 보다 미래 기대환율수준에 따라 결정된다고 하였다. 셋째, 우리나라와 같이 최종재의 중간투입재의 수입의존도가 높고 개방의 정도가 클수록 환율변화가 물가에 미치는 영향은 클 것으로 예상이 되었다. Maccarthy (2000)는 만약 한 국가의 수입비중이 기업이 직면하고 있는 수입침투의 좋은 대리변수라고

한다면 수입비중이 높을수록 국내물가에 대한 수입물가 변동과 환율전가가 높아야 한다고 주장하였다. Campa and Gonzalez (2002)는 유로연합 국가들의 수입물가의 환율전가의 차이를 비유럽연합 국가들에 대한 개방의 정도의 차이에서 찾고 있다. 넷째, 수입물가의 환율전가에 관한 연구는 최근의 환율변동과 환율변동관련 거시경제적 요인간의 관계가 밀접하다는 방향으로[43] 전개되고 있다. 인플레이션과 환율전가에 관한 연구의 효시인 Taylor (2000)는 거시경제학적 측면인 경쟁압력과 전세계적인 낮은 인플레이션으로 환율전가와의 관계를 규명하였다. 이에 본 논문은 환율전가와 인플레이션율간의 관계를 분석하였다.

분석대상기간을 외환위기 기간을 제외한 세 기간으로 나누어 산업별 수입물가의 장·단기 환율전가를 추정하고 추정한 상관계수를 풀링(pooling)한 후 패널데이터를 이용하여 패널실증분석(fixed effect)을 하였다. 거시경제요인이 환율전가에 미치는 영향을 분석한 결과, 장·단기 환율전가의 추정결과는 예상한 바와 같이 환율변동성이 클수록 환율전가가 높아지는 것으로 나타났으며, 이는 Devereux and Engel (2001), Bacchetta and Wincoop (2001)의 명목환율변동성이 낮을수록 환율전가가 낮다는 가설을 지지하는 것이다. 즉, 기업은 환율의 변동폭이 커져서 이를 감당하기 어려우면 마진을 조정하는 것보다 가격으로의 전가를 증가시킨다는 것이다. 또한 기대환율변화에 가장 크게 반응하는 것으로 나타났는데 이것은 기업이 가격결정시 미래 환율이 상승할 것으로 예상을 하면 가격으로의 전가를 증가시키는 것을 의미한다. 기대하지 못한 환율변화는 음의 상관관계로 추정이 되어 환율이 상승하면 가격으로의 전가를 줄이는 것으로 나타났다. 또한 단기 환율전가와 수입침투율의 확대(개방의 확대)는 양의 상관관계로 환율전가를 증가시키는 것으로 나타나 수입비중이 높을수록 국내물가에 대한 수입물가 변동과 환율전가가 높아야 한다는 Maccarthy (2000)와 Campa and Gonzalez (2002)의 주장을 지지하는 것으로 나타난 반면 장기 환율전가는 유의하지 않는 변수로 판명이 되었다. Taylor가설의 검증으로 환율전가와 인플레이션의 관계를 추정한 결과는 높은 양의 상관관계로 나타나 환율전가가 높을수록 인플레이션이 높은 것으로 나타나 가설을 지지하는 것으로

43) 서론에서 밝힌바와 같이 Engel (2000), Devereux and Engel (2002)과 Devereux and Engel and Stogaard (2004) 등은 낮은 가격전가는 통화정책의 자율성을 높이고 목표인플레이션(inflation targeting)의 달성을 쉽게 하므로 거시 경제적 요인을 통해 환율변동과 수입물가간의 관계가 밀접하다고 주장하고 있다.

나타났다.

기업의 현재 가격결정에는 현재 기대환율수준 뿐만 아닌 미래 기대환율수준의 변화가 영향을 미칠 것으로 예상이 되어 주요 산업인 전자제품, 화학제품, 석유제품 산업의 환율전가 상관계수를 이용하여 2단계 Pooled OLS 실증분석을 하였다. 주요산업별 분석결과 모두 미래 기대환율변화수준이 가장 크게 영향을 미쳐 미래예상환율의 기대가 상승하면 가격으로의 전가를 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 석유산업을 제외한 분석결과는 패널데이터의 분석결과를 지지하는 것으로 나타났다. 이로써 한국산업의 수입물가의 환율전가의 결정요인은 환율변동성과 기대환율변화율, 기대하지 못한 환율변화율, 인플레이션율, 개방의 확대(수입침투율)와 같은 거시 경제적 요인이 주요 요인이 되고 있는 것을 알 수 있었다.

본 연구의 함의는 다음과 같다. 첫째, 기존 환율변화의 수입물가전가에 관한 연구들이 시대별 환율전가의 차이가 있다는 사실만을 실증분석한 것 과는 달리 환율전가의 변화요인을 분석하였다는 의의가 있다. 둘째, 기존 소수의 한국 논문들은 환율전가에 영향을 미치는 요인을 미시적 요인으로 설명하고 있으나 본 연구는 서론에서 자유 변동환율제 도입으로 인한 환율변동성의 증가는 환율전가의 상승 우려와 물가불안의 우려를 가져와 거시경제요인의 변화를 분석할 필요가 있다고 제시한 바와 같이 거시경제적 요인으로 접근하는 차별성이 있다. 셋째, 환율전가의 결정요인 분석에서 환율변화율을 기대환율변화와 기대하지 못한 환율변화로 분해하여 기업의 가격결정요인을 보다 정교히 분석을 하고 있다는 점에서 의의를 갖는다. 넷째, 본 논문의 실증분석결과들은 소규모 개방국가인 한국의 경우 개방성이 커지면서 환율변화의 직·간접적 영향이 더욱 커지고 있으므로 한국은행이 통화정책을 수립할 때 환율정책을 안정시킬 필요가 있는 기초자료를 제공하고 있다는 시사점을 갖는다.[44]

---

44) Eichengreen(2004)은 한국의 환율정책과 통화정책에 대한 평가를 하면서 한국의 인플레이션 타게팅 제도는 성공적으로 보이며 인플레이션 타게팅 하에서의 관리변동환율제를 운영하고 있는 것으로 보인다고 하였다.

■ 참 고 문 헌

1. 강삼모 · 왕윤종, "동아시아 주요국의 수입물가에 대한 환율전가효과,"『국제경제연구』, 제10집 제1호, 한국국제경제학회, 2004, pp. 69-98.
2. 곽태운, "환율변동의 수입물가 전가효과: 우리나라 제조업의 4단위 분류를 중심으로,"『국제통상연구』, 제9집 제3호, 한국국제통상학회, 2004, pp. 1-25.
3. 김기홍 · 곽노성, "환율변동의 수입가격전가에 관한 연구,"『국제경제연구』, 제1권 제1호, 한국국제경제학회, 1995, pp. 165-188.
4. 김준태 · 김용환, "환율변동의 수출입가격 전가행태 분석,"『조사통계 월보』, 한국은행 월간자료, 2004, pp. 23-48.
5. 윤성훈, "우리나라 환율전가율 추정의 문제점과 환율지표 선택에 관한 이론적 설명,"『경제분석』, 제8권 제3호, 한국은행, 2002, pp. 76-105.
6. 차혜경, "수입물가의 환율전가 상승요인분석,"『경제연구』, 제25권 제4호, 한국경제통상학회, 2007, pp. 205-230.
7. 최창규, "환율변동의 수입물가 전가효과,"『경제학연구』, 제48집 제4호, 한국경제학회, 2000, pp. 57-81.
8. Bacchaetta, P. and Wincoop, E., "Does Exchange Rate Stability Increase Trade and Welfare?," *American Economic Review*, Vol. 90, 2001, pp. 1093-1109.
9. Baldwin, R., "Hysteresis in Import Prices: the Beachhead Effect," *American Economic Review,* Vol. 78, 1988, pp. 773-785.
10. Calvo, G. A. and Reinhart, C. M., "Fear of Floating," *Quarterly Journal of Economics*, 2002, pp. 379-408.
11. Campa, J. M. and Goldberg, L. S., "Exchange rate Pass-Through into Import Prices: A Micro or Macro Phenomenon?," *NBER Working Paper*, No. 8934, 2002.
12. _____ and Gonzalez, J. M., "Differences in Exchange Rate Pass-through in the Euro Area," *IESE Working Paper*, No. 479, 2002.
13. Choudhri, E. U. and Hakura, S. H., "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does The Inflationary Environment Matter?," *IMF Working Paper*, No. 194, 2001.
14. Coughlin, C. C. and Pollard, P. S., "Exchange Rate Pass-Through in U. S. Manufacturing: Exchange Rate Index Choice and Asymmetry Issues," *Federal Reserve Bank of ST. LOUIS Working Paper*, August, 2000.
15. Cover, J. P., "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shock," *Quarterly Journal of Economics*, 82, 1992, pp. 1261-1282.
16. Devereux, M. B. and Engel, C., 2002, "Exchange Rate Pass Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, pp. 913-940.
17. _____ and Stogaard, P. E., "Endogenous Exchange Rate Pass-Through When Nominal Prices are in Advance," *Journal of International Economics*, 63, 2004, pp. 263-291.
18. Dwyer, J. and Kent, C. and Pease, A., "Exchange Rate Pass-Through: The Different

Reponses of Importers and Exporters," *Research Discussion Paper*, 9304, Reserve Bank of Australia, May, 1993.

19. Eichengreen, B., "Monetary and Exchange Rate Policy in Korea: Assesments and Policy Issues," *Bank of Korea Working Paper*, 2004, pp. 1-31.
20. Engel, C., "Optimal Exchange rate Policy: The influence of price setting and asset markets," *NBER, Working Paper*, No. 7889, 2000.
21. French, K.R. and Schwert G.W. and Stambaugh, R.F., "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, pp. 3-29.
22. Froot, K.A. and Klemperer, P.D., "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters," *American Economic Review*, Vol. 79, 1989, pp. 637-653.
23. Gagnon, J.E. and Knetter, M.M., "Pricing to Market in International Trade: Evidence from Panel data on Automobile and Total Merchandise," *International Finance Discussion Papers*, 389, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1990.
24. Klitgaard, T., "Exchange Rate and Profit Margins: The Case of Japanese Exports," *Economic Policy Review*, 5, Federal Reserve Bank of New York, April, 1999, pp. 41-54.
25. Knetter, M.M., "International comparisons of price to market behavior," *American Economic Review*, Vol. 83, 1993, pp. 473-486.
26. Krugman, P., "Pricing to Market Behavior When the Exchange Rate Changes," *NBER, Working Paper*, No. 1926, 1986.
27. Mccarthy, J., "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies," *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 111, 2000.
28. Obstfeld, M. and Rogoff, K., "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economics*, 103, 1995, pp. 624-660.
29. Ohno, K., "Export Pricing Behavior of Maufacturing: A U.S-Japan Comparison," *IMF Staff Papers*, 36, 1989, pp. 217-236.
30. Otani, A. and Shiratsuka, S.S., "The Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Japanese Import Prices," *Monetary and Economic Studies*, 2005, pp. 53-81.
31. Phillps, R.W., "The Pass-Through of Exchange Rate Changes to Prices of Imported Manufactures," A.N.U. Center of *Economic Policy Research Discussion Paper*, No. 197, 1988.
32. Piggot, C. and Reinhart, V., "The Strong Dollar and US Inflation," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 10, 1985, pp. 23-29.
33. Pollard, P.S. and Coughlin, C.C., "Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industry Level," *Federal Reserve Bank of ST. LOUIS Working Paper*, April, 2003.
34. Spitäller, E., "Short-run Effect of Exchange Rate Changes on the Terms of Trade and Trade Balance," *IMF Staff Papers*, 27, 1980, pp. 320-348.
35. Stock, J.H. and Waston, M., "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors on Higher order Integrated System," *Econometrica*, 61, No. 4, 1993, pp. 783-820.

36. Taylor J. B., "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, 44, 2000, pp. 1389-1408.

Analysis on the Factor of Exchange Rate Pass-Through into Import Prices at the Industry Level

Hye Kyung Cha*

Abstract

This paper empirically examined the movement of the exchange rate pass-through to the import price of KSIC manufacturing industries in Korea from 1980 to 2007 with 1st stage regressions long-run dynamic OLS and 2nd stage regressions short-run error correction model. This study demonstrated that the exchange rate pass-through to Korea's import prices rise occurred mainly during the period from the late 1990s to the mid 2000s.

This study explored the factor of the determination in the exchange rate pass-through to find the causes of the rise in the exchange rate pass-through. It is tested for the link between macroeconomic variables and pass-through by running second stage panel regressions over the short-run and long-run pass-through elasticities of KSIC manufacturing industries. The second stage regression is given by the exogenous regressors: exchange rate volatility, inflation rate, expected exchange rate, unexpected exchange rate, openness(import penetration ratio), during the sample period. This study has the differentiation from the existing papers in that the exploration of the determination in the exchange rate pass-through to find the causes of the rise in the exchange rate pass-through.

Key Words: exchange rate pass-through, import price, expected exchange rate

* Lecturer, Department of Economics, Korea University