International Commerce and Information Review
Volume 13, Number 4, December, 2011: pp. 229~249
통상정보연구 제13권 4호 (2011년 12월 27일)

논문투고일자 : 2011. 11. 20
심사(수정)일 : 2011. 12. 13
게재확정일자 : 2011. 12. 16

글로벌 금융위기 이후 환율변동과 수출가격

An Analysis on the pass-through on Korean export prices of Exchange rate changes

최창열(Chang-Yeoul Choi)
서경대학교 금융정보공학과 대우교수
주저자(ccy666@skuniv.ac.kr)

함형범(Hyung-Bum Ham)
서경대학교 금융정보공학과 교수
교신저자(hbham@skuniv.ac.kr)

목 차

Ⅰ. 서 론
Ⅱ. 가격전가에 대한 이론적 고찰
Ⅲ. 모형 설정 및 추정 방법
Ⅳ. 실증분석
Ⅴ. 결 론
참고문헌
Abstract

국문초록

본 연구는 글로벌금융위기 이후에 환율변동과 수출가격과의 관련성을 살펴보았다. 이를 위하여 우리나라 수출기업의 가격차별화 가격결정 행태뿐만 아니라 우리나라 수출산업의 특성상 가공무역구조로 인식하고 수출가격 결정모형을 설정하였다. 이러한 수출가격 결정모형에 근거하여 된 2008년 1월 이후 2011년 10월까지의 기간을 대상으로 음식료품, 목재나무제품, 펄프종이제품, 화학제품을 제외한 제조업을 대상으로 환율변동의 수출가격에의 전가율을 추정하였다. 연구결과 원화환율은 수출가격에 불완전하게 전가되는 것으로 추정됨을 확인하였다. 원화환율의 1% 상승(하락)은 우리나라 제조업 수출가격을 장단기적으로 0.44 %와 0.33%상승(하락)시키는 것으로 추정되었다. 또한 우리나라 수출가격은 원화환율 뿐만 아니라 경쟁국의 수출가격, 미국경기동행지수, 단위노동비용 및 원자재 수입가격을 대변하는 생산자물가지수, 경쟁국의 환율에 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 산업별 환율전가의 차이는 시장점유율, 제품차별화, 자본집약도 등과 밀접한 관련이 있는 것으로 분석되었는데 대체로 해외시장 점유율이 높거나 혹은 제품차별화 정도가 크거나 혹은 노동비율이 높은 자본집약산업에서 환율전가도가 높게 나타났다.

주제어 : 글로벌 금융위기, 수출입가격변화, 환율전가, 동태적 분석, 가격전가(pass-through), ADF analysis

Ⅰ. 서 론

2008년 리먼브라더스의 파산(이하 '리먼사태')으로 세계 금융시장의 불안정성이 가속화된 이후 3년 만에 또다시 전세계 금융시장이 요동치면서 국내 금융시장의 불안요인이 가중되고 있다. 2008년 이후 최근까지 국내 금융시장의 주가, 환율 및 금리의 변동성과 금융불안 확대 시기의 변화율을 살펴본 결과, 최근에는 절대적인 변동성 수준은 '리먼사태'에 비해 낮아졌으나, 다른 나라들과의 비교에 있어서는 크게 개선된 것으로 보기 어려웠다.

주가의 변동성 순위는 '리먼사태' 때보다 오히려 크게 높아졌다. 이는 최근 불거진 위기국면의 성격이 '리먼사태'와 같은 경제주체의 부도위험에 있다기보다는 재정제약으로 인한 선진국의 경기둔화 지속 우려에 있으며, 따라서 수출에 대한 의존도가 높은 우리나라에 상대적으로 더 불리한 여건이 될 수 있음을 시사한다.

대외불안 확대 시 원화환율의 절하폭 또한 여전히 높은 수준으로 나타났다. '리먼사태' 직후부터 이루어져 온 외환보유액 확충 및 단기외채 축소 등 외화건전성 제고를 위한 노력이 일부 성과를 내고 있음에도 불구하고, 여전히 단기외채 수준이 높고 자본시장의 개방도나 자유도에 비해 외환시장의 규모가 협소한 구조가 지속되고 있기 때문이다. 한편 글로벌 금융위기 발생 이후 동조화되는 흐름을 나타내 온 주요국 국채금리는 최근 들어 재정위험의 정도에 따른 차별화 양상이 심화되고 있다. 이러한 상황에서 국고채 금리는 하락하는 흐름을 나타냄으로써 우리나라의 국가 신용위험이 크지 않음을 시사하고 있으나, 그간 지속적으로 유입되어 온 외국인 채권투자자금의 이탈이 현실화되는 경우에는 금리가 불안정해질 가능성이 여전히 남아있다.

최근에 불거졌던 금융시장의 위험국면은 아직 종료되지 않았다. 유럽의 구제금융 계획이 결국 실패하고 그리스 국가부도 등이 현실화될 경우, 금융시장에 미칠 파장은 지금까지 나타났던 것보다 훨씬 클 전망이다. 유사시를 대비한 외환보유액 규모가 현재 부족해 보이지는 않는다. 하지만 향후 도래할 수 있는 보다 심각한 위기상황에 대처하고 외환시장의 과도한 불안을 줄여나가기 위해서는 국제공조를 통한 위기대처 수단도 시급히 강구되어야 할 것이다.

외환시장의 불안은 환율의 불안으로 나타난다. 현재 진행되고 있는 글로벌 재정위기도 그 맥에서 시작할 것이다. 국제사회가 동조화되지 않았던 과거에는 환율불안이 전세계에 영향을 미치는데 시차(time-lag)가 존재했으나, 지금은 상황이 다르다. 금융시장의 불안은 실시간으로 시장에 영향을 미치며 각국 경제에 영향을 미치고 있다. 현재 금융시장에서 주요 국제통화의 환율은 각 통화간의 실질적인 구매력을 표시하기보다는 금융 및 외환시장에서의 수요와 공

급에 의해 빈번히 변동하게 되므로, 실질적인 구매력과 환율은 일치하지 않는 경우가 많다.

이는 각국의 수출입에 영향을 미친다. 환율변화와 교역재 가격간의 전가 문제는 국제수지 조정에 있어서 환율 정책의 유효성에 관한 논의 중 핵심에 위치하고 있다. 그러나, 최근의 상황(연구)을 보면 환율변화가 수출입가격에 완전하게 전가(pass-through)될까 하는 의문이 들게 된다. 따라서 본 연구서는 글로벌 금융위기 이후 환율변화가 수출입가격에 전가되는 정도를 살펴보고 시사점을 도출하고자 한다.[1)]

Ⅱ. 가격전가에 대한 이론적 고찰

1. 이론적 배경

환율변화가 수출가격전가효과에 미치는 영향에 대한 연구는 크게 Dornbusch, Baldwin, Krugman을 제시할 수 있다. 1980년대 초반에 발생한 미국달러의 급격한 절상추세와, 80년대 후반에 발생하는 절하추세를 설명하기 위해 '수출가격전가'에 대한 연구가 진행되었다.

Dornusch(1976)[2)]는 환율변화에 따르는 환율의 수출가격전가효과는 대체상품, 국내기업과 외국기업의 상대적 수, 그리고 시장구조에 달려있다고 하여 산업조직론적 입장에서 설명하였다. Baldwin(1988)[3)]은 시장진입비용이 매몰비용으로 간주 될 경우, 환율 충격은 국내시장구조를 변경 시킬 수 있으며 그에 따라서 이력현상을 감소시킨다고 하였다. Krugman(1987)[4)]은 '시장중시가격 전략'을 강조하여 외국기업이 환율절상기에 그들의 수출시장에서 시장점유율을 계속 유지하거나 그들의 수출가격을 인상시키려고 할 때 나타나는 현상이라고 하였다.

환율의 전가효과는 환율과 교역재 가격간의 관계이다. 환율변동이 교역재 가격에 반영되는 정도로서 정의되고 구체적으로 말하자면 환율변화 후 변화 이전에 이루어진 결제가 일순하여 새로운 결제단계로부터 가격변화에 의 수량조정이 본격화 될 때까지의 수출입 상품의 가격조정인 것이다.[5)] 즉, 수출기업이 환율의 변동을 해외에서의 판매가격에 전부 반영시킬 때 전가효과는 100% 발생한 것이고 해외에서의 판매가격이 불변으로 유지될 때 전가효과는 0%

1) 배민근·김건우 (2011), "변동성으로 본 국내 금융시장, 대외충격에 대한 내성 더 높여야", LG경제연구원,
2) R. Dornbusch (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics," Journal of Political Economy, 84, pp.1161～1176.
3) Richard Baldwin (1988), "Hysteresis in Import prices: The Beachhead Effect," American Economic Review, 78, , pp.773-785.
4) Krugman, Paul (1987) ,"Pricing to Market When the Exchange Rate changes", *Real-Finance Linkages among Open Economics*, ed., S.W. Arndt and J.D. Richardson, MIT Press.
5) 이종호 (1993), "환율과 수출가격 : 한국에 있어서의 환율전가에 관한 실증적 연구," 고려대학교박사학위논문.

가 된다.

2. 선행연구

환율 변동성이 수출입에 미치는 영향을 분석하는 연구는 브래트우즈(Bretton-Woods) 협약이 붕괴된 1973년 이후부터 현재까지 활발하게 진행되고 있다. 대부분의 연구가 고정환율제도하의 연구이기에 대부분의 연구가 수출입에 악영향을 미치는 것으로 분석되었다.

Ihrig(2001)[6]는 1995~1999년 226개 미국의 다국적기업을 대상으로 환노출을 추정한 결과 이중 25%가 위기시와 정상시에 있어 환노출에 큰 차이를 보이는 것을 확인했다. 정상적 상황일 경우 달러화가 1% 절상될 때, 기업의 수익은 0.55% 하락하지만, 위기시에는 2.8% 하락하는 것으로 나타났다.

Williamson(2001)[7] 1973년부터 1995년까지 미국과 일본의 자동차기업을 대상으로 실질환율의 변화가 기업에 미치는 영향을 산업내 경쟁관계가 환율과 기업가치간의 관계에 미치는 영향에 대해 실증분석 하였다. 분석결과 환율의 충격에 대하여 유의적인 환노출이 있으며, 다국적기업과 글로벌 경쟁자의 국가간 환노출에 시계열 변화가 있고, 또한 해외매출이 환노출의 주요한 결정요소이며 해외생산을 통한 영업상의 헤징의 효과를 입증하였다.

김희호(2002)[8]는 잔여수요를 시용해서 마크업률의 변화가 수출경쟁기업의 상대적 환율에 조건적일 때 환율의 수출가격 전가효과를 분석하고 있다. 이 연구는 기존 연구에서 주로 분석하고 있는 선진국형 수출산업에 대한 환율의 가격전가효과에 비해 후진국형 수출산업인 섬유, 철강, 전기전자산업의 시장독점성을 이용한 환율의 수출가격 전가효과를 분석했다느 점에서 의미가 있다.

이현석(2003)[9]은 1987년 1월~2001년 12월까지의 기간동안 외환위기 이전과 이후로 구분하여 환노출계수를 추정한 결과, 5% 유의수준에서 260개 기업중 원/달러 환율에 대해서는 전체기간에 13.1%, 외환위기전 3.8%, 외환위기후 5.0% 기업이 유의적인 환노출을 나타낸 것을 밝혔다. 이는 국내기업의 주가수익률은 환율상승에 대해서는 부정적 영향을, 환율하락에 대해서는 긍정적 영향을 받는 것으로 해석된다.

---

6) Ihrig, J. (2001), “Exchange Rate Exposure of Multinationals Focusing on Exchange Rate Issues”, *FRB International Finance Discussion Paper*, No.709.

7) Williamson, R. (2001), “Exchange rate Exposure and competition : evidence from the automotive industry”, *Journal of Financial Economics*, 59, pp.441-475.

8) 김희호(2002), “잔여수요를 이용한 환율의 수출가격 전가효과”, 경제학연구 제50권 제3호, p.307.

9) 이현석(2003), “개별기업의 환노출과 비대칭성에 관한 연구”, 재무관리연구, 제20권 제1호, pp.305-329.

Bartram(2004)[10]은 기존의 환율과 주가의 관계에 대한 연구들이 선형 형태의 환노출 회귀방정식만을 고려하여 비선형 형태의 환노출을 제외함으로써 모든 형태의 환노출을 다루지 않은 문제점을 지적하였다. 즉, 기업들은 선물환, 통화선물, 통화스왑 등 직선적, 대칭적 성격을 가진 헤지수단을 통해 선형 환노출은 대부분 제거할 수 있으나, 비선형적 환노출은 완전히 제거할 수 없다고 지적하였다.

강삼모(2004)[11]는 수입물가에 대한 환율전가효과를 우리나라를 포함하여 동아시아 주요국의 자료를 활용하여 추정하였다. 추정결과 소규모 개방경제의 경우 환율변동의 수입물가에 대한 전가효과가 큰 것으로 나타나고 있다.

유승훈·이은규(2005)[12]는 급변하는 국내외 환경속에서 해외시장에서 경쟁하는 우리나라의 수출기업들의 가격설정행동에 대해 국내제조업을 7개로 나누어, 환율이 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 분석결과 전체 제조업에서의 장기균형 식에서는 유의하지 않았으며, 단기에는 유의한 것으로 나타나 산업별로 전가효과가 차이를 보이는 것으로 나타났다.

변애련·박경인·조진완(2006)[13] 1994년~2002년까지 외환위기 전후 2개 기간으로 나누어 수출비중이 비교적 높은 315개의 제조업을 대상으로 환노출 정도를 측정했다. 그 결과 외환위기 후에는 단지 3%가, 외환위기전에는 13%의 기업이 기업가치에 영향을 받았다.

성명기(2008)[14]는 환율의 수출가격전가도에 대하여 먼저 공간적으로 동일한 모형을 우리라나와 일본 대만을 통해 살펴보았으며, 그 결과 단기동태모형으로 우리나라의 수출가격 전가정도가 경쟁국에 비해 낮았으며, 상대적으로 장기구조를 갖는 것으로 분석되었으며, 외환위기 이후에는 수출가격전가도는 높아진 것으로 나타나 항구적인 현상으로 인식하는 것으로 나타났다.

차혜경(2008)[15]은 환율전가의 상승요인과 환율변화가 국내 인플레이션에 영향을 미치고 있는지를 분석하여 수입물가의 장단기 환율전가는 최근에 점점 증가하는 것으로 나타났으며, rolling estimation 결과 변동환율제 도입이후 물가는 안정적인데 비해 환율전가가 상승하고 것을 밝혀냈다.

---

10) Bartram, S. M. (2004), “Linear and Nonlinear Foreign Exchange Rate Exposure of German Nonfinancial Corporations”, *Journal of International Money and Finance*, 23, pp.673-699.
11) 강삼모(2004), “동아시아 주요국의 수입물가에 대한 환율전가 효과”, 국제경제연구 제10권 제1호, p.69.
12) 유승훈·이은규(2005), “환율변동이 수출상품 가격에 미치는 영향-산업별 전가효과를 중심으로”, 대한경영학회지 제48권, p.229.
13) 변애련·박경인·조진완(1994), “ 외환위기 전후 한국기업의 환노출 비교분석”, 국제경영연구, 제17권 제3호 .pp.1-22.
14) 성명기(2008), “한국·일본·대만 환율변동의 수출가격전가도 분석”, 동북아경제연구 제20권 제1호, p.53.
15) 차혜경(2008), “수입물가의 환율전가 상승요인분석”, 경제연구 제25권 제4호, p.205.

유승훈·홍혜정(2009)[16]은 환율의 변화가 기업가치에 미치는 영향을 분석하기 위해 1999년부터 2005년까지 기간중 우리나라 비금융 기업을 대상으로 하여 환노출을 추정하였다. 분석대상 기간을 2개 기간으로 나누어 기간중 환노출의 추이를 비교하였으며 1999년부터 2001년까지는 500개의 기업이, 2002년부터 2005년까지는 536개의 기업을 분석대상으로 포함하였다. 유의적인 환노출계수의 분석에 있어서 유의적인 결과를 보인 기업은 일부에 불과했다.

이근영(2009)[17]은 유가, 미국주가, 엔/달러 환율 등의 해외변수가 외생적으로 주어졌을 때 환율변화가 수입물가와 국내물가에 동태적으로 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 실증분석결과 원/달러 환율에 대한 플러스 충격은 직접적인 인관관계만을 고려할 때 같은 시기의 수입물가와 국내물가를 더 크게 싱승시키는 것으로 나타났다.

Rossi(2010)[18]는 환노출에 있어 비선형이 발생하는 이유로 기업의 환헤지 활동, 부정확한 자산가격, 가격정책, 정부의 외환시장 개입 등을 제시하고 1999~2009년 중 브라질의 비금융 기업에 대해 선형 및 비선형모형을 통한 환노출분석을 실시함. 분석결과 선형은 196개 기업 중 34개 기업이 유의적이었으며, 1% 환율상승은 0.26%의 기업수익을 하락시키는 것으로 나타나 환율상승이 기업들에게 부정적인 것으로 나타났다.

주세우·이민환·황규선(2010)[19]는 구조적 VAR모형을 이용하여 원/달러 환율변화의 전가효과를 분석하였다. 분석결과 환율변화가 수입물가와 소비자물가에 미치는 전가효과는 매우작았으며, 그 영향은 시간이 지남에 따라 점점 감소하는 것으로 나타났다.

Ⅲ. 모형 설정 및 추정 방법

1. 자료의 설명

본 연구에서 사용하는 변수는 우리나라 수출가격, 경쟁국의 수출가격, 경쟁국의 환율, 우리나라 생산자물가지수, 원화환율, 미국경기동행지수 등이다.

우선 우리나라 외화표시 수출가격과 원자재의 외화표시 수입가격의 대용변수로서 한국은

16) 유승훈·홍혜정(2009), “한국기업의 환노출에 관한 실증분석”, 산업경제연구 제22권 제4호, 한국산업경제학회, p.1659.
17) 이근영(2009), “수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과”, 경영학연구 제57권 제4호, p.39.
18) Rossi, J. L., Junior. (2010), “Nonlinear Foreign Exchange Exposure : Evidence from Brazilian companies”, *Imbec Working Paper*, Imbec Sao Paulo.
19) 주세우·이민환·황규선(2010), “구조적 VAR 모형을 이용한 환율전가 효과 분석:한국의 수입물가와 소비자물가를 중심으로”, 경제학논집 제28권 제2호, p.85.

행 조사통계월보의 원화표시 수출물가지수를 사용하였다. 동 물가지수는 원화표시 수출물가지수로서 1995년을 기준년도로 사용하고 있다.

경쟁국 수출가격의 대용변수는 제3국 시장에서 중국이 상대적으로 다른 나라 제품에 비해 경쟁관계가 크다는 판단하에 중국의 수출물가지수를 사용하였다. 중국의 수출물가지수는 중국통계국 물가통계월보를 사용하였다.

우리나라의 생산자 물가지수는 한국은행 조사통계월보에 게제된 대미달러환율을 사용하고자 한다. 본 연구에서는 대미달러환율을 2008년 금융위기 이후의 환율을 사용하였다. 미국경기동행지수는 세계시장의 수요에 영향을 받을 것으로 대비하여 사용하였다.

추정기간은 2008년 1월부터 2011년 10월까지로 국한하였다. 글로벌 금융위기에 따른 환율의 오버슈팅(Overshooting)이 있었던 점을 감안하여 기간을 구분할 필요는 있지만 본 연구의 목적에 따라 현재의 수준에서 환율변동이 어느정도의 수출가격에 영향을 미치는지 살펴보기 위해 전기간에 걸쳐 분석하였다.

〈표 3-1〉 변수에 대한 설명

변수	대용변수	자료출처	비고
우리나라수출가격	수출물가지수 (1995=100)	한국은행 조사통계월보	원화표시FOB수출가격
경쟁국의수출가격	중국의(원화표시) 수출물가지수(2005=100)	중국통계국 물가통계월보	기준년도 및 산업포괄범위 조정
경쟁국의 환율	중국 위엔화의 대미달러환율	중국통계국 통계월보	중국위엔/달러명목환율,기간중평균
우리나라 생산자 물가지수	생산자물가지수 (2005=100)	한국은행 조사통계월보	생산자판매가격(공장도)
원화환율	원화의 대미달러환율	한국은행 조사통계월보	집중기준환율,시장평균환율,자유변동환율
미국경기 동행지수	미국경기 동행지수	통계청	

주) 자료 : 각국 통계청 통계월보 각월호.

2. 모형설정

국내수요와 해외수요가 주어졌다고 가정하면 가격차별정책을 펴는 우리나라 수출기업의 이윤함수는 일반적으로 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$TR_H = P_H(Q_H)\times Q_H + P_{EX}(Q_{EX})\times X - TC(Q)$$
$$= P_H(Q_H)\times Q_H + S\times P_{EX}^{*}(Q_{EX})\times X - TC(Q) \quad \cdots\cdots (1)$$

단, $Q = Q_H + Q_{EX}$, $\frac{\partial P_H}{\partial Q_H} < 0$, $\frac{\partial P_{EX}^{*}}{\partial Q_{EX}} < 0$, $\frac{\partial TC}{\partial Q} > 0$

TR : 총수입(원화표시), P_H : 국내가격(원화표시), Q_H: 국내판매량, P_{EX}:수출가격(원화표시), Q_{EX} : 해외수출량, S:원화환율, P_{EX}^{*}:수출가격(외화표시), TC : 총비용, Q: 총 생산량

만약 가격차별에 의해 우리나라 수출기업이 이윤을 극대화하기 위해서는 상기식을 미분한 다음 "0"과 같게 놓으면 도출할 수 있다.

$$P_H + \frac{\partial P_H}{\partial Q_H}\times Q_H - \frac{\partial TC}{\partial Q}\times\frac{\partial Q}{\partial Q_H} = 0 \quad \cdots\cdots (2)$$

$$S\times P_{EX}^{*} + S\times\frac{\partial P_{EX}^{*}}{\partial Q_{EX}}\times Q_{EX} - \frac{\partial TC}{\partial Q}\times\frac{\partial Q}{Q_{EX}} = 0 \cdots\cdots (3)$$

식 (2)와 식 (3)은 각각 우리나라 수출기업이 이윤극대화를 하기 위하여 국내시장과 해외시장에서 한계수입과 한계비용을 일치시키는 점에서 생산량과 국내판매가격 및 수출가격을 결정하여야 함을 나타내 주고 있다. 국내시장 및 해외시장에서 수요의 가격탄력성을 각각 다음과 같이 쓰자.

$$\eta_D = -\frac{\partial Q_H}{\partial P_H}\times\frac{P_H}{Q_H}\ , \qquad \eta_D = -\frac{\partial Q_{EX}}{\partial P_{EX}^{*}}\times\frac{P_{EX}^{*}}{Q_{EX}}$$

식 (2)와 (3)으로부터 우리나라 수출기업이 이윤을 극대화하기 위하여 국내판매가격과 수출가격은 다음과 같이 표시된다.

$$P_D = \frac{1}{1-\frac{1}{\eta_D}}\times MC_H \quad \cdots\cdots (4)$$

$$P_{EX}^{*} = \frac{1}{1-\frac{1}{\eta_x}}\times\frac{MC_H}{S} \quad \cdots\cdots (5)$$

단, MC_H : 원화표시 한계비용

식(4)는 우리나라 수출기업이 한계비용과 국내수요의 가격탄력성을 고려하여 국내판매가격을 결정함을 보여주고 있다. 반면 식(5)은 우리나라 수출기업이 수출가격을 결정함에 있어 한계비용과 수출수요의 가격탄력성뿐만 아니라 원화환율도 고려해야함을 보여주고 있다.

한편 우리나라 수출기업의 국내시장과 해외시장에서의 판매가격을 한계비용과 한계비용을 초과하는 이윤(profit margin)으로 구분하여 볼 수 있다. 즉 국내판매가격과 수출가격은 각각 식 (4)과 식 (5)을 변형하여 다음과 같이 한계비용과 profit margin의 합으로 표시할 수 있다.

$$DP = 1 + U(\eta_D) \times MC \quad \cdots\cdots (6)$$

단, $U(\eta_D) = \frac{1}{\eta_D - 1}$

$$S \times P_{EX}^{*} = 1 + V(\eta_x) \times MC_H \quad \cdots\cdots (7)$$

단, $V(\eta_x) = \frac{1}{\eta_x - 1}$

식 (6)과 식 (7)에서 알 수 있듯이 우리나라 수출기업의 국내시장과 해외시장에서의 profit margin - $U(\eta_D)$과 $V(\eta_x)$은 각 시장에서 수요의 가격탄력성에 영향을 받는다.

즉 다른 조건이 동일한 한 수요의 가격탄력성이 커(작아)지면 우리나라 수출기업의 profit margin은 낮(높)아 짐을 알 수 있다.

Dornbusch는 Dixit-Stigliz모형[20]을 이용하여 환율변동이 수입경쟁재의 가격에 불완전하게 전가됨을 보여 주었다. 여기서 Dornbusch는 소비자는 z재와 x재를 소비하면서 효용을 극대화한다는 가정하에 이론을 전개하였다.

$$V = U(z, x); x = (\sum x_i^d)^{1/a} \quad \cdots\cdots (8)$$

단, $0 < a < 1$

식(8)에 자연대수를 취한 다음 전미분을 하면 다음 같이 변화율의 형태로 표시할 수 있다.

---

20) 미국기업과 외국 수출기업은 차별화 된 재화(differentiated products)를 생산 하지만, 각기업은 가격순응자로서 행동하며 한계비용은 생산량과 관계없이 고정되어 있다고 가정함. Avinsh, Dixit, and Joseph. Stigiltz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, June 1977, 67, pp.297-308.

$$\hat{P}^{*}_{EX} = \hat{V}(\eta x) + \hat{MC}_H - \hat{S} \quad \cdots\cdots (9)$$

단, $\hat{S} = \frac{\partial S}{S}$, $\hat{XP}^{*} = \frac{\partial P^{*}_{EX}}{P^{*}_{EX}}$, $\hat{V}(\eta_x) = \frac{\partial V(\eta_x)}{V(\eta_x)}$, $\hat{MC}_H = \frac{\partial MC}{MC}$

식 (9)에 의하면 외화표시 수출가격의 변화율은 해외시장에서 profit margin의 변화율과 한계비용의 변화율의 합에서 원화환율의 변화율을 뺀 것으로 표시됨을 알 수 있다. 환언하면 환율변화의 수출가격에의 전가율은 원화환율의 변화율에서 profit margin의 변화율과 한계비용의 변화율을 뺀 것으로 표시된다.

3. 분석방법

전통적인 경제분석에서는 안정적인(stationary) 시계열 자료를 가정하고 있다. 즉 자료의 평균이 시간에 관계없이 일정하고 분산은 유한한 값을 가지고 있다. 우리가 현실적으로 이용하는 시계열 경제변수들은 대부분 불안정적 시계열 (non-stationary time series)로서 단위근(unit root)을 갖고 있다.

만약 이러한 불안정적 시계열을 안정적 시계열에만 적용되는 전통적 회귀분석을 적용하게 되면 경제변수간 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 상관관계가 있는 것처럼 보이는 가성적 회귀현상(spurious regression)이 나타나게 되어 실증분석결과에 대한 신빙성이 떨어지게 된다. 특히 불안정적 시계열에 의한 회귀분석에서 수정결정계수가 큰 반면 D.W.통계량이 작게 나타나는 경우 가성회귀의 가능성이 높은 것으로 지적되고 있다.[21]

이와 같이 개별 시계열이 단위근을 갖더라도 이들 변수간 공적분이 존재 한다면 회귀분석상의 일치성은 손상되지 않는다. 즉 개별 시계열이 누적적이어서 단위근을 갖지만 이들 시계열간에 안정적 시계열을 생성하는 선형결합(linear combination)이 존재하면 이들 시계열은 공적분 관계에 있다고 정의되며 이들 시계열간 회귀분석은 의미를 갖게 된다. 즉 Stock(1984)[22]은 super consistency theorem을 통하여 모형설정에 있어서 어떠한 편의(bias)가 생겨도 변수들간에 공적분 관계가 있게 되면 점진적으로 그 편의는 무시할 수 있으며 단순한 최소자승법(ordinary least square)에 의하여 추정할 것이다.

---

21) 수정결정계수가 높다고 하더라도 이는 진정한 경제적 관계를 반영하는 것이 아니라 단순히 각 변수의 추세치가 상관계에 있음을 시사할 수 있으며 너무 낮은 D.W.통계량은 잔차가 불안정적임을 나타낼 수 있다.

22) Stock, J. H. and M. W. Watson [1988], "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83.

공적분이 존재한다는 것은 시계열간 선형 결합 후 남는 오차항이 안정적으로 되어 그 균형치도 0의 값을 갖게 되므로 누적적 시계열간에 안정적 상관관계가 있다는 사실을 강하게 지지하게 된다.

따라서 공적분의 존재는 일련의 경제변수들이 상호 괴리되는 것처럼 보이더라도 장기적으로 일정한 관계를 유지한다는 가정과 부합되게 된다. 시계열이 단위근을 가져 불안정적이라 할 지라도 이들 시계열간 공적분이 존재한다면 일치성을 갖는 회귀계수의 추정량을 구할 수 있는 방법이 계량 이론으로서 제시되었다.

이러한 이론으로서는 Stock and Watson(1986)[23]에 의하여 제시된 바와 같이 공적분 제약을 가하지 않고 다변량 자기회귀모형(UVAR)으로 추정하는 방법과 Engle and Granger〔1987〕[24] 44)에 의하여 제시된 바와 같이 공적분 제약을 가하여 오차수정모형(error correction model)으로 추정하는 방법이 있다.

오차수정모형은 Engle and Granger〔1987〕에 따르면 2단계에 의하여 추정된다. 즉 오차수정모형은 1단계로 공적분 벡타를 찾기 위하여 최소자승법을 이용하여 모형을 추정하고 2단계에서는 1단계 추정에서 얻은 전기의 오차수정항과 차분 된 변수를 포함시켜 최소자승법으로 추정하는 단계를 밟게 된다. 다음 2단계에서 이들 변수간에 동태적 관계(dynamic relationship)를 찾게 된다. 결국 오차수정모형은 변수들간 단기 동태적 관계를 명시적으로 고려하면서 장기균형으로의 점진적인 조정 과정을 허용하는 모형을 구축한다는 장점을 지니고 있다.

본 연구에서는 시계열의 문제점을 해결하기 위해 오차수정모형을 이용하여 환율변화와 수출가격 전이에 대해 연구하도록 한다. 따라서, 1차로 단위근검정(unit root test)을 통해 시계열 변수들이 안정적인가를 파악하고, 나아가 이들 불안정적 시계열변수간 공적분 관계가 있는가를 파악하기 위해 공적분 검정(cointergration test) 를 하였으며, 오차수정모형에 의해 개별변수간의 공적분 관계를 이용하여 회귀분석을 수행하였다.

4. 추정식 설정

본 연구에서 사용할 오추수정모형에 의한 추정식은 식 (9)를 바탕으로 다음과 같이 설정한다.

---

23) Stock, J. H. and M. W. Watson (1988), "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, ol. 83.

24) Engle, Robert, F. and Granger, C.W.J. (1987), "Cointergration and Error Correction:Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2.

<장기균형식>

$$ln P_{jt}^{K} = \beta_o + \beta_1 ln P_{jt-i}^{F} + \beta_2 ln CI_{t-i}^{A} + \beta_2 ln PP_{jt-i}^{K} + \beta_4 ln EX_{t-i}^{K} - \beta_1 ln EX_{t-i}^{F} \quad .... (10)$$

<단기동태식>

$$dln P_{jt}^{K} = \alpha_o + \alpha_1 dln P_{jt-1}^{F} + \alpha_2 dln CI_{i-1}^{A} + \alpha_2 dln PP_{jt-1}^{K} + \alpha_4 ln EX_{t-1}^{K} \quad ..... (11)$$
$$+ \alpha_5 dln EX_{t-i}^{F} + \alpha_6 dln PF_{jt-1} - \alpha_7 dln Er_{jt-1}$$

단, P^K:수출물가지수(한국의 원화표시), P^F: 수출물가지수(경쟁국 통하표시),
EX^K: 원화대미달러 환율, EX^F:경쟁국의 대미달러환율,
CI^A:미국의 경기동행지수, PP^K:국내물가지수
Er : 잔창항 j:산업, t:분기, i:i번째시차, d:1차차분

식(10)은 시계열변수가 장기적 균형관계를 나타내고, 식(11)은 단기동태적 성격과 잔차항이 설명변수로 추가되어 장기균형의 조정과정을 설명하고 있다. 상기 식에서는 α_i와 β_i는 양의 값을 갖는다. 본 연구에서는 글로벌 금융위기 이후 환율의 수출가격 전가효과에 대해 장단기 효과를 파악하기 위하여 Engle and Granger 방법을 사용하였다.

Ⅳ. 실증분석

1. 데이터의 설정

글로벌 금융위기 이후 환율변동이 수출가격의 관계(전가율)를 알아보기 위해 다음과 같은 자료를 사용하였다. 문제는 제3장에서 제시된 계량모형의 변수를 직접구하기 어렵기 때문에 다음과 같은 대용변수를 사용하였다.

우선 우리나라의 외화표시 수출가격과 원자재의 외화표시 수입가격의 대용변수로서는 한국은행 조사통계월보에 게제 된 원화표시 수출물가지수를 추출하여 사용하였다. 동 수출물가지수는 원화표시 수출물가지수로서 2005년도를 기준 년도로 하여 작성・발표된 것을 사용하였다.

경쟁국 수출가격의 대용변수로서는 제3국 시장에서 중국제품이 상대적으로 다른 나라 제품에 비하여 우리나라 제품과 경쟁관계가 크다는 판단 하에 중국의 수출물가지수를 사용하였다. 중국의 수출물가지수는 중국 통계청의 물가통계월보에 게제 된 수출물가지수를 사용하였다. 수출물가지수는 기준년도의 변경으로 시계열의 단절이 발생하는 경우 중복되는 기간을 이용하여 2005년도를 기준연도로 환산하여 이를 사용하였다. 한편 중국의 산업별 수출물가지수는 우리나라와 산업별 포괄범위가 상이한 경우 이를 우리나라의 산업별 포괄범위에 맞추어 조정되었다.

우리나라의 생산자 물가지수는 한국은행 조사통계월보에 나타난 바와 같이 기본분류지수를 사용하여 원자재 수입물가지수와 단위당 노동비용을 대용하였다. 원화환율은 한국은행 조사통계월보에 게제된 대미달러환율을 사용하였다. 본 연구에서는 대미달러환율은 2008년 1월~2011년 10월까지의 자유변동환율제도로 결정된 대미달러환율을 사용하였다. 또한 세계시장 수요에 영향을 받을 것임을 대변하기 위해 미국 경기동행지수를 2008년 1월부터 2011년 10월까지 자료를 사용하였다. 추정기간은 2008년 1월부터 2011년 10월까지 국한하였으며 글로벌 금융위기 이후 전가율을 살펴보았다.

2. 분석결과

본 연구는 Granger의 추정법에 의하여 오차수정모형을 추정하되 환율변동이 수출가격에 미치는 단기동태적 성격과 장기적 속성이 동시에 반영될 수 있도록 식(9), 식(10)에 근거하여 추정한 결과 다음과 같다.

〈표 4-1〉 단기 동태 분석(2008.1~2011.10)

구분	추정계수						통계량		
	중국 수출가격	생산자물 가지수	경기 동행지수	원화 환율	중국 환율	오차항	R2	R2	D.W.
제조업	0.1397 (0.6808)	0.6562 (2.2129)	0.1789 (0.3848)	0.7311 (0.6029)	-0.0194 (-0.3109)	-0.099 (-1.4593)	0.6959	0.4367	2.2733
비금속 광물	0.1171 (0.9047)	0.2527 (2.3119)	-0.2069 (-0.5965)	0.1802 (1.4927)	-0.0386 (-1.0516)	-0.2153 (-1.7665)	0.7174	0.5432	1.3463
제1차 금속	0.0158 (0.1503)	0.3946 (2.9465)	0.9559 (3.0143)	1.5939 (2.9684)	-0.0151 (-0.2478)	-0.2115 (-1.6341)	2.0237	0.1691	1.930
일반 기계	0.0937 (0.6082)	0.3098 (2.5560)	0.5477 (1.3350)	0.0461 (0.3527)	0.0105 -0.0514	-0.0427 (-0.3048)	0.4612	0.4064	1.8773
전기 기계	0.5300 (1.5691)	0.5027 (2.4354)	0.1801 (0.5808)	0.1023 (0.8567)	-0.0563 (-0.5102)	-0.029 (-0.2090)	0.6522	1.636	2.0925

영상 음향통신	0.4042 (2.4503)	0.5389 (3.3847)	0.9333 (2.7975)	0.1324 (0.9868)	-0.2573 (-2.1854)	-0.5289 (-4.3213)	0.5442	0.4755	0.2045
의료 정밀	0.0594 (0.4759)	0.1896 (1.6516)	-0.3647 (-2.4399)	0.3392 (3.7318)	-0.1782 (-2.5419)	-0.3543 (-2.7257)	0.3534	0.2876	2.2482
수송 기계	0.4087 (1.8300)	0.5825 (2.5811)	0.4181 (0.7214)	0.5492 (2.4791)	0.2045 -1.5419	-0.4553 (-3.6903)	0.2458	0.2194	1.9978
조립 금속	0.0821 (0.8288)	0.1771 (1.3474)	0.5455 (1.8332)	0.3547 (3.4392)	-0.0668 (-1.3509)	-0.1265 (-0.9830)	0.1556	0.0697	0.5437

주) ( )는 t 통계량을 표시함.

추정계수의 부호가 모두 양으로 남에 따라 수출가격결정모형에서 예상한 것과 일치하며, 추정계수의 t값이 높아 이들 변수들이 한국의 수출가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만 중국의 환율이 음의 값을 가지고, t-값도 낮게 나타나 단기에서는 중국의 환율이 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 결정계수(R2)의 값은 비교적 높게 나타난 것으로 보인다. 단, 단기균형식에서 장기균형식에서보다 값이 낮게 나타나고 있는데 이것은 차분에 의한 결과로 분석된다.

〈표 4-2〉 장기 균형 분석(2008.1~2011.10)

구분	추정계수					통계량		
	중국 수출가격	생산자물가 지수	경기 동행지수	원화 환율	중국 환율	R2	R2	D.W.
제조업	0.0520 (0.7721)	0.6094 (6.0021)	0.0470 (0.3320)	0.4376 (9.3580)	-0.7643 (-11.1073)	0.9847	0.9834	0.4669
비금속광물	0.3097 (3.5161)	0.9753 (10.5159)	0.7605 (5.4762)	0.4785 (7.4516)	-0.1559 (-2.6428)	0.9664	0.9637	0.4885
제1차금속	0.5031 (5.5023)	0.0934 (1.0109)	0.0604 (0.4006)	0.3366(6.7966)	0.4741 (1.3536)	0.788	0.7709	0.3675
일반기계	0.0287 (0.1418)	0.7149 (4.8412)	0.1380 (0.6660)	0.0748 (0.6841)	-0.2491 (-2.1885)	0.5786	0.5446	0.4742
전기기계	0.9420 (5.3043)	1.3552 (13.1841)	0.1983 (2.4397)	0.1392 (1.9348)	-0.1159 (-2.3604)	0.9857	0.9845	0.6266
영상음향 통신	0.3661 (3.1449)	0.3419 (5.2524)	0.5228 (5.1433)	0.4094 (1.5427)	-0.1795 (-3.7881)	0.9812	0.9797	0.6431
의료정밀	0.6811 (5.9692)	0.8547 (11.4783)	0.5034 (2.0917)	0.2138 (1.5267)	0.1452 (1.2828)	0.9659	0.9632	0.6421
수송기계	0.6507 (7.5643)	0.5274 (6.2294)	0.1290 (0.8224)	0.1928 (1.9584)	-0.5292 (-5.9091)	0.8411	0.8283	0.6295
조립금속	0.0850 (0.4158)	0.8788 (6.3992)	0.5171 (3.0924)	0.5143 (0.6495)	0.0498 (0.5362)	0.9401	0.9353	0.3042

주) ( )는 t 통계량을 표시함.

산업별 수출가격의 장기균형식과 단기동태식의 오차수정모형에 의한 추정결과도 통계적인

측면에서 양호한 것으로 나타나고 있다. 우선 추정계수의 부호가 수출가격 결정모형에서 제시하는 바와 일치할 뿐만 아니라 t통계량도 대체로 양호한 것으로 나타났다. 또한 결정계수 (R^2)도 산업에 따라 다소의 차가 있지만 이미 지적한 바와 같이 장기균형식의 결정계수가 단기동태식의 결정계수보다 높게 나타나고 있다. 〈표 Ⅳ-12〉와 〈표 Ⅳ-2〉을 정리하여 환율변화의 전가계수를 산출하면 다음과 같다.

〈표 4-3〉 환율전가의 추정결과

구분	기간 (2008.1~2011.10)		구분	기간 (2008.1~2011.10)	
	장기전가율	단기전가율		장기전가율	단기전가율
제조업	0.4475 (3.7572)	0.6817 (9.0513)	전기기계	0.5916 (7.3666)	0.7145 (9.6463)
비금속광물	0.1105 (1.0416)	0.9310 (6.6776)	영상음향통신	0.4623 (6.8635)	0.6972 (11.4671)
제1차금속	0.0975 (0.8729)	0.7014 (5.9466)	의료정밀	0.4325 (6.6626)	0.7311 (12.6029)
일반기계	0.3758 (4.9469)	0.6909 (11.2273)	수송기계	0.5009 (2.9385)	0.7495 (7.7001)
조립금속	0.5734 (12.4854)	0.6892 (11.9370)			

주)( )는 t통계량을 나타냄.

전업종에서 단기전가율이 장기전가율보다 높게 나타났다. 이는 환율변동이 수출가격에 단기에 있어 더 크게 영향을 미치는 것으로 분석할 수 있다. 특히 비금속광물의 경우 환유리 1% 변화에 0.93%가 변화되어 직접적인 변화를 보이는 것으로 나타났다. 반면 가장 낮은 비율을 보인 제조업도 0.68% 변화되어 전반적으로 국내 수출산업의 대부분의 환율변동에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다.

3. 단위근 검정

단위근 검정은 2008년 1월 1일부터 2011년 10월 31일까지의 일별 데이터를 사용하였다. ADF 검정[25]을 사용하여 시계열 자료의 불안정성을 추정하였다. 각 검정에서 시차 개수는 Akaike 기준을 적용하였다. 분석결과는 <표 Ⅳ-4>과 같다.

25) Dickey, D. and W. Fuller [1979] , "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*. 74, pp. 427~31.

〈표 4-4〉 단위근 검정

구분	한국 수출물가		중국 수출물가		생산자물가		원화환율		미국경지수	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분
제조업	-3.82	-4.03	-2.42	-3.81	-3.23	-2.75	-2.17	-2.48	-2.11	-2.43
비금속광물	-2.25	-4.37	-3.69	-4.64	-3.7	-3.06				
제1차금속	-3.4	-5.01	-2.54	-4.78	-2.25	-2.96				
일반기계	-2.35	-2.61	-2.43	-3.7	-2.57	-3.53				
전기기계	-3.33	-4.86	-3.03	-4.43	-2.35	-3.94				
영상음향통신	-3.67	-6.33	-2.54	-4.78	-2.77	-2.96				
의료정밀	-3.83	-4.99	-2.25	-3.8	-2.13	-5.52				
수송기계	-3.16	-4.39	-2.56	-3.63	-2.41	-3.02				
조립금속	-2.63	-5.17	-2.65	-4.02	-2.38	-3.3				

ADF검정 결과 단위근을 갖고 있는 지에 대해 명확하게 결론을 내리기 어렵지만 전반적으로 5%, 10%에서 기간하지 못했기 때문에 수준변수와, 일차차분에 대해 단위근이 존재하는 것으로 파악된다. 따라서, 회귀분석을 하기 위해서는 일차차분 된 형태를 사용하여 회귀분석을 하는 것이 보다 정확한 값을 가질 수 있음을 의미한다.

4. 공적분 검정

단위근 검정을 통하여 적분차수가 1을 갖는 불안정적 시계열로 밝혀진 만큼 이들 시계열 간의 선형결합이 안정적인가 - 즉 공적분이 존재하는가를 파악하기 위하여 본 연구에서는 Johansen 검정방법을 사용하여 공적분 검정을 하였다. 만약 각 변수간 공적분 관계가 존재한다는 것이 확인되면 단기적 측면과 장기적 측면을 모두 고려하는 오차수정모형에서 사용하고자 하는 시계열변수간에 공적분이 존재하는 것으로 이해할 수 있다.

본 연구에서는 중국의 수출가격을 설명변수로 사용하여 공적분 검정을 실시한 결과 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 불안정한 시계열을 선형 결합한 후 남는 잔차항이 단위근을 갖는다는 귀무가설을 5%, 10% 유의수준에서 기각하고 있다.

〈표 4-5〉 공적분 검사 결과

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.030302	107.8730	42.91525	49.36275	0.0000
At most 1	0.002964	14.73117	25.87211	31.15385	0.5969
At most 2	0.001897	5.746948	12.51798	16.55386	0.4931

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05(0.01) level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05(0.01) level
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

<표 Ⅳ-6>에서 우도비통계량은 λ trace(r)로 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r개보다 작거나 같다. 따라서 $H_0 : r = 0$인 경우 $\lambda trace(0) = 107.87$로 1%, 5% 유의수준에서 기각되었음을 알 수 있다. 반면, $H_0 : r \leq 1$ 인 경우 $\lambda trace(1) = 14.73$ 으로 1% 유의 수준 및 5% 유의수준에서 기각할 수 없다. 따라서 1% 유의수준에서 공적분 관계가 있는 것으로 결론지을 수 있다. 즉, 세 변수들은 장기적으로 서로간에 비례적으로 그들을 유지할 균형조건이 없음을 의미한다.

Ⅴ. 결 론

본 연구는 글로벌 금융위기 이후 원화환율이 우리나라 수출가격에 끼친 영향을 분석하는데 목적이 있다. 이를 위하여 우리나라 수출기업의 가격차별화 가격결정 행태뿐만 아니라 우리나라 수출산업의 특성상 가공무역구조로 인식하고 수출가격 결정모형을 설정하였다. 이러한 수출가격 결정모형에 근거하여 된 2008년 1월 이후 2011년 10월까지의 기간을 대상으로 음식료품, 목재나무제품, 펄프종이제품, 화학제품을 제외한 제조업을 대상으로 환율변동의 수출가격에의 전가율을 추정하였다.

특히 본 연구에서는 원화환율의 수출가격에의 전가율을 최근 시계열분석에서 널리 쓰이고 있는 오차수정모형에 의하여 추정하였다. 일반적으로 시계열 수준변수는 단위근을 가지는 불안정적 변수이기 때문에 전통적 계량기법의 사용은 가성적 회귀결과를 초래할 가능성이 크다. 따라서 본 연구는 공적분 검정을 통하여 이들 시계열간 안정적 시계열을 생성하는 선형

결합이 존재하는가를 파악한 다음 수준변수간 회귀분석에서 얻어지는 잔차항을 일차차분 변수간의 회귀분석의 설명변수로 추가하여 수출가격 결정모형에 대한 회귀분석을 행하였다. 이러한 오차수정모형에 의한 회귀분석은 단기동태적 관계를 명시적으로 고려하면서도 변수간의 장기균형으로의 점진적 과정을 반영하는 장점을 지니고 있다.

연구결과 원화환율은 수출가격에 불완전하게 전가되는 것으로 추정됨을 확인하였다. 즉 본 연구의 회귀분석결과에 따르면 원화환율의 1% 상승(하락)은 우리나라 제조업 수출가격을 장단기적으 로 0.44 %와 0.33%상승(하락)시키는 것으로 추정되었다. 또한 우리나라 수출가격은 원화환율 뿐만 아니라 경쟁국의 수출가격, 미국경기동행지수, 단위노동비용 및 원자재 수입가격을 대변하는 생산자물가지수, 경쟁국의 환율에 크게 영향을 받는 것으로 나타났다.

산업별 환율전가의 차이는 시장점유율, 제품차별화, 자본집약도 등과 밀접한 관련이 있는 것으로 분석되었는데 대체로 해외시장 점유율이 높거나 혹은 제품차별화 정도가 크거나 혹은 노동장비율이 높은 자본집약산업에서 환율전가도가 높게 나타났다. 환율전가도가 낮은 산업은 대체로 시장점유율과 제품차별화 정도가 낮고 노동집약적이라는 특징을 발견할 수 있는데 이들 산업의 경우 중저가 범용제품 위주의 수출구조를 가지고 있어 해외시장에서 훨씬 더 경쟁적인 여건에 직면하고 있기 때문에 가격조정이 용이치 않은 것으로 판단된다. 본 연구의 원화환율의 수출가격에 미치는 영향에 대한 분석결과는 우리나라 외환 및 산업정책 등의 수립에 중요한 정책적 시사점을 제공하여 주고 있다.

본 연구의 한계점은 환율변동이 영향을 미치는 대상이 단지 가격만 해당되는 것이 라니라 수출수요에도 영향을 미친다는 사실을 제외하였다. 이러한 점은 향후 고려하여 분석하면 현재의 연구보다 개선된 결과가 나올 것으로 확신한다. 특히, 현재 급성장을 하고 있는 중국의 수입수요를 감안한다면 더 좋은 결과를 얻을 수 있을 것으로 예상한다. 특히 중국의 소비구조의 변화 등을 고려한다면 그 결과는 예측하기 어려울 것으로 보인다. 이러한 점을 연구의 한계로 가지고 본 연구를 진행하였다.

참 고 문 헌

강삼모(2004), “동아시아 주요국의 수입물가에 대한 환율전가 효과”, 『국제경제연구』, 제10권 제1호, p.69.

김희호(2002), “잔여수요를 이용한 환율의 수출가격 전가효과”, 『경제학연구』, 제50권 제3호, p.307.

김명직·장국현 (2003), 『금융시계열분석 2판』, 경문사, pp.21-26.

김창범(2010), “우리나라 교역구조와 환율이 경상수지에 미치는 영향”, 『통상정보연구』, 제12권 제4호. pp.111-128.

문창권(2010), “환율 변동성 측정과 GARCH모형의 적용:실용정보처리접근법”, 『통상정보연구』, 제12권 제1호. pp.99-121.

배민근·김건우 (2011), “변동성으로 본 국내 금융시장, 대외충격에 대한 내성 더 높여야”, 『LG경제연구원』, pp.1~3.

변애련·박경인·조진완(1994), “ 외환위기 전후 한국기업의 환노출 비교분석”, 『국제경영연구』, 제17권 제3호, pp.1-22.

성명기(2008), “한국·일본·대만 환율변동의 수출가격전가도 분석”, 『동북아경제연구』, 제20권 제1호, p.53.

영선동 (2009), “위안화 환율변동이 한국 및 중국경제에 미치는 영향에 관한 문헌연구”, 『단국대학교 박사학위논문』, pp.3-14.

유승훈·이은규(2005), “환율변동이 수출상품 가격에 미치는 영향-산업별 전가효과를 중심으로”, 『대한경영학회지』, 제48권, p.229.

이근영(2009), “수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과”, 『경영학연구』, 제57권 제4호, p.39.

이종호(1993), “환율과 수출가격 : 한국에 있어서의 환율전가에 관한 실증적 연구”, 『고려대학교박사학위논문』.

이덕호(2006), “WTO 환경 하에서 국내 환율결정요인에 대한 실증분석,” 『통상정보연구』, 제8권 제4호. pp.1-18.

이영식(2001), “換率·金利·株價 變動의 長期均衡關係는 成立하는가?”, 『통상정보연구』, 제3권 제1호. pp.277-294.

이현석 (2003), “개별기업의 환노출과 비대칭성에 관한 연구”, 『재무관리연구』, 제20권 제1호, pp.305-329.

주세우·이민환·황규선(2010), “구조적 VAR 모형을 이용한 환율전가 효과 분석:한국의 수입물가와 소비자물가를 중심으로”, 『경제학논집』, 제28권 제2호, p.85.

차혜경(2008), “수입물가의 환율전가 상승요인분석”, 『경제연구』, 제25권 제4호, p.205.

최창열·함형범 (2010), “금융통상환경 변화와 한중일 환율동조화 분석”, 『통상정보연구』, 제12권 제1호. pp.156-158.

Avinsh, Dixit, and Joseph. Stigiltz, ″Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity,″ *American Economic Review*, June 1977, 67, pp.297-308.

Bartram, S. M. (2004), “Linear and Nonlinear Foreign Exchange Rate Exposure of German Nonfinancial Corporations”, *Journal of International Money and Finance*, 23, pp.673-699.

Dornbusch. R. (1976), ″Expectations and Exchange Rate Dynamics,″ *Journal of Political Economy*, 84, December 1976, pp.1161～76.

Dickey, D. and W. Fuller [1979] , ″Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root″, *Journal of the American Statistical Association.* 74, pp. 427～31.

Engle, Robert, F. and Granger, C.W.J. (1987), ″Cointergration and Error Correction:Representation, Estimation and Testing″, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2.

Ihrig, J. (2001), “Exchange Rate Exposure of Multinationals Focusing on Exchange Rate Issues”, *FRB International Finance Discussion Paper,* No.709.

Krugman, Paul ,″Pricing to Market When the Exchange Rate changes″, *Real-Finance Linkages among Open Economics*, ed., S.W. Arndt and J.D. Richardson, *MIT Press*, 1987.

Richard Baldwin, ″Hysteresis in Import prices: The Beachhead Effect,″ *American Economic Review*, 78, September 1988, pp.773-85.

Rossi, J. L., Junior. (2010), “Nonlinear Foreign Exchange Exposure : Evidence from Brazilian companies”, *Imbec Working Paper*, Imbec Sao Paulo.

Stock, J. H. and M. W. Watson [1988] , ″Testing for Common Trends,″ *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83.

Williamson, R. (2001), “Exchange rate Exposure and competition : evidence from the automotive industry”, *Journal of Financial Economics*, 59, pp.441-475.

ABSTRACT

An Analysis on the pass-through of Korean export prices of Exchange rate changes

Chang-Yeoul Choi*·Hyung-Bum Ham**[26)]

The exchange rate change has been increased since the time when the floating exchange rate system was introduced in Korea. As a result, the increase of the exchange rate changes raised the risk in international trades in Korea. Also after Bretton Woods System broke down, the increasing exchange rate fluctuation raised the risk in international trade.

The purpose of this dissertation is to study whether this incomplete pass-through exists in Korean export industry and furthermore to measure the markup rate of the export price using real data since Global Financial Crisis. The estimation results of the export price determination model by Error Correction Model shows that the export price of Korea has been greatly influenced by the export prices and exchange rates against U.S. Dollar of rival countries, domestic producer price as well as the Korean Won-U.S. Dollar exchange rate and also business coincidence index of U.S. in demand. Particularly, the pass-through rate of Korean Won-U.S. Dollar exchange rate to export price is estimated to be incomplete, which contrasts with the propositions of traditional exchange rate determination approach, e. g. elasticity approach, monetary approach, etc.

Key Words : Financial Crisis, Exchange rate, pass-through, self-autocorrelation, ADF analysis

* Treatment Professor, Department of Financial Information Engineering, Seokyeong Univ. (First Author)
** Professor, Department of Financial Information Engineering, Seokyeong Univ. (Correspondent Author)