

실질소득과 실질환율이 대일 상품무역에 미치는 장·단기 영향: 신성질별 산업 자료를 이용하여

김종구*

| 목 차 |

- | | |
|------------------|-------------|
| I. 서론 | IV. 실증분석 결과 |
| II. 기존 연구 고찰 | V. 결론 |
| III. 실증분석모형 및 자료 | |

| 논문요약 |

본 연구는 2002년 1분기부터 2016년 3분기까지의 관세청 신성질별 자료를 이용하여 국내소득과 일본소득, 양국 실질환율이 대일 수출입에 미치는 장·단기 영향을 분석하였다. Breakpoint 단위근 검정 결과 2008년 금융위기의 여파로 대일 실질환율과 국내 실질GDP는 2008년 4분기 구조적 변동을 발생시켰으며, 일본 실질GDP는 1분기 후행한 2009년 1분기가 구조 변동으로 나타났다. 그러나 34부문 신성질별 수출입 변수는 2008년 4분기 이전 품목에 따라 달리 선행하여 구조 변동이 나타난 품목과 이후 후행해서 나타난 품목 등 다양한 형태로 나타나고 있다. 따라서 본 연구에서는 구조 변화를 고정 회귀변수로 취급해 실증분석하여 모형의 정교성을 제고하였다. ARDL 한계 검정과 오차수정모형의 검정 결과 화학제품을 제외한 모든 신산업 중분류별 제품과 실질소득과 실질환율 간 장기관계가 확인되었다. 따라서 장기관계가 확인된 제품들에 대한 대일 무역은 비록 무역적자가 발생하더라도 양국 무역은 양국 후생 증가에 도움이 된다고 볼 수 있다. 그러나 화학제품 수입(LIRMCH)의 경우 설명변수들과 장기관계가 기각되었다. 따라서 화학제품 무역은 한국 후생의 일방적 감소를 의미한다.

* 청주대학교 경제학과 교수.

• 주제어: 무역, 환율, ARDL 한계 검정, 단절점 단위근 검정, 공적분 검정

I. 서론

2000년 대일 수출입 총액은 522억 9,400만 달러로 미국에 이어 2위의 무역 규모를 나타냈으나 2016년에는 718억 1,100만 달러로 중국 2,113억 9,500만 달러, 미국 1,096억 8,500만 달러에 이어 3위를 나타내고 있다. 대일 무역 규모의 상대적 감소에도 불구하고 상품수지 적자는 2000년 -113억 6,200만 달러에서 2016년 -230억 9,700만 달러로 꾸준히 1위를 유지하고 있다.¹⁾ 대일 교역 규모를 분기별로 살펴보면 2002년 1분기 28억 5,800만 달러(명목가격)이던 대일 무역적자는 2016년 4분기 66억 6,900만 달러로 증가하고 있으며, 신성질별 산업 분류로 살펴보면 소비재는 2016년 4분기 2억 5,300만 달러 흑자를 나타내고 있으나 원자재는 -23억 2,500만 달러 적자, 자본재는 이보다 더 큰 -45억 9,700만 달러 적자를 나타내고 있다. 이를 산업 중분류별로 살펴보면 동 분기 소비재의 흑자는 내구소비재 -1억 5,300만 달러 적자에도 불구하고 직접소비재 3억 3,700만 달러 흑자, 비내구재 6,900만 달러 흑자, 간이세율 적용분 소비재 1억 달러 흑자를 나타내 소비재 흑자를 견인하고 있다. 원자재의 경우에는 섬유류 800만 달러, 광산물 637억 달러 흑자에도 불구하고 철강 및 금속제품 -7억 5,800만 달러, 동식물성 연원료 -7,400만 달러, 화학공업제품 -21억 4,000만 달러의 적자를 나타내고 있으며, 철강 및 금속제품의 경우 2008년 -25억 8,500만 달러이던 적자폭을 크게 줄이고 있으나 화학제품의 경우 상대적인 적자폭 감소가 작다. 자본재의 경우 IT제품은 9,600만 달러 흑자이나 이를 제외한 수송장비 -1억 4,900만 달러, 기계류 -28억 1,800만 달러, IT부품 -17억 2,700만 달러 적자 등 기계류와 IT부품이 자본재 적자의 큰 원인이 되고 있다.²⁾

1) KOSIS, http://kosis.kr/statisticsList/statisticsList_01List.jsp?vwcd=MT_ZTITLE&parentId=N#SubCont. (accessed on January 17, 2017)

최근 대일 무역과 관련된 연구는 바하마니-오스쿠에와 고스와니(Bahmani-Oskooee & Goswami 2004)의 다국 간 무역 연구와 바하마니-오스쿠에와 헤거티(Bahmani-Oskooee & Hegerty 2009)처럼 국가 간 산업별 연구가 있다. 한국의 대일 무역에 관한 연구는 김종구(2007), 허현승과 이두원(Huh & Lee 2007), 이민환(2007), 강기천(2008), 김미정·심성훈(2013) 등의 연구가 있으나 이들 연구는 대일 교역상품 전체의 상품수지 또는 수출입 합수의 추정이며 산업별 연구는 자료의 제약 등으로 연구가 결여되어 있다.

이에 본 연구는 2002년 1분기부터 2016년 3분기까지의 관세청 신성질별 자료를 이용하여 국내소득과 일본소득, 양국 실질환율이 대일 수출입에 미치는 장·단기 영향을 분석하고자 한다. 이를 위해 먼저 II장에서는 기존 연구를 검토하여 실증분석모형을 구상하고 III장에서는 기존 연구에서 검토되지 않았던 시계열 자료의 구조적 단절(Structural Breaks)이 가져올 수 있는 단위근 가설의 분류 오류를 검토한 Breakpoint 단위근 검정(unit root test)과 실증분석모형에 적용할 ARDL(Autoregressive Distributed Lag)모형의 이론적 검토와 실증분석모형을 설정하고 실증분석에 사용될 자료의 변환 과정을 설명한다. IV장에서는 이론에서 살펴본 Breakpoint 단위근 검정 결과를 보고한 후 실증분석 기간에 2008년 세계 금융위기가 포함되었기 때문에 2008년 금융위기가 모든 자료에 동일한 구조적 충격을 주었을 경우 이를 모의변수(Dummy Variables)로 반영시키고, 만약 그렇지 않고 변수에 따라 기간이 달리 나타난다면 이를 모의변수가 아닌 고정 회귀변수로 취급하여 ARDL 회귀모형을 추정하기로 한다. 추정 보고할 회귀모형은 17개 신성질별 산업 분류 수출수요 회귀모형과 17개 수입수요 회귀모형으로 수출입을 합산한 상품수지모형이나 전체 통합 자료 사용에 따른 합산 편의를 줄이고자 노력하였다. 또한 모형의 적정시차 결정을 위해 변수당 시차 8을 고려하여 최소 AIC 기준 모형을 선택하여 실증분석 결과를 보고하며, V장에서는 IV장의 실증분석 연구 결과에 대한 정책적 시사점을 도출하기로 한다.

2) Korea Trade Statistics, <https://unipass.customs.go.kr:38030/ets/index.do>. (accessed on January 17, 2017)

II. 기존 연구 고찰

바하마니-오스쿠에와 고스와니(Bahmani-Oskooee & Goswami 2004)는 페사란 등(Pesaran et al. 2001)이 제안한 ARDL모형을 이용하여 일본의 9개 주요 무역상대국(호주, 캐나다, 프랑스, 독일, 이태리, 네덜란드, 스위스, 영국, 미국)과의 수출입모형을 구축한 후 일본 무역의 환율 민감도를 분석하였다. 실증분석 자료는 1973-1998년까지의 산업무역 자료를 이용하였으며 실증분석 결과 일본의 9개 무역상대국과의 교역에서 외화 또는 준비통화로 측정될 때 일본의 수출은 대부분 환율에 민감하지 않지만 수입은 매우 민감하거나 탄력적인 것으로 나타났다.

바하마니-오스쿠에와 헤거티(Bahmani-Oskooee & Hegerty 2009)는 1973년에서 2006년까지 117개 산업에 대한 미일 무역수지에 대한 미국소득, 일본소득 엔달러 실질환율을 포함한 ARDL모형을 설정하고 엔달러 실질환율의 장단기 영향을 분석하였다. 실증분석 결과 대부분의 환율의 단기 효과는 무역수지와 같은 방향에 있으며, 이는 'j 곡선 효과'와 같은 악화기간보다는 이러한 산업의 무역수지가 빠르게 개선되었으며, 단지 115개 산업 중 4개 산업이 단기 J-곡선 효과를 나타낸 것으로 밝혀졌다.

김종구(2007)는 1990년 1분기부터 2007년 2분기까지의 자료를 사용하여 환율 변동률을 TARCH(1, 1) 추정한 후 환율 변동률을 포함한 상품수지 함수를 구축하고 공적분 분석하였다. 실증분석 결과 대일 상품수지와 일본 GDP 차이 간 안정성 가설과 실질환율 간 안정성 가설은 채택되었으나 한국 GDP 간 안정성 가설은 기각되었으며 환율 변동성은 공적분 공간에서 제외되지만, 상품수지 불균형이 발생할 경우 대부분 환율 변동성에 의해 흡수되고 조정된다고 주장하였다.

허현승과 이두원(Huh & Lee 2007)는 1973년 2분기부터 2013년 4분기까지의 분기별 자료를 이용하여 대일 무역수지와 실질환율의 장기 결정을 분석하였다. 실증분석모형에 사용된 자료는 무역수지 변수와 소득(일본 제외 G7 국가의 실질GDP의 무역가중 평균), 환율(일본 제외 G7 국가의 무역가중치를 이용한 실질실효환율), MI(일본 MI - G7 국가의 무역가중 평균 MI) 변수들 간 요한센(Johansen 1988)의 Maximum likelihood 검정과

스톡과 왓슨(Stock & Watson 1993)의 dynamic OLS 검정을 이용하여 장기관계를 분석하였으며 이들 변수 간 장기관계를 확인하였다. 실증분석 결과 화폐교환이 무역수지를 설명하는 가장 중요한 요인이라고 주장하였다.

이민환(2007)은 1980년 1분기부터 2005년 4분기까지의 자료를 이용하여 한국의 주요 교역상대국 8개국(미국, 일본, 홍콩, 독일, 호주, 영국, 네덜란드, 말레이시아)과의 수출 및 수입 함수를 추정하였다. 실증분석 결과 실질소득에 대한 소득탄력성은 수출, 수입 모두 양(+)으로 나타났으며 환율변동은 교역상대국에 따라 실질수출을 증가시키는 경우와 감소시키는 경우가 혼재하는 것으로 나타났다. 특히 대일본 수출입의 환율변수는 유의성이 없는 것으로 나타났으며 소득계수는 수출의 소득탄력성(1.387)이 수입의 소득탄력성(1.245)보다 큰 것으로 나타났다.

강기천(2008)은 1987-2006년까지의 분기별 자료를 이용하여 대일본 및 대중국 수출입 함수를 OLS 및 동태적 OLS 분석을 실시하였다. 실증분석 결과 수출의 경우 OLS 결과는 소득탄력성이 0.84, 환율탄력성은 1.09로 나타났으며, 동태적 OLS 결과 수입의 소득탄력성은 2.71, 환율탄력성은 -1.15로 나타났다.

김미정·심성훈(2013)은 1991년 12월부터 2013년 1월까지의 월별 자료를 이용한 ARDL 및 VAR 분석을 통해 대미국, 대일본, 대중국 무역에서 J-curve 효과를 분석하였으나 J-curve 효과를 발견하지 못하였으며, 대일본 무역에서 환율 변동의 효과는 상대적으로 적게 나타났다고 분석하였다.

본 연구는 기존 한국과의 대일 무역에서 다루지 않았던 산업별 수출입 함수를 추정을 통하여 소득과 환율이 대일 무역에 미치는 장·단기 영향을 분석하였다. 특히 자료의 비안정성만 고려되었던 기존 모형에 자료의 구조적 단절 가능성을 실험하고 이를 모형에 반영시켜 모형의 정교성을 제고시켰으며, 기존 연구에서 소득 자료를 대리변수인 산업생산지수를 사용하고 있으나 본 연구에서는 GDP를 사용하여 편의(bias)를 줄이고자 노력하였다.

Ⅲ. 실증분석모형 및 자료

1. 단절점 단위근 검정(Breakpoint unit root test)

실증분석에 앞서 자료의 안정성을 검정하여야 하는데 기존의 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 및 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정의 잘 알려진 약점은 비연속성의 증거로서 시계열 자료의 구조적 단절(Structural breaks)이 혼동을 가져올 수 있다는 것이다. 즉 I(1)로 판명된 시계열 자료가 실제로는 구조적 단절 (I(0)) 주위에 실제로 고정되어 있을 가능성이 있음에도 불구하고 I(1)으로 잘못 분류될 가능성이 있다는 것이다. 이에 페론(Perron 1989)은 기존 단절을 허용하지 않으면 단위근 귀무가설을 기각하는 능력을 감소시키는 편의를 유발한다고 주장하고, 기존 ADF 검정에 외생적인 구조적 단절을 포함할 것을 제안하였다. 이후 지보트와 앤드레우스(Zivot and Andrews 1992), 페론(Perron 1997) 등을 포함한 다양한 저자들은 자료에 ‘내생적으로’ 단절점(Breakpoint)을 결정할 것을 제안하였다. 한편 엔더스(Enders 2004)는 페론과 보겔상(Perron & Vogelsang 1992)의 단위근 검정은 “중단 날짜가 불확실한 경우”에 더 적절하다고 주장하였으며, 세레스타와 초우더허리(Shrestha & Chowdhury 2005)는 구조적 단절의 경우 Perron-Vogelsang 단위근 검정 능력이 Zivot-Andrews 검정보다 우수하다고 주장하였다(Vogelsang & Perron 1988; Kim & Perron 2009).

본 연구에서는 혁신과 동일한 동적 경로를 따르는 단절(break)과 함께 점차적으로 단절이 발생한다고 가정한 혁신적 특이점(innovational outlier, IO) 모델 (식 1)에서 상수만을 고려하여 우선 검정하였다.

$$y_t = \mu + \theta DU_t(T_b) + \omega D_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

시차 범위는 SC(Schwarz criterion)를 기준으로 선정하였으며 단절점(Breakpoint) 선택은 최소화된 Dickey-Fuller min-t 통계량을 기준으로 선정하였다.

2. 실증분석모형

일반 이론에서 대일 수출입 함수는 각각 각국의 소득과 환율에 의존하며 이를 수식으로 표현하면 식(1)의 한국에서 일본으로의 대일 수출함수, 식(2)의 일본에서 한국으로 수입하는 대일 수입함수가 된다.

$$EX_{ko}^{JP} = EX_{ko}^{JP}(Y^{JP}, RP) \quad (1)$$

$$IM_{ko}^{JP} = IM_{ko}^{JP}(Y^{KO}, RP) \quad (2)$$

단, Y^{JP} 는 일본 국민소득, Y^{KO} 는 한국 국민소득이며 RP는 수출입 재화의 상대가격으로 실질환율이다. 즉 실질환율(RER)은 일본 엔화(JPY)와 한국원화(KRW)의 명목환율을 E라 하면 실질환율은 명목환율에 양국 물가비를 곱한 식(3)이 된다.

$$RER = (CPI_{JP} \times E) / CPI_{KO} \quad (3)$$

잉글과 그랜저(Engle & Granger 1987), 요한센(Johansen 1991; 1995)의 방법이나 Fully Modified OLS, Dynamic OLS 등과 같은 공적분 방법은 모든 변수가 I(1)이거나 또는 어떤 변수가 I(0)이고 I(1)인지에 대한 사전 지식과 설명이 필요한데, 이러한 문제를 완화하기 위해서 페론과 신용철(Pesaran & Shin 1999)은 공적분관계의 변수가 I(0) 또는 I(1) 변수인지를 미리 지정할 필요 없이 I(0) 또는 I(1) 변수 간 ARDL모형으로 추정할 수 있음을 보여주었다. 공적분관계를 추정하는 다른 방법과는 달리 페론과 신용철은 ARDL모형에 포함되는 변수의 시차 길이는 동일한 길이를 요구하지 않으며 각 변수는 다른 수의 시차항을 가질 수 있다고 하였다.

따라서 본 연구에서는 회귀변수로서 종속변수와 설명변수 모두의 시차를 포함하는 표준 최소 제곱 회귀분석(Greene 2008)으로 페론 등(Pesaran et al. 2001)이 제안한 ARDL Bound 검정을 실증분석에 적용하였다. ARDL모형을 이용한 대일 상품 수출입 방정식은 다음과 같이 구성할 수 있다.

$$M_t = \alpha + \sum_i^p \gamma_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_i} X_{j,t-i} \beta_{j,i} + \epsilon_t \quad (4)$$

(4)식에서 대일 수출수요 회귀모형일 경우 M_t 는 대일 수출(EX_{KO}^{JP}) 변수로, $i = 1 \dots n$ 까지의 소비재, 자본재, 원자재 등 신성질별 산업 중분류별 17부문 수출변수, $X_{j,t}$ 는 Y^{JP} (일본 실질 GDP), RER (실질환율), $Break$ (구조적 단절)이 되며, 대일 수입수요 회귀모형의 경우 M_t 는 대일 수입(IM_{KO}^{JP})으로, $i = 1 \dots n$ 까지의 소비재, 자본재, 원자재 등 산업 중분류별 17부문 수입변수, $X_{j,t}$ 는 Y^{KO} (한국 실질GDP), RER , $Break$ 변수가 된다. 모형에 포함될 설명변수 중 일부(X_j)는 모델 내에 시차가 없는($q_i = 0$) 정적(static) 또는 고정(fixed) 회귀변수가 있을 수 있으며, 적어도 하나의 시차조건을 갖는 동적 회귀변수가 된다. ARDL모형 내의 각 변수의 최적 시차수 지정은 ARDL모형을 최소 자승회귀를 통해 추정할 수 있으므로 본 연구에서는 표준 Akaike 정보 기준으로 모델을 선택하였다. 한편 ARDL모형의 장기 계수의 계산은 식(5)와 같다.

$$\theta_j = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_{j,i} / 1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i \quad (5)$$

ARDL모형의 공적분 회귀모형은 식(4)를 차분하여 변환하고 식(5)의 장기 계수를 대체함으로써 구할 수 있다.

$$\Delta M_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta M_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_i-1} \Delta X_{j,t-i} \beta_{j,i} - \hat{\phi} EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

$$\text{단, } EC_t = y_t - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t} \hat{\theta}_j, \hat{\phi} = 1 - \sum_{i=1}^p \hat{\gamma}_i, \gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \hat{\gamma}_m, \beta_{j,i} = \sum_{m=i+1}^{q_j} \hat{\beta}_{j,m} \quad (7)$$

페론 등(Pesaran et al. 2001)은 ARDL모형에 독립변수와 회귀변수 간의 장기관계가 있는지 여부를 테스트하기 위한 방법론으로 Bounds 한계 검정을 제안하였다. Bounds 한계 검정 절차는 식(6)을 다음과 같이 변환한다.

$$\Delta M_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta M_{t-1} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=0}^{q_i-1} \Delta X_{j,t-i} \beta_{j,t-i} - \rho M_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1} \delta_j + \epsilon_t \quad (8)$$

변수들 간 장기관계의 존재 없음의 귀무가설은 $\rho = 0, \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ 이며 식(6)에 기초한 검정 통계량은 회귀변수가 모두 I(0)인지 I(1)인지에 따라 귀무가설에 다른 비표준 분포를 갖는다. 임계값은 페론 등(Pesaran et al. 2001)이 제안한 임계값을 따르기로 한다.

3. 자료

실증분석에 사용될 자료는 <표 1>에 정리하였다. 실증분석을 위해 관세청에서 제공하는 신성질별 수출입 자료를 국가통계포털(KOSIS)에서 제공하는 2010년 수출입 물량지수로 deflate하여 실질변수로 전환하였으며, 소득 자료는 OECD 통계시스템에서 제공하는 2010년 기준 분기별 실질 GDP 자료를 사용하였다. 실질환율은 OECD 통계시스템에서 제공하는 분기별 평균 엔화와 원화의 대미환율(JPY, KRW)의 교차환율을 계산하여 원/엔 명목환율을 구한 후 식(3)을 적용하여 실질환율을 계산하였으며 모든 변수는 자연대수를 취하여 실증분석하였다.

<표 1> 자료 출처

	자료	변수명		출처
		수입	수출	
	1. 소비재	LICGS	LOGCS	관세청
	A. 직접소비재	LICGD	LOGGD	
	B. 내구소비재	LICGG	LOGGG	
	C. 비내구소비재	LICGNG	LOGGNG	
	D. 간이세율적용분 소비재	LICGST	LOGGST	
	2. 원재료	LIRMS	LORMS	
	A. 식물성 연·원료	LIRMFF	LORMFF	
	B. 섬유류	LIRMFI	LORMFI	
	C. 광산물	LIRMM	LORMM	
	D. 철강 및 금속제품	LIRMIR	LORMIR	

Y_t	E. 화학제품 F. 기타 원재료 3. 자본재 A. 수송장비 B. 기계류 C. IT제품 D. IT부품	LIRMCH LIRMET LIKGS LIKGT LIKGM LIKGP LIKGIR	LORMCH LORMET LOKGS LOKGT LOKGM LOKGP LOKGIR	
X_t	real exchange rate Korea Real GDP Japan Real GDP BREAKPOINT	LRER LRKY LRJY Break		OECD
Deflator	Export volume index Import volume index Korea Consumer Price Index Japan Consumer Price Index Korea GDP deflator Japan GDP deflator			KOSIS OECD

IV. 실증분석 결과

<표 2>에는 지보트와 앤드레우스(Zivot & Andrews 1992), 페론(Perron 1997) 등이 주장한 수입 재화에 대한 단절적 단위근 검정 결과가 정리되어 있다. 단위근 검정은 세레스타와 코우드허리(Shrestha & Chowdhury 2005)가 제안한 단위근 검정에 대한 순차적인 절차를 따랐으며 대부분의 변수들이 IO모델 채택 단계에서 검정이 완료되어 Additive Outlier(AO)모델 검정 절차 단계로 넘어가지 않았다. 단위근 검정 결과 수입변수는 소비재(LICGS), 내구소비재(LICGG), 기타 원자재(LIRMET), IT부품(LIRMET), 기계류(LIKGM), IT제품(LIKGP), IT부품 변수들은 구조 변동을 고려할 경우 I(0) 변수로 판정되었으며 나머지 변수들은 I(1) 변수로 판정되었다.

<표 2> 수입재의 Breakpoint 단위근 검정 결과

변수	수준변수		차분변수	
	T-Statistic	Breakpoint	T-Statistic	Breakpoint
LICGS	-4.7706 **	2008Q3	-12.9277 ***	2009Q1
LICGD	-4.0532	2011Q1	-11.5719 ***	2013Q4
LICGG	-6.4390 ***	2008Q3	-10.5507 ***	2007Q1
LICNG	-3.7949	2015Q4	-9.9840 ***	2014Q4
LICGST	-3.5863	2011Q4	-7.963 ***	2012Q1
LIRMS	-2.2764	2005Q2	-7.8007 ***	2014Q2
LIRMFF	-3.4822	2007Q2	-7.5911 ***	2012Q1
LIRMI	-2.4415	2014Q3	-8.0861 ***	2003Q1
LIRMM	-3.7379	2008Q2	-10.1123 ***	2013Q4
LIRMIR	-3.1789	2019Q4	-8.2444 ***	2005Q3
LIRMCH	-2.6675	2014Q2	-8.0059 ***	2008Q4
LIRMET	-5.6217 ***	2010Q1	-5.6217 ***	2010Q1
LIKGS	-4.7534 **	2009Q1	-7.8541 ***	2009Q1
LIKGT	-3.4255	2011Q3	-11.4632 ***	2007Q2
LIKGM	-4.4910 **	2009Q2	-7.4326 ***	2009Q4
LIKGIP	-4.1946 *	2008Q4	-8.8164 ***	2009Q1
LIKIR	-5.9616 ***	2009Q1	-9.0871 ***	2008Q4

• Critical Value, 1%: -4.94913, 5%: -4.44365, 10%: -4.19363

• P: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

<표 3>에는 수출 재화에 대한 단위근 검정 결과가 정리되어 있다. 수출변수에서는 소비재(LOC GS), 내구소비재(LOC GG), 원자재(LOR MS), 광산물(LOR MM), 화학공업제품(LOR MCH) 변수들이 단절점(Breakpoint)을 포함할 경우 I(0) 변수로 판정되었으나 이들 변수를 제외한 나머지 변수는 I(1) 변수로 판정되었다. <표 2>와 <표 3>의 단위근 검정 결과 대부분의 대일 수출입 변수들의 구조적 단절은 2008년 금융위기와 같은 대외적 영향의 시기가 불일치하는 것으로 나타났으며, 환율변수와 한국 국내총생산 변수는 2008년 1분기 구조적 단절이, 일본 국내총생산 변수는 2009년 1분기 구조적 단절이 나타난 것으로 밝혀졌다. 따라서 2008년 글로벌 금융위기와 같은 충격을 모의변수로 처리하지 않고 본 연구에서는 각 변수의 구조적 단절을 고정 회귀변수로 처리하여 분석하였다. 또한 변수들이 I(0)

변수들과 I(1) 변수들이 혼합되어 있기 때문에 전통적인 Johansen-Juselius 공적분 검정보다는 ARDL Bound 검정이 적합한 것을 알 수 있다. ARDL Bound 검정을 위한 수출입 함수에 포함된 변수들의 최적시차는 AIC 기준으로 선정하였으며, 최대시차는 8로 선정하여 한 개의 함수를 추정하기 위해 검토된 방정식은 각각 512(8×8×8)개 방정식이 된다.

<표 3> 수출재의 Breakpoint 단위근 검정 결과

변수	수준		1차 차분변수	
	T-Statistic	Breakpoint	T-Statistic	Breakpoint
LOC GS	-4.5176	** 2006Q4	-3.4434	*** 2007Q2
LOC GD	-2.9197	2009Q2	-16.9954	*** 2003Q1
LOC GG	-10.26255	*** 2006Q4	-13.3249	*** 2007Q2
LOC GNG	-2.7661	2005Q3	-10.5088	*** 2006Q1
LOC GST	-4.0364	2011Q1	-12.7800	*** 2012Q1
LOR MS	-4.9329	** 2010Q1	-11.1388	*** 2013Q2
LOR MFF	-3.3585	2005Q3	-9.5385	*** 2013Q1
LOR MFI	-3.0013	2015Q3	-9.8140	*** 2008Q4
LOR MM	-4.3731	* 2010Q4	-11.4668	*** 2011Q1
LOR MIR	-3.6982	2009Q2	-8.5083	*** 2005Q3
LOR MCH	-4.8879	*** 2010Q1	-9.3672	*** 2014Q1
LOR MET	-3.6507	2006Q3	-10.6158	*** 2015Q3
LOK GS	-3.164	2009Q2	-10.5386	*** 2009Q1
LOK GT	-3.0414	2009Q2	-11.0840	*** 2011Q3
LOK GM	-3.1986	2009Q3	-8.4080	*** 2009Q2
LOK GIP	-2.2264	2006Q3	-14.3058	*** 2015Q3
LOK GIR	-3.5616	2012Q4	-8.4834	*** 2009Q1
LRER	-2.9451	2012Q2	-8.4758	*** 2008Q4
LRJY	-3.1041	2009Q1	-9.5854	*** 2009Q1
LRKY	-2.9011	2009Q2	-8.2987	*** 2008Q4

▪ Critical Value, 1%: -4.94913, 5%: -4.44365, 10%: -4.19363

▪ P: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

<표 4>에는 이렇게 AIC 기준 최적시차로 선정된 ARDL모형의 ARDL 한계 검정 결과가 정리되어 있다. <표 4>의 한계 검정 결과 수입함수의 경우 원자재(LIRMS), 섬유류(LIRMFI)와 화학공업제품(LIRMCH) 회귀모

형은 장기 공적분관계 없음의 귀무가설을 채택하여 이들 종속변수와 국내 실질국민소득(LRKY), 실질환율(LRER) 간 장기관계가 없는 것으로 나타났다. 수출회귀모형에서는 내구소비재(LOCGG), 원자재 중 동식물성 연·원료(LORMFF), 섬유류(LORMFI), 기타 원자재(LORMET), 자본재 IT제품(LOKGIP) 변수와 일본 실질국민소득(LRJY), 실질환율(LRER) 간 장기관계가 없다는 귀무가설을 채택하였다. 이들 변수를 제외한 나머지 수출입 회귀모형은 장기관계가 존재하는 것으로 확인되었다. 그런데 레너 등(Kremer et al. 1992)에 따르면 오차수정항이 통계적으로 유의한지 확인하는 것이 공적분의 존재를 확인하는 더욱 효율적인 방법이라고 주장하였다. 따라서 최종판정은 식(6)의 공적분 회귀모형을 통한 오차수정항의 확인 후에 결정하기로 한다.

<표 4> ARDL 한계 검정 결과

Variable	F-Value	Variable	F-Value	Variable	F-Value
LICGS	5.5806	LOCGS	3.1977	LIKGS	5.9093
LICGD	4.7905	LOCGD	5.3398	LIKGT	6.8298
LICGG	7.0475	LOCGG	1.4763	LIKGM	6.0743
LICGNG	2.6559	LOCGNG	3.1793	LIKGIP	4.9858
LICGST	14.6095	LOCGST	3.604	LIKGIR	6.3437
LIRMS	1.4716	LORMS	6.9949	LOKGS	2.185
LIRMFF	3.6765	LORMFF	1.4478	LOKGT	3.4267
LIRMFI	1.3873	LORMFI	0.6301	LOKGM	6.2868
LIRMIR	3.776	LORMIR	5.7536	LOKGIP	1.8464
LIRMM	6.1555	LORMM	8.037	LOKGIR	2.6956
LIRMCH	1.7191	LORMCH	2.8076		
LIRMET	7.8614	LORMET	1.0354		

• Critical Value Bounds: I(0) Bound 10%: 2.63, 5%: 3.1, 1%: 4.13
 I(1) Bound: 10%: 3.35, 5%: 3.87, 1%: 5

<표 5>에는 수입 소비재 및 소비재 중분류별 단기계수가 정리되어 있다. 오차수정항(EC_{t-1})은 음의 부호와 통계적 유의성 여부가 더 효과적인 공적분관계의 확인(Kremer et al. 1992) 및 불균형에서 정상적인 균형으로의 조정을 의미하며, 추정계수가 작을수록 균형으로의 조정이 빠름을 의미한다(Bahmani-Oskooee & Brooks 1999).

<표 5> 수입 소비재의 Cointegrating Form

	LICGS	LICGD	LICGG	LICNG	LICGST
D(LRX(-1))	0.1719 (1.3265)	-0.0866 (-0.795)	-0.0061 (-0.047)	-0.0138 (-0.099)	1.4235 (5.9555***)
D(LRX(-2))	0.1603 (1.4398)	-0.0428 (-0.395)	-0.0325 (-0.206)	0.1363 (1.0086)	0.9490 (5.3308***)
D(LRX(-3))	-0.1814 (-1.554)	0.0195 (0.1727)	-0.3026 (-2.162**)	-0.0057 (-0.040)	0.6101 (3.6176***)
D(LRX(-4))	0.0285 (0.2544)	0.5950 (5.4352***)	-0.3803 (-2.522**)	0.3658 (2.7840***)	0.3332 (2.3111**)
D(LRX(-5))	-0.2062 (-2.009*)		-0.5887 (-4.114***)		-0.3564 (1.7887*)
D(LRX(-6))			-0.4510 (-3.194***)		
D(LRX(-7))			-0.4221 (-3.481***)		
D(LRKOY)	7.7043 (5.6834***)	4.0699 (1.5599)	7.3916 (2.9697***)	4.3820 (4.2885***)	20.8803 (1.7887*)
D(LRKOY(-1))	3.0372 (2.0803**)	0.2317 (0.0928)	6.4504 (3.6409***)		54.8193 (4.6686***)
D(LRKOY(-2))	-3.6285 (-2.449**)	5.1909 (1.8563*)	-4.8750 (-2.18**)		33.1039 (2.7810***)
D(LRKOY(-3))	4.0020 (2.6300**)	2.5704 (0.9298)			29.6802 (2.5551**)
D(LRKOY(-4))		-5.5888 (-2.468**)			55.9743 (4.6839***)
D(LRKOY(-5))		0.1605 (0.0668)			48.8452 (4.0758***)
D(LRKOY(-6))		0.3107 (0.1420)			-4.4013 (-0.419)
D(LRKOY(-7))		-4.2324 (-2.151**)			47.0632 (5.1975***)
D(LRER)	0.3534 (2.1012*)	0.0827 (0.2237)	0.1987 (0.6831)	0.3777 (2.3697**)	4.2757 (2.6441**)
D(LRER(-1))	0.1498 (0.9358)	0.5179 (1.3235)	0.2106 (0.8949)		-1.5677 (-0.942)
D(LRER(-2))	0.0912 (0.5458)	0.0427 (0.1058)	0.0277 (0.1121)		5.0641 (2.6805**)
D(LRER(-3))	-0.0728 (-0.432)	1.0232 (2.6015**)	-0.3507 (-1.370)		-2.2885 (-1.197)
D(LRER(-4))	0.5187 (3.2340***)		0.0943 (0.3632)		6.8364 (4.4684***)
D(LRER(-5))	-0.4753 (-2.896***)		-0.9500 (-3.509***)		3.0064 (2.1326**)
D(LRER(-6))	-0.2043 (-1.471)		-0.8978 (-3.323***)		
D(LRER(-7))			-0.5682 (-2.110**)		

D(BREAK)	0.0520 (1.6230)	0.3376 (4.9209***)	0.0792 (1.6195)	-0.0093 (-0.343)	0.9427 (4.1406***)
CointEq(-1)	-0.3793 (-4.693***)	-0.2653 (-3.906***)	-0.5695 (-5.412***)	-0.3129 (-3.380***)	-2.1963 (-7.935***)

▪ LRX: lagged variable for each regression model dependent variable
 ▪ () t-statistics, p: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

오차수정항은 수입 소비재 모두 유의성이 있는 것으로 나타나 불균형이 발생했을 경우 자체 변수, 소득, 환율 변동에 의해 균형으로 회복됨을 알 수 있다. 또한 균형으로의 회복 속도는 수입간이세 적용분 소비재(LICGST)가 상대적으로 소비재 중 가장 빠르고 직접소비재(LICGD)는 상대적으로 느리게 나타났다. 수입 소비재는 모든 소비재 산업 중분류별로 소득탄력성이 환율탄력성보다 크게 나타났으며, 비내구소비재(LICGNG)를 제외하고 시간의 경과에 따라 우등재에서 열등재로 변하는 것으로 나타났다. 환율탄력성은 간이세 적용분 소비재의 탄력성이 가장 크며, 수입 소비재 전체(LICGS)와 수입내구소비재(LICGG)는 환율 상승이 이론처럼 초기에는 수입을 증가시키지만 점차 감소시키는 J-Curve 효과가 나타나고 있다. 그러나 직접소비재(LICGD)와 비내구소비재(LICGNG) 등은 오히려 수입을 증가시키는 것으로 밝혀졌다.

<표 6>에는 수출 소비재의 산업 중분류별 단기계수가 정리되어 있다. 먼저 오차수정항의 계수값이 모두 이론에 부합하는 음(-)의 부호를 나타내며 1% 유의수준하에서 유의미한 것으로 나타나 수출 소비재와 일본소득, 실질환율 변수 간 안정적인 장기관계가 확인되었다. 그러나 수출 소비재의 초과 수요가 발생하였을 경우 불균형에서 균형으로의 조정속도는 0.08-0.6714%로 나타나 직접소비재(CGD)를 제외하고 수출이 수입보다 상대적으로 느리게 나타났다. 수출 소비재 변동의 일본소득 변동의 증가 효과는 수입에 대한 국내소득 변동 효과보다 시차가 짧고 소득변동탄력성은 상대적으로 낮게 나타났다. 단기 수출 직접소비재(LOC GD) 변동과 수출 비내구소비재(LOGNG) 변동에 소득 변동은 영향을 미치지 않는 것으로 밝혀졌으며, 수출의 환율탄력성 변동의 시차는 간이세 적용분 수출(LOC GST) 변동을 제외하고 비교적 짧고 비탄력적으로 나타났으며, 수출 직접소비재(LOC GD) 변동에 대해 단기소득 변동과 환율 변동에 의존하지 않는 것으로 나타났다.

<표 6> 수출 소비재의 Cointegrating Form

	LOGCS	LOGGD	LOGCG	LOGCNG	LOGCST
D(LRX(-1))	-0.5877 (-3.776***)	-0.3391 (-3.616***)	-0.4778 (-4.181***)	-0.2981 (-2.620**)	-0.3593 (-2.088**)
D(LRX(-2))	-0.4915 (-3.145***)	-0.2915 (-2.898***)	-0.2020 (-1.569)		-0.4659 (-3.540***)
D(LRX(-3))	-0.8800 (-5.271***)	-0.3681 (-3.715***)	-0.3462 (-2.995***)		-0.6321 (-6.809***)
D(LRX(-4))	-0.1219 (-0.743)	0.3636 (3.5130***)			
D(LRX(-5))	-0.4198 (-3.035***)				
D(LRX(-6))	-0.3571 (-2.521**)				
D(LRJPY)	1.8439 (2.1229**)	0.8464 (0.9398)	3.7282 (2.1633**)	0.2361 (0.2846)	2.9907 (0.5973)
D(LRJPY(-1))					-8.2400 (-1.497)
D(LRJPY(-2))					1.7865 (0.3982)
D(LRJPY(-3))					-1.4049 (-0.294)
D(LRJPY(-4))					-4.1281 (-0.986)
D(LRJPY(-5))					-0.7401 (-0.207)
D(LRJPY(-6))					-0.5802 (-0.161)
D(LRJPY(-7))					11.7334 (2.8980***)
D(LRER)	0.4089 (2.9796***)	0.2283 (1.5794)	0.4768 (1.7001*)	0.3192 (2.4950**)	-0.3129 (-0.477)
D(LRER(-1))					2.0714 (2.4382**)
D(LRER(-2))					-1.2254 (-1.491)
D(LRER(-3))					1.6052 (1.8395*)
D(LRER(-4))					-2.2654 (-2.608**)
D(BREAK)	0.0069 (0.2432)	-0.1183 (-3.228***)	0.1404 (2.5463**)	-0.0388 (-1.185)	-0.9232 (-4.507***)
CointEq(-1)	-0.0008 (-4.772***)	-0.3564 (-4.230***)	-0.0140 (-2.698***)	-0.1696 (-3.628***)	-0.6714 (-3.230***)

• LRX: lagged variable for each regression model dependent variable

• () t-statistics, p: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

<표 7>에는 수입 원자재의 산업 중분류별 단기계수가 정리되어 있다. 오차수정항의 이론에 부합하는 음(-)의 부호와 t-값은 화학공업 제품(LIRMCH)을 제외하고 유의미한 값을 보여주고 있어 장기 공적분관계를 확인할 수 있다.

<표 7> 수입 원재료의 Cointegrating Form

	LIRMS	LIRMFF	LIRMFI	LIRMM	LIRMIR	LIRMCH	LIRMET
D(LRX(-1))	0.054 (2.322**)	0.000 (0.7816)	-0.085 (-0.778)	0.200 (1.4224)	0.478 (3.339***)	0.0195 (0.1280)	
D(LRX(-2))	0.165 (1.1617)	0.273 (2.193**)	0.005 (0.7564)	0.316 (2.333**)	0.349 (2.302***)	-0.2546 (-1.712)	
D(LRX(-3))	0.1197 (0.8440)	0.4461 (3.504***)	0.086 (0.3218)	0.288 (2.273**)	0.159 (1.1288)	0.0392 (0.2679)	
D(LRX(-4))	0.3109 (2.237**)	0.3474 (2.455**)	0.485 (4.023***)	0.358 (2.933***)	0.1937 (1.4230)	0.0846 (0.6060)	
D(LRX(-5))	-0.234 (-1.563)					-0.4714 (-3.35***)	
D(LRX(-6))						-0.3038 (-2.31**)	
D(LRX(-7))						-0.2863 (-2.14**)	
D(LRKOY)	0.121 (0.1580)	-2.726 (-2.004*)	-4175 (-289***)	1.170 (1.0337)	0.394 (0.2185)	-1.718 (-0.997)	0.387 (0.0596)
D(LRKOY(-1))		-2.452 (-1.838*)			2.874 (1.6325)	-0.836 (-0.539)	
D(LRKOY(-2))		-1.951 (-1.668)			5.489 (2.911***)	-1.843 (-1.143)	
D(LRKOY(-3))					-2.244 (-1.197)	-2.573 (-1.580)	
D(LRKOY(-4))					1.134 (0.6405)	0.008 (0.0049)	
D(LRKOY(-5))					2.725 (1.5004)	-0.516 (-0.345)	
D(LRKOY(-6))					-1.110 (-0.682)	-2.364 (-1.645)	
D(LRKOY(-7))					-2.40 (-1.80*)	-3.018 (-2.38**)	

DLRER)	0.361 (2.629**)	0.169 (0.9496)	0.230 (0.9885)	0.342 (1.6765)	0.401 (1.7749)	0.338 (1.4755)	1.317 (1.0710)
DLRER(-1)		-0.446 (-2.610**)			0.089 (0.3104)	0.054 (0.2497)	
DLRER(-2)					0.702 (3.134***)	0.594 (2.684**)	
DLRER(-3)					-0.198 (-0.796)	-0.577 (-2.59**)	
DLRER(-4)					0.346 (1.4946)		
DLRER(-5)					0.272 (1.2705)		
DLRER(-6)					0.654 (3.254***)		
DLRER(-7)					-0.585 (-2.580**)		
D(BREAK)	0.057 (2.377**)	-0.009 (-0.232)	0.125 (2.674**)	-0.115 (-2.99***)	0.134 (3.535***)	0.001 (0.0322)	0.318 (1.1319)
CointEq(-1)	-0.233 (-2.214**)	-0.135 (-4.131***)	-0.055 (-3.24***)	-0.689 (-4.41***)	-0.639 (-3.40***)	0.105 (3.352***)	-0.767 (-6.224***)

• LRX: lagged variable for each regression model dependent variable

• () t-statistics, p: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

원자재의 경우 불균형에서 균형으로의 회복은 수입 동식물성 연·원료(LIRMFF), 수입 섬유류(LIRMFI), 수입 철강 및 금속제품(LIRMIR), 수입 화학공업제품(LIRMCH) 등은 소득 변동에 의해 크게 의존하며 상대적으로 환율 변동에 대한 의존은 작은 것으로 나타났으나 소득탄력성의 부호는 수입 철강 및 금속제품(LIRMIR)만 정상적인 양(+)의 부호를 나타내고 나머지는 음(-)의 부호를 나타내 열등재의 성격을 띠고 있다. 수입 원자재의 환율탄력성의 부호가 양(+)에서 음(-)으로 전환되는 수입 동식물성 연·원료(LIRMFF), 수입 철강 및 금속제품(LIRMIR), 수입 화학공업제품(LIRMCH)은 시차의 차이가 있으나 J-Curve 효과가 나타나고 있다.

<표 8> 수출 원재료의 Cointegrating Form

	LORMS	LORMFF	LORMFI	LORMM	LORMIR	LORMCH	LORMET
D(LRX(-1))	-0.1112 (-0.887)	-0.2041 (-1.72*)		-0.1670 (-1.607)	0.1681 (1.506)	-0.5335 (-4.16***)	-0.0886 (-0.576)
D(LRX(-2))	0.0859 (0.7425)	0.0838 (0.52)		4.5857 (1.715*)	-0.0672 (-0.600)	-0.3914 (-2.79***)	0.0094 (0.028)
D(LRX(-3))	0.2408 (2.084**)	0.0806 (0.28)		-6.5232 (-2.47**)	-0.2338 (-2.387)	-0.3338 (-3.35***)	-0.3751 (-2.49**)
D(LRX(-4))	0.3339 (3.533***)	0.3244 (3.04***)		-4.1166 (-1.529)	0.2283 (2.130**)		
D(LRX(-5))	0.2308 (2.466**)				-0.3339 (-3.31***)		
D(LRJPY)	3.468 (2.254**)		0.584 (0.4800)	4.586 (1.715*)	3.571 (2.135**)	-0.105 (-0.089)	-6.686 (-1.119)
D(LRJPY(-1))	-3.913 (-2.58**)			-6.536 (-2.47**)	2.737 (1.815*)		
D(LRJPY(-2))	-2.602 (-1.92*)			-4.117 (-1.529)			
D(LRER)	0.433 (2.443**)	0.9833 (4.66***)	0.638 (3.602***)	0.009 (0.0254)	1.002 (5.086***)	0.722 (4.252***)	-0.873 (-0.854)
D(LRER(-1))	-0.824 (-3.41***)		-0.511 (-2.57***)	-0.901 (-1.75*)	-0.412 (-1.396)	-0.536 (-2.55**)	
D(LRER(-2))	-0.996 (-3.88***)			-1.952 (-4.13***)	0.336 (1.0852)	0.589 (2.973***)	
D(LRER(-3))	-0.637 (-2.34**)			-1.133 (-2.08**)	-0.049 (-0.159)		
D(LRER(-4))	-0.317 (-1.548)			-0.997 (-2.29**)	-0.726 (-2.40**)		
D(LRER(-5))	-0.089 (-0.400)			-0.629 (-1.412)	0.236 (0.8306)		
D(LRER(-6))	0.105 (0.5234)			-0.712 (-1.93*)	-0.647 (-2.15**)		
D(LRER(-7))	-0.674 (-3.30***)			-1.451 (-3.34***)	-0.678 (-2.99***)		
D(BREAK)	-0.008 (-2.39**)	-0.0670 (-1.47)	0.077 (1.5129)	-0.153 (-2.00*)	-0.219 (-3.79***)	-0.106 (-2.98***)	0.537 (2.247**)
CointEq(-1)	-0.928 (-6.44***)	-0.1705 (-1.897*)	-0.114 (-1.947*)	-0.806 (-6.13***)	-0.462 (-4.65***)	-0.047 (-2.94***)	-0.187 (-2.536**)

•LRX: lagged variable for each regression model dependent variable

▪ () t-statistics, p: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

<표 9>에는 수입 자본재의 단기계수가 정리되어 있다. 모든 수입 자본재의 오차수정항은 조정속도의 차이가 있지만 이론에 부합하는 음(-)의 부호를 보이며 모두 유의성이 있는 것으로 나타났으며, 불균형이 발생했을 경우 균형으로의 조정은 대부분 탄력적인 양(+)의 소득 변동에 의해 조정되는 것으로 나타났다. 또한 기계류(LIKGM)의 단기 소득변동탄력성은 비탄력적으로 나타나 필수재의 성격을 띠고 있고 나머지 자본재의 단기 소득변동탄력성은 탄력적으로 나타나 사치재의 성격을 띠고 있다. 환율 변동의 단기탄력성은 비탄력적으로 나타났으며 J-Curve 효과는 나타나지 않고 있다.

<표 9> 수입 자본재의 Cointegrating

	LIKGS	LIKGT	LIKGM	LIKGIP	LIKGIR
D(LRX(-1))	-0.2428 (-2.017**)	-0.3854 (-3.060***)		0.1169 (0.9563)	0.0860 (0.7425)
D(LRX(-2))	-0.2330 (-1.831*)	0.0268 (0.2099)		0.1832 (1.5122)	-0.0645 (-0.592)
D(LRX(-3))	-0.3431 (-2.788***)	-0.3192 (-1.920*)		-0.0823 (-0.740)	-0.0044 (-0.041)
D(LRX(-4))	-0.2090 (-1.524)	-0.1428 (-0.972)		0.3962 (3.1405***)	0.4180 (3.9654***)
D(LRX(-5))	-0.2884 (-2.495**)	0.2674 (1.9098*)			
D(LRX(-6))	-0.0666 (-0.630)	-0.2090 (-1.283)			
D(LRX(-7))	0.2487 (2.5745**)	-0.3874 (-2.839***)			
D(LRKOY)	3.364 (2.2523**)	7.574 (2.2185**)	0.809 (0.5830)	4.559 (3.5884***)	7.251 (5.6551***)
D(LRKOY(-1))	5.484 (4.0598***)	1.513 (0.5108)	7.239 (6.2300***)		
D(LRKOY(-2))	3.916 (2.4171**)	3.723 (1.1483)			
D(LRKOY(-3))	4.006 (2.8307***)	12.977 (4.1890***)			
D(LRKOY(-4))	4.083 (2.7105**)				
D(LRKOY(-5))	4.218 (2.7409**)				
D(LRER)	0.078 (0.4292)	0.637 (1.3232)	-0.019 (-0.101)	0.410 (1.9404*)	-0.016 (-0.082)

D(LRER(-1))	0.014 (0.0784)	-0.294 (-0.734)			-0.328 (-1.661)
D(LRER(-2))	0.263 (1.5210)	-0.087 (-0.211)			0.735 (3.7356***)
D(LRER(-3))	-0.352 (-2.158**)	0.976 (2.3377)			-0.852 (-4.212***)
D(LRER(-4))	0.307 (2.1117**)	0.500 (1.3633)			0.829 (4.0141***)
D(LRER(-5))		0.736 (1.9598)			-0.596 (-3.127***)
D(LRER(-6))		-0.179 (-0.523)			
D(LRER(-7))		-0.709 (-2.137**)			
DBREAK	-0.119 (2.1117**)	0.162 (1.7398*)	-0.131 (-3.231***)	-0.004 (-0.104)	-0.113 (-2.254**)
CointEq(-1)	-0.464 (-6.473***)	-0.230 (-5.687***)	-0.230 (-5.421***)	-0.377 (-4.797***)	-0.410 (-5.374***)

▪ LRX: lagged variable for each regression model dependent variable
 ▪ () t-statistics, p: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

<표 10>에는 수출 자본재 산업 중분류별 단기계수가 정리되어 있다. 오차항의 계수(EC_{t-1})는 모두 이론에 부합하는 음(-)의 부호를 나타내며 유의미한 값을 갖는 것으로 나타났다. 오차수정항의 계수값은 상대적으로 작게 나타나 균형으로의 조정속도가 느리게 나타났으며 불균형에서 균형으로의 조정은 소득 변화에 의해 이루어지는 것으로 나타났다. 수출 자본재 전체(LOKGS), 수출 수송장비(LOKGT), 수출 IT부품(LOKGIR)의 소득 탄력성은 양의 값을 나타내며 유의하게 나타나고 있으며, 환율탄력성은 수출 수송장비(LOKGT), 수출 기계류(LOKGM), 수출 IT부품(LOKGIR) 등은 각각 2기, 1기, 4기 이후 유의한 양(+)의 비탄력적인 값을 나타내 J-curve 효과는 기대할 수 없다. 자본재의 경우 수입 자본재의 소득변동 탄력성이 수출재의 소득변동탄력성보다 크거나 시차가 길게 나타나 수출 재화보다 단기적으로 우등재인 것으로 판단된다.

<표 10> 수출 자본재의 Cointegrating Form

	LOKGS	LOKGT	LOKGM	LOKGIP	LOKGR
D(LRX(-1))	-0.3790 (-3.233***)	-0.3775 (-3.187***)		-0.3287 (-2.499**)	0.0275 (0.2343)
D(LRX(-2))		-0.2245 (-2.037**)		0.0628 (0.4459)	-0.2621 (-2.274**)
D(LRX(-3))				-0.2679 (-1.983*)	
D(LRJPY)	2.523 (2.3186**)	9.188 (4.4755***)	0.400 (0.4097)	-0.316 (-0.095)	4.762 (2.4943**)
D(LRJPY(-1))	1.689 (1.6038)				
D(LRER)	0.183 (1.0318)	0.405 (1.3856)	0.516 (3.9575***)	0.474 (0.8769)	-0.096 (-0.376)
D(LRER(-1))		0.877 (2.4729**)	-0.359 (-2.326**)		-0.521 (-1.625)
D(LRER(-2))			-0.265 (-2.092**)		0.793 (2.4995**)
D(LRER(-3))					-0.642 (-1.893*)
D(LRER(-4))					0.079 (0.2637)
D(LRER(-5))					-0.744 (-2.821***)
D(BREAK)	-0.110 (-2.458**)	-0.392 (-4.257***)	-0.055 (-1.943*)	-0.109 (-1.029)	0.060 (1.0726)
CointEq(-1)	-0.090 (-3.028***)	-0.048 (-3.873***)	-0.100 (-5.008***)	-0.166 (-2.632**)	-0.074 (-3.521***)

• LRX:: lagged variable for each regression model dependent variable

• () t-statistics, p: ***<0.01, **<0.05, *<0.10

상술한 바와 같은 실질소득 변동과 실질환율 변동의 수출과 수입에 대한 단기 영향은 장기적으로 영향을 지속할 것인가에 대한 답은 장기계수의 평가 결과를 보고 확인할 수 있다. 먼저 수입 재화의 장기계수에 대한 평가 결과가 <표 11>에 정리되어 있다. 수입 소비재(LICGS)의 경우 소득 탄력성은 -0.4127로 비탄력적인 열등재로 나타나고 있으며 환율의 영향은 받지 않는 것으로 나타났다. 소비재 부문에서 유일하게 최근 적자폭이 다시 증가하고 있는 수입 내구소비재(LICGG) 역시 장기적으로 환율은 영향을 미치지 않으며 소득탄력성이 음(-)의 탄력적인 열등재의 성격을 띠고 있다. 수입 비내구소비재(LICGNG) 역시 장기적으로 환율에 영향을 받

지 않으며 소득탄력성이 양(+)¹⁾인 비탄력적인 필수재임을 알 수 있다. 소비재 중 수입 비중이 가장 작은 간이세 적용분 소비재(LICGST)는 탄력적인 음(-)의 소득과 비탄력적인 음(-)의 환율탄력성을 나타내 열등재의 성격을 띠지만 저 가격이 수입유인인 것으로 판단된다. 최근 소비재 흑자의 약 3.86배에 이르는 적자를 나타내고 있는 수입 원자재의 경우 원자재 전체(LIRMS)는 비탄력적 음(-)의 소득에만 영향을 받는 것으로 나타나 열등재의 성격을 띠고 있는 것으로 나타났으나, ARDL 한계 검정과 오차수정모형에서 오차수정항이 이론과 달리 (+)의 부호를 나타내며 장기관계가 기각된 화학제품(LIRMCH)이 원자재 적자의 가장 큰 부분을 차지하고 있는데 장기소득계수와 환율계수가 유의하지 않은 것으로 나타나 이 제품의 대일 무역은 다른 제품의 적자에도 불구하고 한국의 후생 증가에 영향을 미치는 것과는 달리 후생을 증가시키지 않는 것으로 판단할 수 있다.

산업 중분류별로는 수입 광산물 원자재(LIRMM)는 비탄력적 양(+)²⁾의 환율에 의해서만 영향을 받는 것으로 나타나 환율 상승으로 수입 상품의 가격이 상승함에도 불구하고 필수재이기 때문에 수입하고 있고, 반대로 수입 기타 원자재(LIRMET)는 탄력적 양(+)³⁾의 환율에 의해서 영향을 받는 베블렌 효과가 나타나고 있다. 수입 철강 및 금속제품 원자재(LIRMIR)는 원자재 중 화학제품 다음으로 적자가 큰 제품으로 음(-)의 탄력적 소득에 의해서만 영향을 받는 열등재의 성격을 띠고 있으나 최근 다시 수입이 증가하고 있는 것이 우려된다. 자본재 수입의 경우 소폭의 흑자를 나타내고 있는 수송장비와 IT제품과 달리 나머지 제품에서 적자폭이 원자재 적자폭을 다소 상회하고 있다. 자본재 적자의 가장 큰 원인은 기계류와 IT부품 수입에 있다. 이러한 측면에서 자본재 전체 수입(LIKGS)은 소득보다는 이론과 달리 양(+)⁴⁾의 비탄력적 환율에 의존하는 것으로 나타나 가격이 상승함에도 불구하고 수입하는 것으로 나타나 필수재의 성격을 띠고 있으며, IT부품(LIKGIR)의 경우 ARDL 한계 검정과 오차수정모형의 추정 결과 오차수정항이 이론에 부합하는 음(-)의 부호를 보이며 유의한 것으로 나타나 소득과 환율 간 안정적인 장기관계를 확인할 수 있었으나, 장기계수는 유의하지 않은 것으로 나타나 이러한 안정적인 관계가 장기계수에 의한 것이 아니라 단기 소득 변동과 환율 변동에 의한 것으로 판단할

수 있다. 따라서 앞서 살펴본 바와 같이 IT부품은 단기 탄력적인 소득변동탄력성과 비탄력적 환율탄력성에 의존하는 우등재의 성격을 띠고 있음을 알 수 있다.

<표 11> 수입 재화의 장기계수 평가 결과

ARDL Model		LRKY	LRER	BREAK	C
LICGS	(6,4,7)	-0.4127 (-2.179**)	-0.1842 (-1.024)	0.1450 (1.102)	18.8369 (7.482***)
LICGD	(5,8,4)	-0.2894 (-0.587)	-1.0517 (-0.94)	0.9432 (1.444)	17.5268 (2.411)
LICGG	(8,3,8)	-1.4879 (-5.310***)	-0.1247 (-0.534)	0.1435 (1.098)	31.8069 (9.263***)
LICGNG	(5,1,1)	0.6816 (2.805***)	0.0133 (0.065)	0.0520 (0.392)	3.4162 (1.074)
LICGST	(5,8,6)	-9.5102 (-33.928***)	-0.6316 (-2.423**)	0.2980 (1.732*)	123.2954 (33.290***)
LIRMS	(6,0,1)	-0.5176 (-1.757*)	-0.0023 (-0.011)	0.1331 (0.719)	22.3430 (5.857***)
LIRMFF	(5,3,2)	-1.4990 (-2.213**)	-0.3608 (-0.713)	-0.0471 (-0.13)	32.2477 (3.663)
LIRMF1	(5,1,0)	-2.2459 (-0.62)	-1.9356 (-0.709)	2.7145 (0.71)	45.1346 (1.053)
LIRMM	(5,0,0)	0.2033 (1.522)	0.4030 (3.648***)	-0.1710 (-2.184**)	10.0787 (5.635***)
LIRMIR	(5,8,8)	-1.4799 (-10.193***)	-0.1344 (-0.783)	0.1635 (1.571)	33.7557 (17.409***)
LIRMCH	(8,8,4)	-0.5522 (-0.592)	0.1448 (0.19)	-0.1970 (-0.347)	20.5522 (1.679)
LIRMET	(1,0,0)	1.0587 (1.395)	1.7528 (2.551**)	-0.4061 (-0.806)	-11.2592 (-1.097)
LIKGS	(8,6,5)	0.0884 (0.518)	0.3016 (2.155**)	-0.2153 (-1.455)	13.4296 (5.883***)
LIKGT	(8,4,8)	-0.8345 (-0.789)	-1.4182 (-1.03)	1.1306 (1.361)	26.1556 (1.7204*)
LIKGM	(1,2,0)	0.6865 (1.837*)	0.4570 (1.29)	-0.7429 (-2.097**)	5.0615 (0.987)
LIKGP	(5,1,1)	-1.7012 (-7.069***)	-0.2753 (-1.269)	-0.0532 (-0.328)	34.8528 (10.772***)
LIKGR	(5,1,6)	-0.3378 (-1.258)	-0.0736 (-0.304)	-0.1259 (-0.643)	18.8864 (5.102***)

• () t-statistics, P: ***<1%, **<5%, *<10%

<표 12>에는 수출 재화에 대한 식(6)의 회귀모형에 대한 장기탄력성을 정리하였다. 먼저 수출 소비재 전체(LOCGS)의 장기 소득계수와 환율계수는 유의미하지 않은 것으로 나타나 단기 소득 변동과 환율 변동에 의한 균형으로 조정받고 있음을 알 수 있다. 소비재 상품수지 흑자의 대부분을 차지하고 있는 직접소비재(LOCGD)는 탄력적인 소득과 환율에 의해 영향을 받고 있으며 소득 효과가 환율 효과보다 크다. 반면 소비재 중 적자를 나타내 소비재 흑자를 감소시키고 있는 내구소비재는 장기계수에 의해서는 영향을 받지 않고 단기 소득 변동과 환율 변동에 의해 장기 균형을 나타내고 있다. 간이 소비세 적용분 소비재(LOCGST)는 매우 큰 탄력적 소득탄력성과 탄력적인 환율탄력성을 나타내고 있으나 소비재에서 차지하는 흑자 비중이 매우 낮다.

<표 12> 수출 재화의 장기계수

ARDL Model		LRJY	LRER	BREAK	C
LOCGS	(7,0,0)	1301.6 (0.008)	662.8 (0.008)	-56.722 (0.008)	-16872.1 (-0.008)
LOCGD	(5,0,0)	4.0723 (2.347**)	1.4523 (3.216***)	-0.3322 (-1.916*)	-38.3623 (-1.820*)
LOCGG	(4,0,0)	66.245 (0.143)	24.5475 (0.156)	1.8935 (0.147)	-825.33 (-0.142)
LOCGNG	(2,1,0)	5.1462 (1.63)	1.4813 (2.228**)	-0.2027 (-0.674)	-51.4633 (-1.338)
LOCGST	(4,8,5)	11.326 (2.450**)	2.0452 (2.227**)	-1.3188 (-2.155**)	-130.0796 (-2.323**)
LORMS	(6,3,8)	7.4253 (8.341***)	1.3286 (6.607***)	-0.1788 (-1.669)	-75.2902 (-7.099***)
LORMFF	(5,0,1)	0.7954 (7.557***)	0.9757 (1.8956*)	-0.5020 (-1.304)	
LORMFI	(1,0,2)	-0.5742 (-0.127)	0.1026 (0.117)	0.4811 (0.676)	17.8569 (0.327)
LORMM	(2,3,8)	10.652 (5.593***)	2.7859 (7.894***)	-0.3153 (-1.712*)	-117.50 (-5.164***)
LORMIR	(6,2,8)	0.2811 (0.127)	0.8586 (2.745**)	-0.3342 (-1.436)	8.2716 (0.319)
LORMCH	(4,0,3)	5.0661 (0.463)	1.4480 (0.589)	-1.6423 (-0.378)	-48.6484 (-0.373)
LORMET	(4,0,0)	-22.811 (-1.279)	-5.1878 (-1.612)	3.5350 (1.314)	286.53 (1.337)
LOKGS	(2,2,0)	4.0265 (0.474)	1.2593 (1.2)	-0.4628 (-0.58)	-35.2949 (-0.351)

LOKGT	(3,1,2)	18.991 (0.779)	4.2043 (1.016)	-7.2245 (-0.605)	-219.33 (-0.761)
LOKGM	(1,0,3)	16.112 (3.338***)	2.1858 (2.511**)	-0.4222 (-0.73)	-180.12 (-3.113**)
LOKGIP	(4,0,0)	11.652 (1.121)	4.1107 (1.959*)	-0.3634 (-0.382)	-133.44 (-1.076)
LOKGIR	(3,1,6)	-39.173 (-1.137)	-2.8283 (-0.894)	1.1987 (0.66)	479.68 (1.17)

• () t-statistics, P: ***<1%, **<5%, *<10%

원자재 수출의 경우 원자재 전체(LORMS)는 이론에 부합하는 양(+)의 부호를 나타내며 탄력적인 소득탄력성과 환율탄력성을 나타내고 있으나 이는 산업 중분류별 합산에 따른 편의(bias)가 나타나고 있다. 산업 중분류별로 원자재 상품수지 적자가 가장 많은 화학제품 수출(LORMCH)의 장기계수는 유의하지 않은 것으로 나타나 화학제품 수출은 자체 변수의 단기 변동과 환율 변동에 의해 균형으로 조정됨을 확인할 수 있다.

그런데 앞선 화학제품 수입(LIRMCH)의 국내소득, 환율 간 장기관계가 성립되지 않아 대일 화학제품 무역은 일본 후생 증대, 한국 후생 감소를 유발하는 것을 알 수 있다. 화학제품 다음으로 원자재에서 상품수지 적자가 큰 철강 및 금속제품(LORMIR)은 이론에 부합하는 양(+)의 부호를 나타내며 비탄력적인 환율이 수출에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자본재 수출의 경우 적자폭이 가장 큰 기계류 수출(LOKGM)의 소득탄력성과 환율탄력성은 이론에 부합하는 양(+)의 부호를 나타내며 유의미한 계수를 나타내고 있다. 다음으로 적자가 큰 자본재 부품 수출(LOKGIR)의 장기계수는 유의하지 않은 것으로 나타나 소득과 환율의 단기 변동이 장기관계를 설명하는 것을 알 수 있다.

다음으로 실증분석모형의 주요 회귀통계 및 진단 검정통계량을 확인해 보기로 한다. 잔차와 안정성 진단의 검정통계량은 <표 13>에 정리하였다. 먼저 잔차에 대한 진단은 시계열 상관을 검정하기 위해 Breusch-Godfrey 검정을 실시하였으며, 이분산에 대한 검정은 Breush-Pagan-Godfrey 검정을 실시하였다. 또한 모형의 안정성을 진단하기 위해 Ramsey Reset 검정을 실시하였다. 진단 결과 수입 기타 원자재 방정식과 수출 간이세율 적용분 소비재를 제외한 대부분의 ARDL모델에 대한 \bar{R}^2 의 높은 값은 모델

의 전반적인 적합도가 만족스럽다는 것을 보여주고 있고, 이분산 검정 결과 기타 원자재 수출(LORMET) 회귀모형의 이분산이 우려되기는 하지만 이를 제외한 모든 수출입 방정식 공적분 회귀모형의 안정성 진단 검정 통계량은 강건함을 보여주고 있다.

<표 13> 모델 진단 결과

ARDL Model		\bar{R}^2	D.W	잔차 진단		안정성 진단
				Serial Correlation LM Test ¹⁾	Heteroskedasticity Tests ²⁾	Reset Tests ³⁾
LICGS	(6,4,7)	0.838	2.216	0.993(0.383)	0.432(0.974)	0.294(0.592)
LICGD	(5,8,4)	0.776	1.964	0.150(0.862)	0.975(0.513)	0.810(0.376)
LICGG	(8,3,8)	0.835	2.09	1.938(0.164)	0.731(0.772)	0.307(0.584)
LICGNG	(5,1,1)	0.686	2.086	1.572(0.220)	0.751(0.673)	2.988(0.091)
LICGST	(5,8,6)	0.917	1.677	0.573(0.571)	0.728(0.776)	3.065(0.091)
LIRMS	(6,0,1)	0.834	1.888	1.454(0.246)	1.601(0.140)	0.030(0.863)
LIRMFF	(5,3,2)	0.940	2.001	0.486(0.619)	0.893(0.567)	0.675(0.416)
LIRMFI	(5,1,0)	0.953	2.095	1.611(0.212)	0.879(0.551)	0.011(0.918)
LIRMM	(5,0,0)	0.603	2.003	0.521(0.779)	0.787(0.617)	0.996(0.324)
LIRMIR	(5,8,8)	0.925	1.84	0.107(0.899)	0.852(0.652)	0.552(0.465)
LIRMCH	(8,8,4)	0.837	2.011	0.078(0.926)	0.909(0.589)	0.763(0.390)
LIRMET	(1,0,0)	0.180	2.052	0.475(0.625)	1.358(0.261)	0.272(0.604)
LIKGS	(8,6,5)	0.792	2.023	2.904(0.073)	0.412(0.982)	2.135(0.156)
LIKGT	(8,4,8)	0.730	2.306	1.667(0.209)	0.836(0.666)	0.000(0.993)
LIKGM	(1,2,0)	0.811	2.117	2.166(0.126)	0.882(0.515)	1.237(0.272)
LIKGIP	(5,1,1)	0.913	2.182	1.307(0.282)	1.425(0.202)	1.780(0.189)
LIKGIR	(5,1,6)	0.724	2.026	0.040(0.961)	0.559(0.887)	0.370(0.547)
LOCGS	(7,0,0)	0.862	2.116	1.283(0.289)	0.662(0.752)	0.498(0.485)
LOCGD	(5,0,0)	0.834	1.964	0.489(0.616)	1.024(0.432)	0.363(0.550)
LOCGG	(4,0,0)	0.800	1.743	1.798(0.177)	3.556(0.004)	2.656(0.110)
LOCGNG	(2,1,0)	0.769	2.055	1.733(0.188)	1.426(0.224)	0.286(0.595)
LOCGST	(4,8,5)	0.426	1.947	3.546(0.042)	0.924(0.565)	0.882(0.355)
LORMS	(6,3,8)	0.813	2.608	4.597(0.019)	1.123(0.378)	0.064(0.801)
LORMFF	(5,0,1)	0.825	2.059	0.6237(0.541)	1.0641(0.4075)	0.2647(0.609)
LORMFI	(1,0,2)	0.770	2.094	0.717(0.493)	1.211(0.316)	0.144(0.706)
LORMM	(2,3,8)	0.760	2.449	3.071(0.060)	0.349(0.986)	0.711(0.405)
LORMIR	(6,2,8)	0.654	1.671	0.196(0.159)	0.694(0.797)	1.385(0.249)
LORMCH	(4,0,3)	0.820	1.891	0.123(0.885)	0.446(0.915)	0.354(0.555)
LORMET	(4,0,0)	0.734	2.126	0.772(0.468)	7.419(0.00)	12.255(0.001)
LOKGS	(2,2,0)	0.943	1.854	3.170(0.051)	0.617(0.739)	3.418(0.071)
LOKGT	(3,1,2)	0.958	1.835	0.349(0.707)	0.661(0.740)	0.491(0.487)

LOKGM	(1,0,3)	0.984	2.305	0.658(0.522)	0.387(0.906)	1.462(0.233)
LOKGIP	(4,0,0)	0.774	1.881	1.152(0.325)	0.859(0.546)	0.445(0.508)
LOKGIR	(3,1,6)	0.847	2.17	0.447(0.643)	0.790(0.666)	0.055(0.816)

· 1) Breusch-Godfrey 2) Breusch-Pagan-Godfrey 3) Ramsey, F-statsite(Probability)

V. 결론

최근 소비재 순 수출 흑자폭이 감소하고 있는 반면 원자재와 자본재 순 수출 적자폭은 증가하고 있어 산업 경쟁력의 저하와 대일 경쟁력이 취약해지고 있다. 본 연구는 2002년 1분기부터 2016년 3분기까지의 자료를 이용하여 환율과 소득이 대일 수출과 수입에 미치는 장·단기 영향을 분석하였다. 실증분석 결과에 대한 요약과 시사점은 다음과 같다.

첫째, Breakpoint 단위근 검정 결과 2008년 금융위기의 여파로 대일 실질환율과 국내 실질GDP는 2008년 4분기 구조적 변동을 발생시켰으며, 일본 실질 GDP는 1분기 후행한 2009년 1분기가 구조 변동으로 나타났다. 그러나 34부문 신성질별 수출입 변수는 2008년 4분기 이전 품목에 따라 달리 선행하여 구조 변동이 나타난 품목과 이후 후행해서 나타난 품목 등 다양한 형태로 나타나고 있다. 따라서 향후 실증분석에서는 이러한 점을 고려되어야 하며 본 연구에서는 구조 변화를 고정 회귀변수로 취급하여 실증분석하여 모형의 정교성을 제고하였다.

둘째, ARDL 한계 검정과 오차수정모형의 검정 결과 화학제품을 제외한 모든 신산업 중분류별 제품과 실질소득과 실질환율 간 장기관계가 확인되었다. 따라서 장기관계가 확인된 제품들에 대한 대일 무역은 비록 무역적자가 발생하더라도 양국 무역은 양국 후생 증가에 도움이 된다고 볼 수 있다. 그러나 화학제품 수입(LIRMCH)의 경우 설명변수들과 장기관계가 기각되었으며, 수출(LORMCH)은 설명변수들과 장기관계가 확인되었으나 단기 환율 변동과 자체 변수의 변동으로 수출 불균형에서 균형으로 조정되거나 조정속도가 매우 느리게 나타나고 있다. 따라서 화학제품 무역은 한국 후생의 일방적 감소를 의미한다. 이는 2008년 3분기까지 지속적으로 감소하던 화학제품 상품수지가 이후 다시 꾸준히 증가하는 것에서 원인을

찾을 수 있다.

셋째, 2015년 3분기 이후 적자로 반전된 소비재의 경우 소비재 전체 수입(LICGS)의 장기소득탄력성이 비탄력적 음(-)의 부호를 나타내 열등재의 성격을 띠지만 적자가 증가하고 있는 내구소비재(LICGG)와 비내구소비재(LOCNG)의 실증분석 결과, 먼저 내구소비재 수입(LICGG)의 장기소득탄력성이 탄력적으로 나타나 우등재의 성격을 띠는 반면 수출 내구소비재(LOCNG)는 단기 탄력적 소득 변동에 의존하며 환율 변동에는 비탄력적으로 반응하는 것으로 나타났다. 비내구소비재의 경우 수입(LICNG)은 비탄력적 소득에 의존하는 반면 수출(LOCNG)은 탄력적 환율에 의존하고 있다. 따라서 내구재의 경우 최근 품질 경쟁력 저하가 두드러지게 나타나기 때문에 품질 경쟁력 강화가 필요하고, 비내구재 역시 저가격 위주의 수출의존에서 탈피해야 할 것으로 판단된다.

넷째, 원자재의 경우 전체적으로 수입(LIRMS)은 비탄력적 음(-)의 부호를 나타내는 소득에 의존하는 반면 수출(LORMS)은 이론에 부합하는 매우 탄력적인 양(+)의 부호를 나타내는 소득탄력성과 탄력적인 환율에 의존하는 것으로 나타나 수입 재화는 열등재의 성격을, 수출 재화는 우등재이며 사치재의 성격을 띠고 있다. 그러나 상품수지 적자가 증가하는 이유는 수입 재화가 감소에도 불구하고 아직 수출이 뒷받침하지 못하고 있기 때문이다. 이를 제품별로 살펴보면 원자재 수입 비중이 가장 큰 화학제품의 경우 수입(LIRMCH)은 장기적으로 소득, 환율과 안정적인 균형관계에 있는 것이 아니라 이탈하고 있는 것으로 나타났으며, 수출은 비탄력적 환율에 의존하고 있는 것으로 나타나 적자의 원인인 것으로 나타났다. 다음으로 적자가 큰 철강 및 금속제품의 경우 장기적으로 수입은 비탄력적 음(-) 소득탄력성에 수출은 비탄력적 환율탄력성에 의존하고 있다. 따라서 국내소득 증가에 따라 수입이 감소함에도 불구하고 품질우위가 아닌 저가격에만 의존한 수출이 뒷받침되지 못한 것으로 판단된다.

다섯째, 역시 대일 상품수지 적자의 주요 요인인 자본재 전체의 경우 수입(LIKGS)은 장기적으로 이론과 달리 비탄력적 양(-)의 환율탄력성에 의존하는 반면 수출(LOKGS)은 단기 탄력적 소득 변동에 의존하는 것으로 나타났다. 이는 수입자본재(LIKGS)에서 가격이 상승함에도 불구하고

수입이 증가하는 베블렌 효과(Veblen effect)에 기인한 것으로 판단된다. 이를 제품별로 살펴보면 자본재 적자의 가장 큰 비중을 차지하고 있는 기계류의 경우 수입(LIKGM)은 장기적으로 비탄력적 양의 소득에 의존하고 있는 반면 수출(LOKGM)은 탄력적 양의 소득과 환율탄력성에 의존하고 있다. 이는 수입 일본기계류(LIKGM)가 우량재로서 품질 경쟁력이 제고되고 있음을 의미하며, 수출기계류(LOKGM)가 증가하고 있기는 하지만 규모면에서 수입에 밀리기 때문이다. 다음으로 자본재 수입의 적자가 큰 IT 부품을 살펴보면 수입(LIKGIR)과 수출(LOKGIR) 모두 장기에는 양국 소득과 환율에는 영향을 받지 않으며 단기 소득 변동에 의해 큰 영향을 받지만, 수입의 국내소득 탄력성이 수출의 일본소득 탄력성을 압도하는 것으로 나타나 수입 재화가 상대적으로 우량재의 성격을 띠는 것으로 나타났다.

마지막으로 일부 수입 소비재(LICGS, LICGD), 원자재(LIRMFF, LIRMIR), 자본재(LIKGS, LIKGT)와 수출 자본재(LIKGIR)에서 J-curve 효과가 발견되기도 하였으나 나머지 대부분에서는 발견되지 않았다. 따라서 인위적 환율 조정 정책은 대일 무역적자 해소에 도움이 되지 않는다.

본 논문은 실질소득과 실질환율이 대일 상품교역에 미치는 영향을 논문 지면의 제약, 및 교역 재화의 성질별 파악 편의성 등의 이유로 신성질별 분류에 한정하여 분석하였으나, 품목별로 분석하는 경우 포괄 분류에 따른 편익(bias)을 줄일 수 있다. 또한 최근 중국 및 미국과의 상품교역과 관련한 정책적 이슈에 따른 관심이 증대되고 있기 때문에 이들 국가와의 상품교역의 변화와 정책 대응을 위한 연구도 진행될 필요가 있다.

| 참고문헌 |

1. 논문 및 단행본

- 강기찬 (2008). “대일본·대중국 무역수지 결정요인 분석과 시사점.” 『KIET 산업경제분석』. November, pp. 67-76.
- 김미정·심성훈 (2013). “실질환율이 대미국, 대일본, 대중국 무역수지에 미치는 영향: J-curve효과 분석.” 『국제지역연구』. 제17집. 3호, pp. 285-308.
- 김종구 (2007). “원/엔 환율 변동성의 특성과 대일 무역수지 함수 추정.” 『국제지역연구』. 제11집. 3호, pp. 172-196.
- 이민환 (2007). “한국의 양국 간 무역에 대한 환율의 영향.” 『무역학회지』. 제32집. 2호, pp. 239-261.
- Bahmani-Oskooee, M. and G. G. Goswami (2004). “Exchange rate sensitivity of Japan’s bilateral trade flows.” *Japan and the World Economy*. Vol. 16, pp. 1-15.
- Bahmani-Oskooee, M. and S. W. Hegerterty (2009). “The Japanese-U.S. Trade balance and the Yen: Evidence from industry data.” *Japan and the World Economy*. Vol. 21, pp. 161-171.
- Bahmani-Oskooee, M. and T. J. Brooks (1999). “Bilateral J-Curve between US and her trading partners.” *Weltwirtschaftliches Archives*. Vol. 135, pp. 156-165.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. New Jersey NJ: Wiley.
- Engle R. F. and C. W. J. Granger (1987). “Cointegration and error correction representation: estimation and testing.” *Econometrica*. Vol. 55, pp. 251-276.
- Greene, William H. (2008). *Econometrics Analysis* (6th Edition). Upper Saddle Rive, New Jersey, NJ: Prentice-Hall.
- Huh, Hyeon-seung and Doo-won Lee (2007). “Long-run determinants of the real Exchange rate and trade balance in Japan.” *International Area Studies Review*. Vol. 11. No. 3, pp. 13-34.
- Johansen, S. (1988). “Statistical analysis of cointegration vectors.” *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 12, pp. 231-254.
- _____ (1991). “Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models.” *Econometrica*. Vol. 59, pp.

1551-1580.

_____. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.

Kim, Dukpa and Pierre Perron (2009). "Unit Root Tests Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time Under Both the Null and Alternative Hypotheses." *Journal of Econometrics*. Vol. 148, pp. 1-13.

Kremers, J. J., Ericson, N. R. and L. J. Dolada (1992). "The Power of Cointegration Tests." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 54, pp. 325-347.

Perron, P. (1989). "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis." *Econometrica*. Vol. 57, pp 1361-1401.

_____. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables." *Journal of Econometrics*. Vol. 80. No. 2, pp. 355-385.

Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1992). "Nonstationarity and Level shifts with an Application to Purchasing Power Parity." *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 10, pp. 301-320.

Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis." Strom, S. (ed.). *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. J. Smith (1996). *Testing for the existence of a long-run relationship*. DAE Working Paper. No. 9622.

_____. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships." *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 16, pp. 289-326.

Shrestha M. B. and K. Chowdhury (2005). "A Sequential Procedure for Testing Unit Roots in the Presence of Structural Break in Time Series Data: An Application to Nepalese Quarterly Data 1970-2003." *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*. Vol. 2. No. 2, pp. 1-16.

Stock, J. and M. Watson (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems." *Econometrica*. Vol. 61, pp. 783-820.

Vogelsang, Timothy J. and Pierre Perron (1998). "Additional Test for Unit Root

실질소득과 실질환율이 대일 상품무역에 미치는 장·단기 영향: 신성질별 산업 자료를 이용하여 241

Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time.”

International Economic Review Vol. 39, pp. 1073-1100.

Zivot, E. and K. Andrews (1992). “Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis.” *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 10. No. 10, pp. 251-270.

2. 기타

Korea Trade Statistics. <https://unipass.customs.go.kr:38030/ets/index.do>. (accessed on January 17, 2017)

KOSIS. http://kosis.kr/statisticsList/statisticsList_01List.jsp?vwcd=MT_ZTITLE&parentId=N#SubCont. (accessed on January 17, 2017)

OECD. <http://stats.oecd.org/Index.aspx>. (accessed on December 26, 2016)

| 논문투고일 : 2017년 04월 28일 |

| 논문심사일 : 2017년 06월 05일 |

| 게재확정일 : 2017년 06월 15일 |

ABSTRACT

Journal of Asia-Pacific Studies Vol. 24 No. 2 (2017)

**A Study on the Short and Long Run Effects of
Real Income and Real Exchange Rate on
Korea-Japan Commodity Trading:
Using Industry Data Classified by New Properties**

Kim, Joung-Gu

(Dept. of Economics, Cheong Ju University)

This study analyzed the effects of income and exchange rate on trade between Korea and Japan using trade data for the new properties during the first quarter of 2002 - the third quarter of 2016. In the empirical analysis model, the Structural Break of the time series data was applied to the structural unit root test. Then, the ARDL regression model including the structural breaks as the fixed regression variable and the variable regression variable between the two countries' income and the real exchange rate was constructed and empirically analyzed. As a result of the structural unit root test, it is reasonable to treat it as a fixed regression variable because the structural break period is different for each variable and a bias occurs when it is treated as a dummy such as the global financial crisis. As a result of the ARDL Bounds test, the regression model of total import of raw materials(LIRMS), import of raw materials for fibber type(LIRMF1), imports of raw materials for chemical products(LIRMCH), total capital goods export(LOKGS), IT Product capital goods export(LOIKGIP), the null hypothesis of no relation was adopted, and the null hypothesis of no long - term cointegration was rejected for the rest of industries.

실질소득과 실질환율이 대일 상품무역에 미치는 장·단기 영향: 신성질별 산업 자료를 이용하여 **243**

- Key words: Trade, Exchange Rate, ARDL Bounds Test, Breakpoint Unit Root Test, Cointegration