creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경 제 학 석 사 학 위 논 문

실질환율이 무역수지에 미치는 영향
: J-곡선 효과

2013년 2월

부경대학교 대학원

경 제 학 과

김 미 정

경 제 학 석 사 학 위 논 문

실질환율이 무역수지에 미치는 영향
: J-곡선 효과

지도교수 심 성 훈

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2013년 2월

부경대학교 대학원

경 제 학 과

김 미 정

김미정의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2013년 2월

주 심 경제학박사 하 봉 찬 인

위 원 경제학박사 김 종 호 인

위 원 경제학박사 심 성 훈 인

< 목차 >

제1장 서론 ····· 1

제2장 이론적 배경 및 선행연구 ····· 4

제1절 이론적 배경 ····· 4

제2절 선행연구 ····· 8

제3장 우리나라의 무역현황 ····· 11

제1절 수출입 비중 ····· 11

제2절 환율과 무역수지 ····· 15

제4장 분석방법 및 분석자료 ····· 22

제1절 분석방법 ····· 22

제2절 분석자료 ····· 33

제5장 실증분석 ····· 34

제1절 ARDL 분석 ····· 34

제2절 VAR 분석 ····· 47

제6장 결론 ····· 53

참고문헌 ····· 55

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

< 표 목차 >

<표 3-1> 대미국, 대일본, 대중국 수출입비중 ····· 14
<표 3-2> 원/달러 환율과 대미국 무역수지 ····· 17
<표 3-3> 원/엔(100엔) 환율과 대일본 무역수지 ····· 18
<표 3-4> 원/위안 환율과 대중국 무역수지 ····· 19
<표 5-1> 단위근 검정 ····· 37
<표 5-2> 공적분 검정(한계검정법) ····· 38
<표 5-3> RECM 모형의 추정결과 ····· 40
<표 5-4> ECM 모형의 추정결과 ····· 45
<표 5-5> 공적분 검정(Johansen 공적분 검정) ····· 47
<표 5-6> 분산분해 분석 ····· 52

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

< 그림 목차 >

<그림 2-1> J-곡선 효과 ····· 5
<그림 3-1> 대미국, 대일본, 대중국 수출비중 변동추이 ····· 13
<그림 3-2> 대미국, 대일본, 대중국 수입비중 변동추이 ····· 13
<그림 3-3> 원/달러 환율과 대미국 무역수지 추이 ····· 20
<그림 3-4> 원/엔(100엔) 환율과 대일본 무역수지 추이 ····· 20
<그림 3-5> 원/위안 환율과 대중국 무역수지 추이 ····· 21
<그림 5-1> RECM 모형에 대한 CUSUM 및 CUSUMQ TEST ····· 41
<그림 5-2> ECM 모형에 대한 CUSUM 및 CUSUMQ TEST ····· 46
<그림 5-3> 충격반응함수 ····· 50

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

The Influence of Real Exchange Rate on Trade Balance : The J-Curve effect

Mi Jung Kim

Department of Economics, Graduate School,

Pukyong National University

Abstract

This study investigates the short-run and long-run relationships between trade balance and real exchange rate using bilateral data for Korea vis-á-vis three of her major trading partners on a monthly basis over the period of 1991:12 to 2012:01 for US and Japan and over the period of 1994:04 to 2012:05 for China.

Based on the partial reduced form model of Rose and Yellen (1989) derived from the two-country imperfect substitute model, this study uses the bounds testing approach to cointegration. For the additional tests, this paper examines the impulse response function and variance decomposition using VAR model.

Based on the ARDL bounds test, we find evidence of cointegration for US and Japan, verifying the presence of a long-run equilibrium

relationship between the Korea's bilateral trade balance and domestic income, foreign income and real exchange rate. For China, the bounds test gives an inconclusive results for the cointegration. However, a negative and significant coefficient of error correction term implies that there exists a cointegration relation among the variables in the long run.

We also document that, for all three countries, the values of long-run elasticity for real exchange rate are larger than those of the other variables, indicating that a depreciation of the real exchange rate will lead to a long-run improvement in Korea's bilateral trade balance with these countries. This result also implies that an adjustment of exchange rate by the government enables the trade balance with these countries to improve in the long run.

Our findings also show that a rise in the long-run income level of Korea has a significant and negative (positive) impact on its bilateral trade balance with Japan and China (US). On the country, an increase in the income of all the trading partners leads to an improvement in Korea's trade balance in the long. These results seem to be in favor of the general view that emphasizes the demand effect of both domestic and foreign income on the domestic (Korea) trade balance.

Based on the results of short-run ECM, the evidence of a J-curve phenomenon is not found in the Korea's bilateral trades with all three countries. Although we can find little evidence of a J-curve, a real depreciation of the won leads to an initial improvement in the Korea's trade balance. This finding is also supported by the results of impulse response function and variance decomposition. Specially, the real exchange rate has a most important role in the change in Korea's trade

balance with US and Japan. In contrast, the effect of real exchange rate on the Korea's trade balance with China is much smaller compared with the other two countries.

In sum, due to high price elasticity of Korea's exports and thus high responsiveness to exchange rate change, the export volume effect on the bilateral trade balance appears to dominate the price effect from the initial stage of the depreciation. Thus, there could be a positive effect on the trade balance in the short run.

Key words: J-Curve effect, Real depreciation, Bilateral trade balance, Bounds test

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

제1장 서론

우리나라와 같이 대외의존도가 높은 국가는 수출을 통한 국민소득 확대가 경제성장을 위한 중요한 목표 중 하나이다. 우리나라의 경제성장에 대한 수출의 기여율은 지난 10년간 평균 68.3%로 내수보다 높은 기여율을 보여 왔으며, 2011년에는 72.8%를 기록하면서 경제성장에 대한 수출의 중요성이 다시 한 번 확인됐다.[1] 또한 1990년대 초반부터 적자를 기록하던 무역수지는 2008년 금융위기 때를 제외하고는 외환위기 이후 계속해서 흑자를 기록하고 있으며, 2010년에는 사상 최대의 무역수지 흑자(41,172백만 달러)를 기록하기도 했다.

환율은 수출입 가격과 물량의 변동을 통해 무역수지에 직접적으로 영향을 미치는 변수이다. 환율이 무역수지에 미치는 영향에 대한 전통적 견해는, 환율이 상승하면 무역수지가 개선되고 환율이 하락하면 무역수지가 악화된다는 것이다. 환율변동이 수출입 상품의 가격변동을 통해 무역수지에 미치는 영향을 분석하는 접근법으로는 탄력성 접근법(elasticity approach)이 있으며, 이는 마샬-러너 조건(Marshall-Lerner condition)의 충족을 전제로 한다. 마샬-러너 조건에 의하면, 양국가의 수입수요의 가격탄력성의 합이 1보다 작을 때는 평가절하에 따라 무역수지가 악화되는 반면, 1보다 클 때는 평가절상에 따라 무역수지가 악화된다.[2] 이 조건은 평가절하를 통해 무역수지를 개선하기 위한 필요조건이면서, 동시에 외환시장의 안정조건이기도 하다.

---

1) 2011년 수출의 경제성장에 대한 기여도는 3.6%의 경제성장률에서 2.6%를 차지했으며, 수출 관련 경제활동을 제외하면 지난해 성장률이 1%에 머물렀을 것으로 분석됐다(강석기・유선희, 2012).

2) 외국의 수입수요의 가격탄력성은 우리나라의 입장에서는 수출공급의 가격탄력성이므로, 마샬-러너 조건은 '수입수요의 가격탄력성 + 수출공급의 가격탄력성 > 1'으로 나타낼 수 있다.

이러한 마샬-러너 조건을 바탕으로 환율이 무역수지에 미치는 시점별 영향에 대해 설명하는 이론이 J-곡선 효과(J-curve effect)이며, 이 이론은 평가절하에 따른 무역량의 반응경로를 보여준다. 즉 자국통화의 평가절하가 단기적으로는 무역수지를 악화시키지만, 장기적으로는 개선시키는 현상을 설명하는 이론이다. J-곡선 효과에 따르면, 평가절하는 단기적으로는 수출량에 큰 변동을 주지 못하지만 수출품의 가격하락과 수입품의 가격상승으로 무역수지를 악화시킨다고 보며, 중장기적으로는 수입량 감소와 수출량 증가로 무역수지를 점차 개선시킨다고 본다. 즉 J-곡선 효과가 나타난다는 것은 단기에는 마샬-러너 조건이 성립하지 않음을 의미한다.

환율변동에 따른 반응과 조정경로는 무역구조와 경제구조에 따라 국가별로 상이하며, 환율변동의 효과는 즉각적이거나 동시적이지 않다(Boyd · Caporale · Smith, 2001). 일반적으로 무역수지가 지속적으로 적자를 보이고 있는 국가들이 취하는 주요한 경제정책 중 하나는 자국통화의 평가절하이다. 실제로 우리나라의 경우, 평가절하를 통해 장기적으로 무역수지를 개선할 수 있다는 J-곡선 효과에 사고의 바탕을 두고 간접적으로 환율을 조정해왔다. 그러나 1990년 이후부터 원화 평가절하의 긍정적 효과가 점차 약해지거나 불분명해지면서, 환율정책의 실효성에 대해 확신할 수 없게 되었다. 따라서 급변하는 환율에 따른 우리나라 무역수지의 반응을 장·단기적으로 파악하는 것은 환율정책의 실효성 진단을 통해 정책적 시사점을 도출한다는 차원에서 그 필요성이 있다.

본 논문은 합산편의(aggregation bias) 문제를 해결하기 위하여, 우리나라 무역수지의 전체 자료를 이용하지 않고, 무역상대국별로 나누어 대미국, 대일본, 대중국 무역을 대상으로[3] 2국간 분석을 시행한다. 또한, 원/달러 환율에만 초점을 맞추는 기존의 국내 연구들과 달리 원/엔(100엔) 환율과 원/

3) 2011년의 대중국, 대미국, 대일본 수출액은 각각 우리나라 전체 수출액의 1, 2, 3위를 차지했다. (이들 3개국으로의 수출입 비중 및 변동추이는 제3장에서 설명.)

위안 환율도 변수로 포함하며, 대상기간은 가장 최근으로 확장한다. 즉 대미국과 대일본의 경우는 1991년 12월부터 2012년 1월까지의 월별자료를 이용하고, 대중국의 경우는 신뢰할 수 있는 자료가 1994년 4월부터 존재함에 따라 1994년 4월부터 2012년 5월까지의 월별자료를 이용했다.

실증분석을 시행함에 있어서 대미국, 대일본, 대중국 무역을 대상으로 각각의 모형을 설정하며, 종속변수(dependent variable)로는 각각 대미국 무역수지, 대일본 무역수지, 대중국 무역수지를 이용하고, 설명변수(independent variable)로는 실질환율(원/달러 환율, 원/엔(100엔) 환율, 원/위안 환율), 우리나라의 소득, 무역상대국(미국, 일본, 중국)의 소득을 이용했다. 변수들 간의 장기관계를 분석하기 위해 먼저 비제약오차수정모형(Unrestricted Error Correction Model; UECM)을 설정한 후, 전통적 공적분 검정의 한계를 극복할 수 있는 한계검정법(bounds test)을 이용한다. 또한, 한계검정법을 통한 공적분 검정결과를 토대로 ARDL(Autoregressive Distributed Lag, 자기회귀시차분포)-ECM(Error Correction Model, 오차수정모형)을 구축하여 J-곡선 효과를 살펴본다. 이용해 변수들 간의 단기관계도 살펴본다. 그리고 마지막으로, 충격반응함수 및 분산분해 분석을 통해 환율이 무역수지에 미치는 영향에 대해 추론한다.

본 논문의 내용 및 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이론적 배경에 대해 소개하고 국내외 선행연구들을 검토한다. 제3장에서는 대미국, 대중국, 대일본의 수출입 현황 및 비중에 대해 살펴보고, 환율과 무역수지의 관계 및 변동추이도 살펴본다. 제4장에서는 실증분석에 대한 분석방법과 분석자료 대해 설명한다. 제5장에서는 실증분석 결과를 살펴보고 결과에 대한 의미를 해석하며, 마지막으로 제6장에서는 분석결과를 요약하고 한계점에 대해 언급하며 결론을 맺는다.

제2장 이론적 배경 및 선행연구

제1절 이론적 배경

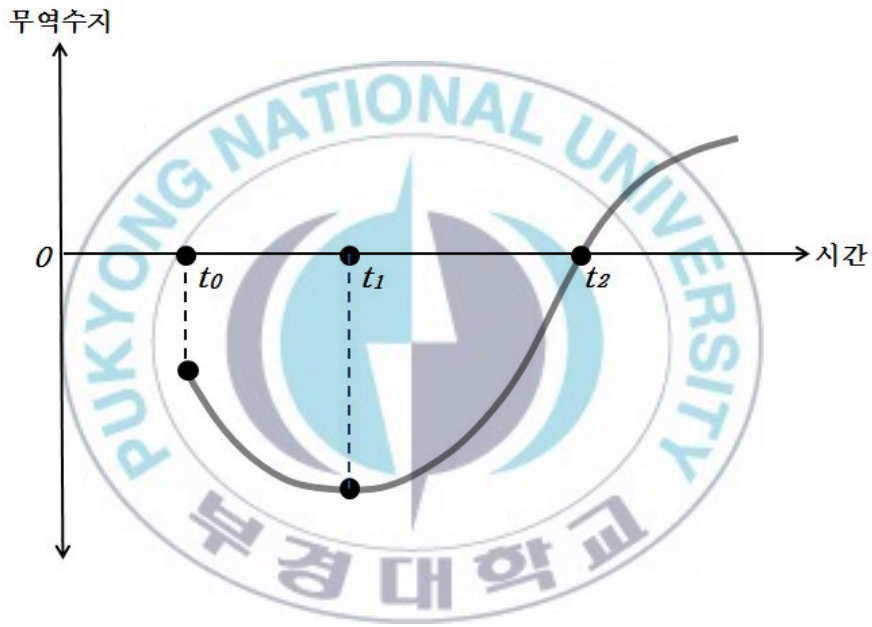
탄력성 접근법(elasticity approach)은 평가절하가 수출입상품의 상대가격 변동을 통해 무역수지에 미치는 영향을 분석하는 부분균형분석방법이다. 이러한 탄력성 접근법과 관련하여 제기되는 문제점으로는 탄력성 비관론(elasticity pessimism)과 J-곡선 효과(J-curve effect)가 있다. 탄력성 비관론의 문제가 제기된다는 것은, 한 나라의 수출공급과 수입수요가 가격에 대해 비탄력적이라면, 같은 물량일 경우 수출가격이 하락하므로 평가절하는 오히려 무역수지를 악화시키는 결과를 초래하게 될 수도 있다는 것이며, 또한 J-곡선 효과를 유발시켜 적어도 단기적으로는 무역수지를 개선하지 못한다는 것이다.

1930년대 세계 대공황 기간 중 고정환율제(fixed exchange rate system) 하에서 대폭적 평가절하를 시행했던 국가들은 경상수지 적자를 기록했으며, 이에 따라 1940년대에는 낮은 수출입탄력성 때문에 마샬-러너 조건(Marshall-Lerner condition)이 충족되지 못한다는 탄력성 비관론이 팽배했다. 그러나 1950년대에는 탄력성 비관론에 대한 재검토가 이루어지면서 시차(time lag)를 고려하기 시작했다. 즉 가격변동에 반응하는 수출입변동은 단기적으로 그리 크지 않을 것이므로 낮은 가격탄력성이 나타나지만, 시간이 흐르면서 가격탄력성이 높아진다는 것이다.

J-곡선 이라는 용어는 1967년 영국통화(pound sterling)의 평가절하에 따라 무역수지 적자가 1970년까지 지속된 후 등장했다. 이때의 J-곡선은 고정환율제 또는 변동환율제(floating exchange rate system) 하에서의 평가

절하에 따라 무역수지가 일시적으로 악화되는 현상을 말하며, 그 변동의 형태가 영문자 J자와 유사하여 이를 평가절하의 J-곡선 효과라고 한다. 즉 평가절하 초기에는 무역수지가 악화되었다가 점차 시간이 경과함에 따라 무역수지가 개선되는 평가절하의 동태적 무역수지 조정효과가 J-곡선 효과이다.[4)]

<그림 2-1> J-곡선 효과



J-곡선에 대한 전통적 설명은, 수출입이 국내상품에 대한 완벽한 대체는 아니라는 것을 가정하는 불완전대체모델을 기반으로 한다. 자국통화의 명목무역수지를 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$TB = P_X D_m^* - eP_X^* D_m \qquad (2\text{-}1)$$

4) Miles(1979)는 환율변동에 의한 J-곡선의 조정경로를 3단계로 구분하였는데, 1단계는 통화계약기간(currency contract period), 2단계는 전가기간(pass-through period), 3단계는 수량반응기간(quantity response period)이다.

위의 식에서 $P_X(P_X^*)$는 수출(수입)품의 국내(외국)가격, $D_m^*(D_m)$은 외국(국내)가격의 수출(수입)량, e는 명목환율을 의미한다. 식 (2-1)은 실질무역수지 측면에서 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$RTB=(P_XD_m^*-eP_X^*D_m)/P=P_xD_m^*-qP_x^*D_m \tag{2-2}$$

위의 식에서 P는 국내가격을 의미한다. P_x는 P_X/P로 설명되는 국내에서 수출하는 상품의 상대가격이며, 이와 유사하게 P_x^*는 P_X^*/P로 설명되는 외국으로 수출되는 상품의 상대가격을 의미한다. 또한, q는 eP^*/P로 설명되는 실질환율을 의미한다. 실질환율인 q에 대하여 식 (2-2)의 일부를 BRM(Bickerdike-Robinson-Metzler) 조건의 일반화된 형태로 산출하면 무역수지에 대한 실질환율의 영향을 나타낼 수 있다.

$$\frac{dRTB}{dq}=(1+E_s)\left(\frac{E_d^*}{E_d^*+E_s}\right)P_xD_m^*-qP_x^*D_m(1-E_d)\left(\frac{E_s^*}{E_s^*+E_d}\right) \tag{2-3}$$

위의 식에서 $E_d(E_d^*)$는 국내(외국)수요에 대한 절대가격의 탄력성, $E_s(E_s^*)$는 국내(외국)공급에 대한 절대가격의 탄력성을 의미한다. 무역수지가 초기에 0이고 E_s와 E_s^*가 무한하다면, 식 (2-3)은 마샬-러너 조건을 감소시킨다. 이러한 조건 하에서 $dRTB/dq$이 0보다 크다면 실질환율의 상승은 무역수지를 개선한다. 그러나 실제로는 계약기간 또는 전가기간으로 인해, 평가절하에 따라 무역수지가 장기간에 걸쳐 상승하기 전 초기에는 감소한다. 즉 J-곡선 효과에 따르면 탄력성의 절대값이 시간이 지나면서 커질수록 무

역수지는 결국 개선된다.

E_s와 E_s^*가 무한하다는 가정은 수입의 외국가격과 수출의 국내가격의 고정을 의미한다. 그러나 이러한 분석은 소규모 개방경제국보다는 자국통화로 수출이 이루어지는 선진국에 더 해당된다고 할 수 있다. 대부분의 수출입이 외국통화로 이루어지는 국가는 계약기간 중 수출입의 가치가 상승한다. 즉 소규모 개방경제국의 경우, 외국통화의 수출입가격은 고정되어 있으므로 외국수요와 외국공급의 탄력성은 무한하며, 초기의 무역수지 악화는 나타나지 않는다. 즉 아래의 식 (2-4)의 가정 하에서는, 평가절하가 초기의 무역수지를 개선하므로 J-곡선 효과는 발생하지 않는다.[5)]

$$E_s + E_d\left(\frac{D_m q P_x^*}{D_m^* P_x}\right) > \frac{D_m q P_x^* - D_m^* P_x}{D_m^* P_x} \qquad (2\text{-}4)$$

J-곡선 효과가 발생하는 원인은 가격효과와 수량효과 사이에 시차가 존재한다는 것이다. 즉 평가절하 직후 국내통화로 표시한 수입가격은 상승하지만, 수입량은 수개월 전에 체결된 무역계약에 따라 이미 정해져 변동 없어 수입지출이 증가하기 때문이다.[6)]

5) 실제로 J-곡선 효과는 대부분의 수출입이 외국통화로 이루어지는 소규모 개방경제국인 우리나라에는 해당되지 않을 수도 있다. 그러나 적절한 계량경제학적 모형과 절차를 이용한 실증적 분석을 통해 J-곡선 효과를 분석하는 것은 의미있는 연구가 될 수 있다.

6) Carbaugh(1995)는 이러한 시차가 발생하는 원인을 5가지로 구분했다. 첫째, 이전에 체결한 무역계약으로 무역량은 이미 고정되어 있기 때문이다. 둘째, 시장상황의 변동을 파악하기 위한 시간이 필요하며, 새로운 거래계약 체결과 주문을 위한 의사결정 기간이 필요하기 때문이다. 셋째, 상대가격의 변동에 따른 구조조정과 수송시차 때문이다. 넷째, 새로운 주문 전에 재고조정 시간이 필요하기 때문이다. 다섯째, 새로운 수요가 발생한 재화에 대한 생산시간이 필요하기 때문이다.

제2절 선행연구

Magee(1973)는 환율변동에 따른 수출입 재화의 상대가격 변화에 대해 초기의 수출입은 시차를 두고 조정된다고 주장했다. 직접적은 아니지만 환율변동에 따른 수출입에 대해서 시차를 인정한 이 연구 이후, 환율과 무역수지와의 관계 및 동태에 관한 연구는 활발히 이어져왔다.

Hooper and Morton(1982)의 환율결정모형에는 무역수지가 포함되어 있으며, 실제로도 무역수지의 변동이나 자본수지의 변동이 다양한 경로를 통해 환율에 영향을 미치고 있다. 환율과 무역수지의 관계에 관한 연구들에는 Rose and Yellen(1989)의 G7(미국, 일본, 영국, 프랑스, 독일, 캐나다, 이탈리아)을 대상으로 한 연구와 Rose(1991)의 미국, 일본, 영국, 독일, 캐나다를 대상으로 한 연구가 있다. 이 두 연구의 결과는 평가절하가 무역수지 개선에 기여하지 못한다는 것이다. Yousefia and Wirjantob(2003)은 달러화 환율변동이 석유수출국가들(이란, 베네수엘라, 사우디아라비아)의 무역수지에 미치는 효과를 분석했다. 분석 결과, 이들 국가는 달러화 평가절하에 대해 원유가격의 인상으로 대응하는 것으로 나타났으며, 이란과 베네수엘라는 추정된 수출입 장기탄력성의 합이 1보다 큰 것으로, 사우디아라비아는 1보다 작은 것으로 나타났다.

평가절하의 동태적 현상에 대한 연구는 J-곡선 효과 가설을 중심으로 발전했다. Marwah and Klein(1996)는 1977년 1분기부터 1992년 2분기까지의 자료를 이용해 미국과 캐나다를 대상으로 J-곡선 효과를 추정했다. 분석결과, 평가절하는 초기에는 무역수지를 악화시켰다가 후기로 갈수록 개선시켰으나, 미국은 이후 몇 분기가 지난 후 또다시 무역수지가 악화되는 것으로 나타났다. Gupta-Kapoor and Ramakrishnan(1999)은 1975년부터 1996년까지의 자료를 통해 일본의 J-곡선 효과를 실증분석하여, 일본의 무역수지 동태에 J-곡선 효과가 존재함을 밝혔다.

Narayan(2004)은 1970년부터 2000년까지의 자료를 이용해 뉴질랜드를 대상으로 분석했으며, 뉴질랜드 달러의 평가절하에 따른 J-곡선 효과는 존재하는 것으로 나타났다. Singh(2004)은 1975년 2분기부터 1996년 3분기까지의 자료를 이용해 인도의 환율변동과 무역수지의 동태를 분석했다. 분석결과, 환율변동이 무역수지에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타났으며, J-곡선 효과도 나타나지 않았다. Hsing(2005)은 한국, 일본, 대만을 대상으로 VECM으로부터 도출된 충격반응함수를 이용하여 J-곡선 효과의 존재여부를 검정했으며, 일본의 경우에만 J-곡선 효과가 존재하는 것으로 나타났다. Halicioglu(2008)는 터키의 13개 무역상대국을 대상으로 J-곡선 효과를 분석했다. 분석 결과, 단기에는 J-곡선 효과가 존재하지 않지만, 장기에는 J-곡선 효과가 존재하는 것으로 나타났다.

한편 Backus, Kehoe and Kydland(1994)는 11개의 OECD국가를 대상으로 교역조건과 순수출 사이의 시차상관관계를 분석했으며, 그 과정에서 얻어진 그래프에 S-곡선(S-Curve)이라는 명칭을 붙였다. 즉 무역수지와 교역조건에 대한 교차상관계수의 비대칭적 모양이 영문자 S를 수평으로 변형시킨 형태와 유사해 S-곡선 효과(S-Curve Effect)라고 칭했다.

국내연구는 대부분 J-곡선 효과보다는 장단기에 걸친 환율의 영향에 집중하고 있다. 김윤철(1997)은 1982년부터 1996년까지의 분기별 자료를 이용해 국내경기, 세계수요, 환율, 교역조건 등이 단기적으로 경상수지에 미치는 영향을 분석했다. 분석 결과, 우리나라의 경상수지는 환율보다는 국내수요와 국외수요에 영향을 크게 받는 것으로 나타났다. 조동철・김준일・김윤기(2001)는 실물경제의 조정에 시차가 발생하여 초기의 경상수지 흑자가 점차 적자로 전환되는 J-곡선 효과가 성립함을 밝혔으며, 장동구(2002)는 장기결정요인을 중심으로 분석하여, 경상수지는 대미국 상대소득이 높아질수록 악화되고, 교역조건이 개선될수록 개선됨을 밝혔다. 김준태・김용환(2003)은 우리나라의 경상수지를 결정하는 변수의 영향력변동에 관한 실증

연구의 미흡함을 지적하며, 경상수지에 미치는 국내경기와 국외경기의 영향력이 확대되었음을 보였다. 최석규(2007)는 다항시차분포모형을 통해 평가절하가 무역수지에 영향을 미치지 못한다고 분석했다.

한편 우리나라 무역에서의 J-곡선 효과의 존재여부를 실증분석한 연구에는 모수원(2004), 심성훈・장병기(2006), 김창범(2011)의 연구가 있다.

모수원(2004)은 오차수정방정식을 도출하여 대미국 및 대일본 수출이 대미국 및 대일본 수입보다 빠르게 조정되며, 대미국의 조정속도가 대일본보다 빠르다는 사실을 밝혔다. 또한, 충격반응함수를 이용하여, 평가절하의 충격이 대미국 및 대일본 수출을 일정기간 감소시키고 대미국 및 대일본 수입은 증가시킨다는 것을 나타내며, 대미국 무역과 대일본 무역에 J-곡선 효과가 존재함을 밝혔다.

심성훈・장병기(2006)는 1999년 1분기부터 2006년 1분기까지의 자료를 이용해 우리나라와 주요 무역상대국(미국, 중국, 일본, 홍콩, 태국, 독일, 인도, 싱가포르, 말레이시아, 영국)과의 무역에서 환율과 무역수지의 장단기 영향에 대해 분석했다. 원화의 평가절하에 따른 J-곡선 효과는 대영국, 대독일, 대중국 교역에서 약하게 존재하는 것으로 나타났으며, 나머지 국가들에 대한 무역수지는 초기에 개선되는 것으로 나타났다.

김창범(2011)은 2000년부터 2010년까지의 월별자료를 이용해 우리나라의 대중국 항만무역에의 J-곡선 효과의 존재여부를 분석했다. 수준변수로 구성된 VAR과 오차수정항을 포함한 VECM을 이용한 충격반응함수를 이용해 분석한 결과, 대중국 항만무역은 환율충격에 대하여 시차를 두고 반응하는 것으로 나타났으므로, J-곡선 효과의 존재가 확인되었다.

제3장 우리나라의 무역현황

제1절 수출입 비중

미국, 중국, 일본은 우리나라와 긴밀한 통상관계를 유지해오고 있는 3대 교역국으로서, 이들 국가와의 수출입은 지난 20년간 우리나라 무역의 45% 정도를 차지해오고 있다.

<그림 3-1>을 통해, 대미국과 및 대일본 수출비중은 전체적으로 하락추세에 있는 반면, 대중국의 경우 상승추세인 것을 확인할 수 있으며, <그림 3-1>에 이용된 자료는 <표 3-1>에 나타나 있다. 대미국 수출비중은 1990년 후반 외환위기의 여파로 주춤했으며, 2000년대 후반에는 금융위기의 여파로 급락했다. 대중국 수출비중은 지난 20년간 6.9배 증가했으며, 중국은 2003년 이후 미국을 제치고 우리나라의 최대 수출대상국으로 부상했다. 특히 1990년대 후반부터 본격적으로 시작된 중국경제의 호황은, 우리나라의 대중국 수출을 증가시켜, 우리나라의 경제성장과 금융위기 조기극복에 주도적 역할을 하기도 했다. 한편 1990년대 초반 대중국 수출보다 4배 이상 많던 대일본 수출은 지속적인 하락세를 이어왔다. 그러나 2000년대 초반부터는 비교적 완만한 하락세를 이어왔으며, 2010년부터는 약간의 상승세를 보이고 있다.

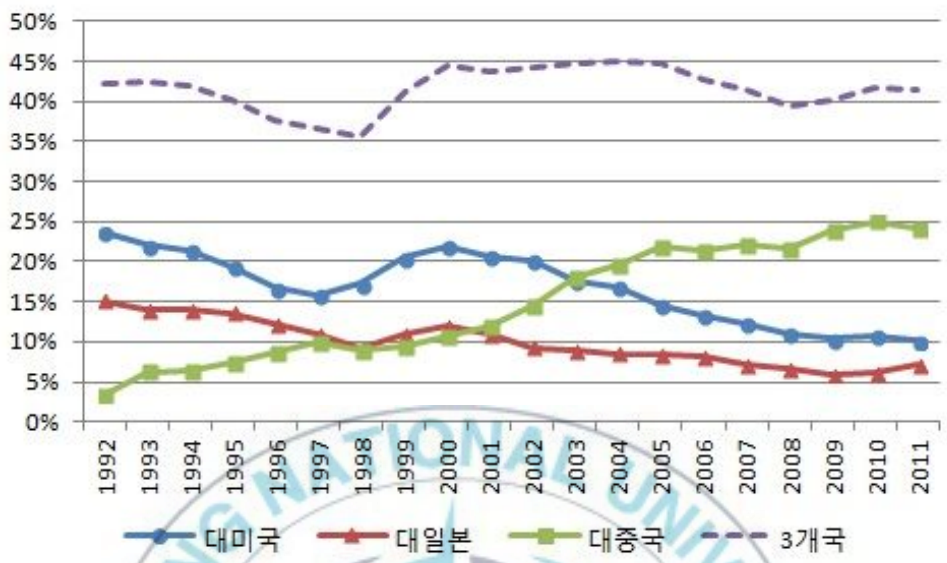
다음으로 수입비중을 살펴보면, <그림 3-2>를 통해 우리나라 전체 수입에서 3개국에 대한 수입비중, 대미국 및 대일본의 수입비중이 하락세에 있다는 것을 확인할 수 있다. 반면 대중국 수입비중은 상승추세에 있으며, 특히 중국은 2007년 이후로 일본을 제치고 우리나라의 최대 수입대상국으로 부상했다.

한편 지난 20년간 우리나라의 미국에 대한 무역의존도는 3분의 1로 축소되며 사상 최저치로 떨어졌다. 그러나 지난 3월 발효된 한·미 FTA가 지난 6개월 동안 수출 확대, 무역수지 개선, 외국인 투자 유치 등에 긍정적으로 작용한 것으로 확인되면서, 미국에 대한 무역의존도가 다시 상승할 가능성이 있다.[7] 또한, 금융위기 이후 대중국 무역수지는 우리나라 전체 무역수지의 141%에 도달했으며, 지난 5월에는 한·중 FTA 협상이 개시되기도 했다. 한편 2012년 3월 이후로 6개월 연속 대일본 수입의 증가율은 마이너스를 기록하고 있다. 우리나라는 이러한 추세에 주목하며 고질적인 대일본 무역수지 적자 개선을 위한 해결책을 찾기 위해 노력하고 있다. 이러한 상황에서, 우리나라 무역수지 전체에 대한 연구가 아닌, 1996년 이래로 최근까지 우리나라 전체 수출액의 1, 2, 3위를 지켜오고 있는 이들 3개국 각각을 대상으로 하는 환율변동에 따른 무역수지의 연구는 우리나라 경제에 중요한 의미가 있다.

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

7) 한·미 FTA의 공식발효 이후 6개월 동안, 우리나라의 대미국 수출은 전년동기 대비 소폭 증가하며 3.1%의 증가율을 기록했으며, 대세계 무역수지는 10.1억 달러 감소한 반면, 대미국 무역수지는 16.8억 달러 증가했다(명진호, 2012).

<그림 3-1> 대미국, 대일본, 대중국 수출비중 변동추이



PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

<그림 3-2> 대미국, 대일본, 대중국 수입비중 변동추이

<표 3-1> 대미국, 대일본, 대중국 수출입비중

(단위: %)

연도	대미국		대일본		대중국		3개국 합계	
	수출	수입	수출	수입	수출	수입	수출	수입
1992	23.6	22.4	15.1	23.8	3.5	4.6	42.2	50.7
1993	22.1	21.4	14.1	23.9	6.3	4.7	42.4	50.0
1994	21.4	21.1	14.1	24.8	6.5	5.3	42.0	51.2
1995	19.3	22.5	13.6	24.1	7.3	5.5	40.2	52.1
1996	16.7	22.2	12.2	20.9	8.8	5.7	37.6	48.8
1997	15.9	20.8	10.8	19.3	10.0	7.0	36.7	47.1
1998	17.2	21.9	9.2	18.1	9.0	7.0	35.5	46.9
1999	20.5	20.8	11.0	20.2	9.5	7.4	41.1	48.4
2000	21.8	18.2	11.9	19.8	10.7	8.0	44.4	46.0
2001	20.7	15.9	11.0	18.9	12.1	9.4	43.8	44.2
2002	20.2	15.1	9.3	19.6	14.6	11.4	44.1	46.2
2003	17.7	13.9	8.9	20.3	18.1	12.3	44.7	46.4
2004	16.9	12.8	8.5	20.6	19.6	13.2	45.0	46.6
2005	14.5	11.7	8.4	18.5	21.8	14.8	44.8	45.0
2006	13.3	10.9	8.2	16.8	21.3	15.7	42.8	43.4
2007	12.3	10.4	7.1	15.8	22.1	17.7	41.5	43.9
2008	11.0	8.8	6.7	14.0	21.7	17.7	39.3	40.5
2009	10.4	9.0	6.0	15.3	23.9	16.8	40.2	41.1
2010	10.7	9.5	6.0	15.1	25.1	16.8	41.8	41.5
2011	10.1	8.5	7.1	13.0	24.2	16.5	41.4	38.0

주: '한국무역협회 (http://www.kita.net), 한국무역통계' 자료를 이용하여 재정리.

제2절 환율과 무역수지

환율과 무역수지에 대한 전통적 견해는, 무역상대국의 통화에 대한 자국 통화의 평가절하가 일어나면 자국의 무역수지가 개선되며, 반대로 평가절상이 일어나면 자국의 무역수지가 악화된다는 것이다. 그러나 현실적으로는 환율과 무역수지의 관계는 불분명할 수 있으며, 기존의 국내외 연구결과들 역시 일치된 견해를 보이지 않고 있다.

실제로 미국의 경우, 1980년~1985년 및 1995년~2002년의 기간 동안 무역수지 적자는 확대됨에도 불구하고 달러는 급격하게 평가절상 됐으며, 1985년~1988년 및 2002년~2008년의 기간 동안에는 달러의 급격한 평가절하가 있었지만 무역수지 적자는 감소하지 않았다. 이러한 현상은 탄력성 접근법(elasticity approach)에 기초한 환율과 무역수지에 대한 전통적 견해로는 설명될 수 없다. 즉 탄력성 접근법은 단기보다는 장기의 현상을 설명하며, 특히 단기에는 환율과 무역수지 간에 다른 중요한 요인이 있다는 것을 의미한다.

<표 3-2>는 원/달러 환율, 대미국 수출입 및 무역수지를 보여주고 있다. 1990년대 미국은 개별 통상현안을 중심으로 우리나라의 시장개방을 지속적으로 요구했지만, 1998년 아시아 금융위기 이후로 그 강도가 약화되었다. 그럼에도 우리나라는 1998년을 기점으로 대미국 무역수지 흑자를 기록하기 시작했다. 그 이후로 대미국 무역수지는 지속적으로 흑자를 이어오고 있다. 2000년대 초반까지 미국은 우리나라의 최대 수출국이었지만, 2003년 이후 중국이 우리나라의 최대 수출국으로 떠오르면서, 2005년부터는 대중국 무역수지가 대미국 무역수지를 넘어섰다. <그림 3-3>은 이러한 대미국 무역수지의 추이와 원/달러 환율의 추이를 함께 보여준다. 2000년 이후부터는 두 변수가 비교적 같은 방향으로 움직이고 있지만, 1990년대에는 원/달러 환율이 대체로 상승하여 원화의 평가절하가 일어났음에도, 오히려 무역수

지 적자는 증가하는 추세를 보이고 있다.

<표 3-3>과 <그림 3-4>는 대일본 수출입과 원/엔(100엔) 환율 및 대일본 무역수지의 추이를 보여준다. 대일본 무역수지는 지속해서 적자를 기록하고 있으며, 2010년에는 36,120백만 달러라는 대일본 무역 사상 최대의 적자액을 기록하기도 했다. 또한, 과거 대일본 무역수지 적자가 큰 폭으로 개선된 시기가 두 번 있었다는 것을 확인할 수 있는데, 이는 1998년 외환위기 때와 2009년 금융위기 때로, 두 시기 모두 한국의 대세계 수출이 급감하면서 대일본 수입이 매우 감소했던 시기이다. 한편 2011년에는 우리나라의 수출이 5천억 달러를 돌파하는 등 호조였음에도, 이례적으로 대일본 무역수지 적자가 전년동기에 비해 65억 달러나 감소했다.[8)]

한편 대중국 수출액, 수입액, 무역수지는 지속해서 증가추세에 있다는 것을 <표 3-4>를 통해 확일 할 수 있으며, <그림 3-5>를 통해 원/위안 환율과 대중국 무역수지의 추이를 확인할 수 있다. 2002년부터 2006년까지는 명목환율을 기준으로 원화가 강세를 보여 왔으나, 이 기간의 대중국 수출은 증가추세를 보였으며 무역수지는 2005년부터 2008년까지 줄어들었다. 원화의 평가절상에도 불구하고 대중국 수출이 늘어나는 현상은 한중무역의 특이점이라고 할 수 있다. 일반적으로 위안화 평가절상은 우리나라의 대중국 수출증가를 말하지만, 중간재를 고려하면, 중국의 총수출 감소가 우리나라의 중간재 수출을 감소시킴으로써, 중장기적으로는 우리나라의 대중국 무역수지를 악화시킬 수도 있다.

이처럼 환율과 무역수지 간에는 분명한 관계가 성립되지 않을 가능성이 있다. <그림 3-3>, <그림 3-4>, <그림 3-5>을 보면 환율과 무역수지가 전체적으로 비교적 같은 방향으로 움직이고 있지만, 그렇지 않은 부분도

8) 이는 대일본 수출이 급증(전년동기비 41.3% 증가, 20여 년 만의 최고 증가율)한 데 따른 것으로, 리먼쇼크 이후 국외 아웃소싱을 천천히 늘려가던 일본기업들이 '대지진'과 '초엔고'라는 예상치 못한 악재를 동시에 겪게 되어 한국 제품 구매에 불씨를 당긴 것으로 보인다(박기임, 2012).

존재한다는 것을 확인할 수 있다. 따라서 같은 방향으로 움직이지 않는 부분들이 J-곡선 효과의 존재를 의미하는 것인지 살펴볼 필요가 있다.

<표 3-2> 원/달러 환율과 대미국 무역수지

(단위: 백만 달러)

연도	원/달러 환율	수출액	수입액	무역수지
1994	803.62	18,138	17,928	209
1995	771.04	24,131	30,404	-6,272
1996	804.78	21,670	33,305	-11,635
1997	951.11	21,625	30,122	-8,497
1998	1,398.88	22,805	20,403	2,402
1999	1,189.48	29,475	24,922	4,552
2000	1,130.61	37,611	29,242	8,369
2001	1,290.83	31,211	22,376	8,835
2002	1,251.24	32,780	23,009	9,772
2003	1,191.89	34,219	24,814	9,405
2004	1,144.67	42,849	28,783	14,067
2005	1,024.31	41,343	30,586	10,757
2006	955.51	43,184	33,654	9,529
2007	929.2	45,766	37,219	8,547
2008	1,102.59	46,377	38,365	8,012
2009	1,276.40	37,650	29,039	8,610
2010	1,156.26	49,816	40,403	9,413
2011	1,108.11	56,208	44,569	11,639

자료: 1) 한국은행 (http://www.bok.or.kr), 경제통계시스템
2) 한국무역협회 (http://www.kita.net), 한국무역통계

<표 3-3> 원/엔(100엔) 환율과 대일본 무역수지

(단위: 백만 달러)

연도	원/엔(100엔) 환율	수출액	수입액	무역수지
1994	787.91	13,523	25,390	-11,867
1995	824.45	17,049	32,606	-15,557
1996	739.59	15,767	31,449	-15,682
1997	784.02	14,771	27,907	-13,136
1998	1,074.41	12,238	16,840	-4,603
1999	1,048.64	15,862	24,142	-8,280
2000	1,048.92	20,466	31,828	-11,362
2001	1,062.41	16,506	26,633	-10,128
2002	999.57	15,143	29,856	-14,713
2003	1,029.76	17,276	36,313	-19,037
2004	1,058.76	21,701	46,144	-24,443
2005	930.66	24,027	48,403	-24,376
2006	821.49	26,534	51,926	-25,392
2007	789.75	26,370	56,250	-29,880
2008	1,076.63	28,252	60,956	-32,704
2009	1,363.13	21,771	49,428	-27,657
2010	1,320.56	28,176	64,296	-36,120
2011	1,391.31	39,680	68,320	-28,640

자료: 1) 한국은행 (http://www.bok.or.kr), 경제통계시스템
2) 한국무역협회 (http://www.kita.net), 한국무역통계

<표 3-4> 원/위안 환율과 대중국 무역수지

(단위: 백만 달러)

연도	원/위안 환율	수출액	수입액	무역수지
1994	93.37	6,203	5,463	740
1995	92.34	9,144	7,401	1,742
1996	96.8	11,377	8,539	2,838
1997	114.74	13,572	10,117	3,456
1998	168.97	11,944	6,484	5,460
1999	143.69	13,685	8,867	4,818
2000	136.57	18,455	12,799	5,656
2001	155.95	18,190	13,303	4,888
2002	151.17	23,754	17,400	6,354
2003	144	35,110	21,909	13,201
2004	138.3	49,763	29,585	20,178
2005	125.06	61,915	38,648	23,267
2006	119.81	69,459	48,557	20,903
2007	122.13	81,985	63,028	18,957
2008	159.05	91,389	76,930	14,459
2009	186.85	86,703	54,246	32,457
2010	170.83	116,838	71,574	45,264
2011	171.5	134,185	86,432	47,753

자료: 1) 한국은행 (http://www.bok.or.kr), 경제통계시스템
2) 한국무역협회 (http://www.kita.net), 한국무역통계

<그림 3-3> 원/달러 환율과 대미국 무역수지 추이

자료: 1) 한국은행 (http://www.bok.or.kr), 경제통계시스템
2) 한국무역협회 (http://www.kita.net), 한국무역통계

<그림 3-4> 원/엔(100엔) 환율과 대일본 무역수지 추이

자료: 1) 한국은행 (http://www.bok.or.kr), 경제통계시스템
2) 한국무역협회 (http://www.kita.net), 한국무역통계

<그림 3-5> 원/위안 환율과 대중국 무역수지 추이

자료: 1) 한국은행 (http://www.bok.or.kr), 경제통계시스템
2) 한국무역협회 (http://www.kita.net), 한국무역통계

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY
부경대학교

제4장 분석방법 및 분석자료

제1절 분석방법

1. 단위근 검정

유효한 회귀모형을 위해서는 시계열 자료에 대한 안정성(stationarity) 검정이 선행되어야 한다. 이는 불안정적인(non-stationary) 자료가 이용될 경우, 연관이 없는 자료로부터 명백하게 유의한 결과를 얻을 위험, 즉 허구적 회귀(spurious regression)의 문제가 발생하기 때문이다. 지난 수년간 대중화된 안정성 검정법은 단위근 검정(unit root test)이며, 단위근 검정법으로는ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정이 대표적이다.

1) ADF 검정

ADF 검정법을 알아보기 위한 출발점은 안정적인 자료와 불안정적인 자료의 차이를 설명하는데 유용한 일변량 모형, 즉 AR(1) 모형이다.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + v_t \qquad (4\text{-}1)$$

위의 식에서 v_t는 0이 평균과 일정한 분산 σ_Y^2을 갖는 독립적인 무작위

오차이다. 식 (4-1)의 양쪽에 Y_{t-1}을 빼주고, 1차 차분연산자로 조정하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\triangle Y_t = \delta Y_{t-1} + v_t \tag{4-2}$$

또한, ρ 또는 δ 측면에서 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_0 : \rho = 1 \Leftrightarrow H_0 : \delta = 0$$
$$H_1 : \rho < 1 \Leftrightarrow H_1 : \delta < 0$$

귀무가설을 기각하지 않는 경우, 즉 $\delta = 0 (\rho = 1)$이라면, 시계열 자료에 단위근이 존재하며 불안정적이라는 것을 의미한다. 반면 귀무가설을 기각하는 경우는 시계열 자료가 안정적이라는 것을 의미한다.

Dickey and Fuller(1979)는 $\delta = 0$이라는 귀무가설 하에서 식 (4-2)에서 Y_{t-1}의 계수의 추정된 t값이 τ(tau) 통계량을 따른다는 것을 보였으며, 이 결과들이 몇몇 계량경제 패키지에 실리면서 DF(Dickey-Fuller) 검정으로 알려져 있다. DF 검정은 다양한 가능성을 허용하기 위하여 아래와 같은 세 가지의 다른 귀무가설 하에서 추정된다.

$$\triangle Y_t = \delta Y_{t-1} + v_t \tag{4-3}$$
$$\triangle Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + v_t \tag{4-4}$$
$$\triangle Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \delta_t + v_t \tag{4-5}$$

한편 DF 검정은 오차항 v_t가 무상관이라고 가정했지만, ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정은 v_t가 상관관계를 갖는 경우에 대해 검정한다.

$$\triangle Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{s=1}^{m} a_s \triangle Y_{t-s} + v_t \quad (4\text{-}6)$$

위의 식에서 $\triangle Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\triangle Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ 등이 된다. ADF 검정 역시 DF 검정처럼 안정성과 불안정성에 대해 δ의 측면에서 나타낼 수 있다. 즉 $\delta = 0$인 경우, 시계열 자료는 단위근을 갖는다.

2) PP 검정

DF 검정은 오차항 v_t가 독립적이고 동일한 분포를 갖는다는 것을 가정하며, ADF 검정은 종속변수의 시차차분항을 추가함으로써 오차항에 발생할 수 있는 계열상관을 처리하는 방식으로 DF 검정을 조정한다. 그러나 ADF 검정의 가정은 실제에서는 제약적인 가정일 일 수 있다. Phillips and Perron(1998)은 시차차분항을 추가하지 않고 오차항의 계열상관을 처리하는 비모수통계법(nonparameric statistical methods)을 이용한다.

2. 공적분 검정

허구적 회귀의 문제는 시계열 자료가 단위근이 존재하는 불안정적 자료일 때 전형적으로 나타난다. 그러나 시계열 자료가 불안정하더라도 변수간에 안정적인 장기적 균형관계가 존재할 수 있다. 이를 공적분 관계(cointegration relationship)라고 한다.

공적분 검정은 잔차의 안정성에 대한 검정으로, 잔차가 안정적인 경우 공

적분 되었다(cointegrated)고 한다. 즉 잔차가 불안정하다면 공적분 되지 않았다고 하며, 변수들 사이의 명백한 회귀관계는 허구적이다. 잔차의 안정성에 대한 검정은 아래의 식에 기초하여 이루어진다.

$$\Delta\hat{e}_t = \gamma\hat{e}_{t-1} + v_t \tag{4-7}$$

위의 식에서 $\Delta\hat{e}_t = \hat{e}_t - \hat{e}_{t-1}$이다. 공적분 검정은 단위근 검정과 마찬가지로 추정된 기울이의 계수에 대한 τ(tau) 통계량을 검토해야 한다. 그러나 회귀 잔차의 평균은 0이므로 회귀는 상수항을 포함하지 않으며, 잔차의 추정된(estimated) 값에 기초하여 검정하므로, 공적분 검정에 대한 임계값은 ADF 및 PP 검정의 임계값과 다르다.

$$\hat{e}_t = Y_t - bX_t \tag{4-8}$$

$$\hat{e}_t = Y_t - b_2X_t - b_1 \tag{4-9}$$

$$\hat{e}_t = Y_t - b_2X_t - b_1 - \hat{\delta}_t \tag{4-10}$$

어떤 임계값을 사용하느냐는 잔차 $\hat{e}$가 식 (4-8)처럼 상수항이 없는 회귀식에서 도출되었는지, 식 (4-9)처럼 상수항이 있는 회귀식에서 도출되었는지, 식 (4-10)처럼 상수항과 시간추세가 있는 회귀식에서 도출되었는지에 달려있다.

1) Johansen 공적분 검정

Engle and Granger(1987)에 의해 공적분의 존재에 대한 최초의 검정이

이루어진 이후, 단위근의 검정법, 공적분 검정법, 오차수정모형의 적용 등에 관한 많은 연구 및 발전이 있었다. 특히 Johansen(1988)과 Johansen and Juselious(1990)의 장기균형관계로서의 공적분 존재여부와 공적분 계수의 추정에 관한 연구가 대표적이다. Johansen 공적분 검정은 오차수정모형을 벡터차원으로 확장시켜 최우추정법(maxium likelihood)으로 추정하여 로그우도비(log likelihood ratio) 검정을 시행한다.

2) 한계검정법

Pesaran, Shin and Smith(2001)에 의해 제시된 한계검정법(bounds test)은 비제약오차수정모형(Unrestricted Error Correction Model; UECM)에 기초한 단일 방정식 접근방식으로, Johansen 공적분 검정 등의 전통적 공적분 검정법들이 갖는 다양한 문제점을 극복할 수 있다.

우선, 한계검정법은 단위근 검정력(near unit root) 문제를 극복할 수 있다. Johansen 공적분 검정은 모형 내의 모든 변수들이 동일한 누적차수(order of integration)를 가져야 한다는 문제점이 있으나, 한계검정법은 모형 내의 모든 변수들이 반드시 동일한 누적차수를 가질 필요가 없다. 또한, 한계검정법은 설명변수의 단위근 중 한 개 혹은 두 개 이상이 1(unity)로 접근함에 따라 검정 통계치의 분포함수가 변할 수 있는 상황에 제약을 받지 않는다.

또한, 한계검정법은 소표본에서도 검정이 가능하다. 기존의 공적분 검정법들은 VAR에 근거함에 따라 대표본이 요구되지만, ARDL 모형에 기초한 최소자승법(OLS)의 단기적 추정치들은 일치추정량(consistency)이면서, 장기적으로 초일치성(super-consistency)을 갖는다.[9)]

9) Mah(2000)의 연구에 의해 전통적 검정법들이 소표본에 적용되었을 경우, 검정의 신뢰도에

마지막으로, ARDL-UECM(Autoregressive Distributed Lag-Error Correction Model) 모형은 단일 방정식이므로, 하나의 공적분 관계가 성립되었을 경우 종속변수와 설명변수의 구분이 명확하다. Johansen 공적분 검정은 모든 변수를 내생변수로 간주하는 VAR에 근거하므로 설명변수와 종속변수의 구분이 명확하지 않다.

3. ARDL 모형

설명변수에 종속변수의 하나 이상의 시차값들이 포함되어 있는 모형을 자기회귀(autoregressive) 모형이라고 하며, 시계열자료에 대한 회귀분석에서 회귀모형에 설명변수의 현재값 뿐만 아니라 시차값들도 포함되어 있을 때 이를 분포시차(distributed lag) 모형이라고 한다. ARDL(Autoregressive Distributed Lag, 자기회귀시차분포) 모형은 시차가 있는 X_t와 Y_t를 모두 포함하는 모형이며, Y의 p시차와 X의 q시차를 갖는 ARDL(p, q) 모형을 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$Y_t = \delta + \delta_0 X_t + \delta_1 X_{t-1} + \cdots + \delta X_{t-q} + \theta_1 Y_{t-1} + \cdots + \theta_p Y_{t-p} + v_t \qquad (4\text{-}11)$$

ARDL 모형은 유한시차분포(finite distributed lag) 모형이 갖고 있는 문제점들을 극복할 수 있다. 유한시차분포 모형에서는 X의 변화가 Y에 더 이상의 영향을 미치지 못한다고 가정하는 과거의 어떤 시점, 즉 q값을 선택해야하지만, ARDL 모형은 무한히 과거로 거슬러 올라가면 시차가 있는 X_t를 포함하는 모형으로 변형시킬 수 있다. 또한, ARDL 모형은 자기상관

문제가 발생하는 것으로 나타났으며, Cheung and Lai(1993)의 연구에서는 소표본인 경우 Johansen 공적분 검정은 공적분 벡터 수에 대한 편기(bias)를 발생시킬 수 있다고 나타났다.

된 오차를 갖는 유한시차분포 모형의 문제점도 극복할 수 있다.

4. VAR 모형

VAR(Vector Autoregressive, 벡터자기회귀) 모형의 기본취지는 내생변수와 외생변수 간에는 어떠한 선험적 구별도 있어서는 안 된다는 것이다.

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11} Y_{t-1} + \beta_{12} X_{t-1} + v_t^Y \quad (4\text{-}12)$$
$$X_t = \beta_{20} + \beta_{21} Y_{t-1} + \beta_{22} X_{t-1} + v_t^X$$

Y와 X가 안정적인 I(0) 변수인 경우 각각의 식에 최소제곱을 추정한다. 그러나 Y와 X가 불안정적인 I(1) 변수이고 공적분이 되지 않을 경우에는 1차 차분을 추정한다. 이경우의 VAR 모형은 아래의 식과 같다.

$$\triangle Y_t = \beta_{11} \triangle Y_{t-1} + \beta_{12} \triangle X_{t-1} + v_t^{\triangle Y} \quad (4\text{-}13)$$
$$\triangle X_t = \beta_{21} \triangle Y_{t-1} + \beta_{22} \triangle X_{t-1} + v_t^{\triangle X}$$

위의 식에 있는 모든 변수들은 I(0)이므로 각각의 식을 최소제곱을 이용하여 추정할 수 있다. 반면 Y와 X가 I(1) 변수이지만 공적분 되지 않았다면 1차 차분한 식 (4-13)의 VAR 모형을 이용하여 변수들 사이의 상호관계를 검토해야 하며, 공적분이 되었다면 I(1) 변수들 사이의 공적분한 관계를 고려할 수 있도록 식의 수정이 필요하다. 공적분 된 I(1) 변수들에 대한 VAR의 특별한 형태는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)이다.

VAR 모형은 각 변수들의 동태적 관계분석에 적합하다는 장점을 갖고 있지만, 차분된 시계열 이용을 통해 VAR 모형을 구성하게 되면, 차분과정에서의 정보손실이나 과도차분 등의 문제점도 갖고 있다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위한 방안으로써 공적분 관계의 존재여부를 검정한 후에 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 이용해야 한다.

연립방정식과 비교되는 VAR(VECM) 모형의 분석상의 특징은 충격반응함수(impulse response function)를 통해 어떤 한 변수의 변화가 내생변수에 미치는 동태적 효과를 파악할 수 있다는 것과, 분산분해(variance decomposition)를 통해 각각의 내생변수의 변동 중에서 이들 변수들이 전체변동에 기여한 부분의 상대적 크기를 파악할 수 있다는 것이다.

1) 충격반응함수

충격반응함수(impulse response function)는 충격이 변수들의 조정과정에 미치는 영향을 보여준다. VAR 계수가 아닌 충격반응함수를 이용함으로써, 충격이 흩어져 사라지는 비율과 충격이 미치는 영향의 크기를 알 수 있다.

$$Y_t = \delta_{10} + \delta_{11} Y_{t-1} + \delta_{12} X_{t-1} + v_t^Y \qquad (4\text{-}14)$$

$$X_t = \delta_{20} + \delta_{21} Y_{t-1} + \delta_{22} X_{t-1} + v_t^X$$

위의 식은 2개의 충격이 가능하므로 4개의 충격반응함수를 생각할 수 있다. 식 (4-14)의 방정식 체계가 동태적인 체계를 올바르게 나타낼 경우[10],

10) 식별문제(identification problem)가 없는 경우를 말한다. 방정식 체계에서 충격반응을 생성하는 실제 구조는 두 가지 복잡성으로 인해 식별문제를 갖는다. 첫째, 승수를 생성하는 다

Y 및 X는 동태적으로 연결될 뿐 동시적으로 연계되지는 않는다.

$t=1$기에 $v_1^Y=\sigma_Y$가 되고 그 이후에 v_t^Y는 0이 되도록 1개 표준편차 충격이 있는 경우에 대해, 모든 t에 대하여 $v_t^X=0$이고 $Y_0=X_0=0$이라고 가정하고 살펴보면 다음과 같다.

$$Y_1=v_1^Y=\sigma_Y \tag{4-15}$$
$$X_1=v_1^X=0$$

$$Y_2=\delta_{11}Y_1+\delta_{12}X_1=\delta_{11}\sigma_Y+\delta_{12}0=\delta_{11}\sigma_Y \tag{4-16}$$
$$X_2=\delta_{21}Y_1+\delta_{22}X_1=\delta_{21}\sigma_Y+\delta_{22}0=\delta_{21}\sigma_Y$$

$$Y_3=\delta_{11}Y_2+\delta_{12}X_2=\delta_{11}\delta_{11}\sigma_Y+\delta_{12}\delta_{21}\sigma_Y \tag{4-17}$$
$$X_3=\delta_{21}Y_2+\delta_{22}X_2=\delta_{21}\delta_{11}\sigma_Y+\delta_{22}\delta_{21}\sigma_Y$$

식 (4-15), 식 (4-16), 식 (4-17)은 각각 $t=1$, $t=2$, $t=3$일 때, σ_Y인 충격이 Y 및 X에 미치는 영향을 나타낸다. $t=4, 5, \cdots$에 대해서도 동일한 기법으로 반복적으로 대체하면 Y에 대한 충격이 Y 및 X에 미치는 충격반응 $(\sigma_Y\{1, \delta_{11}, (\delta_{11}\delta_{11}+\delta_{21}\delta_{21}), \cdots\}, \sigma_Y\{0, \delta_{21}, (\delta_{21}\delta_{11}+\delta_{22}\delta_{21}), \cdots\})$을 구할 수 있다.

변량 아날로그형을 고려해야 한다. 둘째, 관찰 할 수 없는 자료로부터 올바른 충격을 식별해야 한다.

2) 분산분해

분산분해(variance decomposition)는 각 형태의 충격이 예측오차 분산에 미치는 영향의 정도를 보여준다. 즉 VAR 모형 내에 포함된 각 변수의 상대적인 중요성의 정도를 파악하기 위해 분산분해 분석이 이용된다.

$$Y_{t+1}^F = E\left[\delta_{11} Y_t + \delta_{12} X_t + v_{t+1}^Y\right] = \delta_{11} Y_t + \delta_{12} X_t \tag{4-18}$$
$$X_{t+1}^F = E\left[\delta_{21} Y_t + \delta_{22} X_t + v_{t+1}^Y\right] = \delta_{21} Y_t + \delta_{22} X_t$$

$$FE_1^Y = Y_{t+1} - E\left[Y_{t+1}\right] = v_{t+1}^Y \quad var(FE_1^Y) = \sigma_Y^2 \tag{4-19}$$
$$FE_1^X = X_{t+1} - E\left[X_{t+1}\right] = v_{t+1}^X \quad var(FE_1^X) = \sigma_Y^2$$

식별문제(identification problem)가 없는 이변량의 경우 분산분해 예측은 식 (4-18)과 같고, 이에 상응하는 한 단계 앞선 예측오차 및 분산은 식 (4-19)와 같다. 따라서 식 (4-18)에서 Y 및 X에 대한 예측오차의 모든 변동은 자신의 충격으로 설명된다. 동일한 기법으로 Y 및 X에 대해 두 단계 앞선 예측을 하면 각각 식 (4-20), 식 (4-21)과 같으며, 이에 상응하는 두 단계 앞선 예측오차 및 분산은 식 (4-22), 식 (4-23)과 같다.

$$\begin{aligned} Y_{t+2}^F &= E_t\left[\delta_{11} Y_{t+1} + \delta_{12} X_{t+1} + v_{t+2}^Y\right] \\ &= E_t\left[\delta_{11}(\delta_{11} Y_t + \delta_{12} X_t + Y_{t+1}^Y) + \delta_{12}(\delta_{21} Y_t + \delta_{22} X_t + v_{t+1}^X) + v_{t+2}^Y\right] \\ &= \delta_{11}(\delta_{11} Y_t + \delta_{12} X_t) + \delta_{12}(\delta_{21} Y_t + \delta_{22} X_t) \end{aligned} \tag{4-20}$$

$$X_{t+2}^{F} = E_t\left[\delta_{21} Y_{t+1} + \delta_{22} X_{t+1} + v_{t+2}^{X}\right] \tag{4-21}$$
$$= E_t\left[\delta_{21}(\delta_{11} Y_t + \delta_{12} X_t + Y_{t+1}^{Y}) + \delta_{22}(\delta_{21} Y_t + \delta_{22} X_t + v_{t+1}^{X}) + v_{t+2}^{Y}\right]$$
$$= \delta_{21}(\delta_{11} Y_t + \delta_{12} X_t) + \delta_{22}(\delta_{21} Y_t + \delta_{22} X_t)$$

$$FE_2^{Y} = Y_{t+2} - E[Y_{t+2}] = \left[\delta_{11} v_{t+1}^{Y} + \delta_{12} v_{t+1}^{X} + v_{t+2}^{Y}\right] \tag{4-22}$$
$$var(FE_2^{Y}) = \delta_{11}^2 \sigma_Y^2 + \delta_{12}^2 \sigma_X^2 + \sigma_Y^2$$

$$FE_2^{X} = X_{t+2} - E[X_{t+2}] = \left[\delta_{21} v_{t+1}^{Y} + \delta_{22} v_{t+1}^{X} + v_{t+2}^{X}\right] \tag{4-23}$$
$$var(FE_2^{X}) = \delta_{21}^2 \sigma_Y^2 + \delta_{22}^2 \sigma_X^2 + \sigma_X^2$$

Y에 대한 예측오차의 총분산은 Y에 대한 충격에서 기인한 부분과 X에 대한 충격에서 기인한 부분으로 분해된다.

$$(\delta_{11}^2 \sigma_Y^2 + \sigma_Y^2)/(\delta_{11}^2 \sigma_Y^2 + \delta_{12}^2 \sigma_X^2 + \sigma_Y^2) \tag{4-24}$$

$$(\delta_{12}^2 \sigma_X^2)/(\delta_{11}^2 \sigma_Y^2 + \delta_{12}^2 \sigma_X^2 + \sigma_Y^2) \tag{4-25}$$

$$(\delta_{12}^2 \sigma_X^2 + \sigma_X^2)/(\delta_{21}^2 \sigma_Y^2 + \delta_{22}^2 \sigma_X^2 + \sigma_X^2) \tag{4-26}$$

$$(\delta_{21}^2 \sigma_Y^2)/(\delta_{21}^2 \sigma_Y^2 + \delta_{22}^2 \sigma_X^2 + \sigma_X^2) \tag{4-27}$$

식 (4-24)는 Y의 두 단계 앞선 예측오차 분산을 Y 자신의 충격으로 설명할 수 있는 비율을, 식 (4-25)는 예측오차 분산을 Y 이외의 다른 충격으로 설명할 수 있는 비율을 나타낸다. 마찬가지로, X에 대해서도 식 (4-26)과 식 (4-27)으로 나타낼 수 있다.

제2절 분석자료

본 논문은 환율이 무역수지에 미치는 영향에 대해 분석하기 위해, 무역상대국별로 나누어 대미국, 대일본, 대중국을 대상으로 2국간 분석을 시행한다. 따라서 종속변수(dependent variable)로 대미국 무역수지, 대일본 무역수지, 대중국 무역수지를 이용하며, 설명변수(independent variable)로는 원/달러 환율, 원/엔(100엔) 환율, 원/위안 환율과 우리나라의 소득, 그리고 미국의 소득, 일본의 소득, 중국의 소득을 이용한다. 또한, 대미국 및 대일본의 경우 1991년 12월부터 2012년 1월까지의 월별자료를, 대중국의 경우는 1994년 4월부터 2012년 5월까지의 월별자료를 이용해 분석했다.

각국에 대한 우리나라의 무역수지는 달러화 표시 수입액에 대한 달러화 표시 수출액의 비율이며, 한국무역협회의 자료를 이용했다. 환율은 우리나라의 소비자물가지수(CPI)에 대한 무역상대국의 소비자물가지수의 비율에 지급기준의 명목환율을 곱한 실질환율이다. 각 국의 소비자물가지수는 IMF의 IFS 자료를 이용했고, 지급기준 명목환율은 한국은행의 자료를 이용했다. 우리나라, 미국, 일본의 소득으로는 산업생산지수를 이용했으나, 중국의 경우는 공개된 월별 산업생산지수 자료가 존재하지 않으므로 명목 국내총생산(GDP)을 이용했다. 그러나 이 국내총생산 또한 분기별 자료만 존재하는 실정이어서, 중국통계청의 분기별 국내총생산 자료와 IMF IFS의 중국 월별 국내총생산 변화율을 이용해 구한 뒤, 로그값을 취해서 이용했다.

제5장 실증분석

제1절 ARDL 분석

1. 장기 분석

본 논문은 로그 형태를 취한 단일 방정식(single equation) 모형을 기본으로 변수 간의 장기관계를 설정한다.

$$\ln TB_{tj,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln REX_{ij,t} + \epsilon_t \quad (5\text{-}1)$$

위의 식에서 $TB_{tj,t}$는 우리나라(i)의 무역상대국(j)에 대한 무역수지, Y_t는 우리나라의 소득, Y_{jt}는 무역상대국의 소득, $REX_{tj,t}$는 우리나라 통화와 무역상대국 통화간의 실질환율, ϵ_t는 오차항을 의미한다. 또한, 실질환율은 우리나라의 소비자물가지수(CPI)에 대한 무역상대국의 소비자물가지수의 비율에 지급기준의 명목환율을 곱하여 구했다. 본 절에서는 식 (5-1)을 바탕으로 식 (5-2)와 같은 ARDL(Autoregressive Distributed Lag, 자기회귀시차분포) 모형을 설정한 후, 한계검정법(bounds test)을 통해 각 변수 간의 장기관계 분석한다.

$$\triangle \ln TB_{ij,t} = b_0 + \sum_{k=1}^{n} b_{1k} \triangle \ln TB_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^{n} b_{2k} \triangle \ln Y_{it-k} + \sum_{k=0}^{n} b_{3k} \triangle \ln Y_{jt-k}$$

$$+ \sum_{k=0}^{n} b_{4k} \triangle \ln REX_{ij,t-k} + \delta_1 \ln TB_{ij,t-1} + \delta_2 \ln Y_{jt-1} + \delta_3 \ln Y_{jt-1}$$

$$+ \delta_4 \ln REX_{ij,t-1} + v_t \qquad (5\text{-}2)$$

위의 식에서 △는 각 변수의 차분, v_t는 오차항을 나타낸다. 최대시차는 12로 선정하였으며, Hendrey and Ericsson(1991)의 모수축약방법(general to specific approach)에 의해 장기식이 추정됐다. 즉 식 (5-2)의 UECM 모형에서 t 통계량이 1보다 작은 1차 차분변수들($\triangle \ln TB_{ij,t-k}$, $\triangle \ln Y_{it-k}$, $\triangle \ln Y_{jt-k}$, $\triangle \ln REX_{ij,t-k}$)을 순차적으로 제외시켜 가장 간결한 제약오차수정모형(Restricted Error Correction Mode; RECM)을 고려하면서 검정통계량을 추정했다. 또한 AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwartz Criterion)의 값을 최소화하는 모형을 최적의 모형으로 선택했다.

Pesaran, Shin and Smith(2001)는 변수들 간의 장기관계를 분석하기 위해 Wald 검정에 기초하여 한계검정법을 제시했다. 즉 다음과 같은 결합유위수준(joint significance)에 대한 귀무가설과 대립가설을 설정하여 Wald 검정을 시행한다.

$$H_0 : \delta_1 = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 = b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq 0$$

시뮬레이션을 통해 설정한 상한 유의수준(upper critical bounds value)보다 계산된 F 통계량이 큰 경우, 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각되며, 하한 유의수준(lower critical bounds value)보다 작은 경우

에는 귀무가설을 기각할 수 없다. 만약 계산된 F 통계량이 상한과 하한 유의수준 사이에 있는 경우에는 공적분 존재에 대한 결론을 얻을 수 없다.

한편 추정된 UECM 모형으로부터 설명변수에 대한 종속변수의 장기탄력성을 얻을 수 있다. 즉 우리나라의 소득, 무역상대국의 소득, 실질환율의 장기탄력성은 각각 $-(\delta_2/\delta_1)$, $-(\delta_3/\delta_1)$, $-(\delta_4/\delta_1)$의 형태로 나타낼 수 있다.

시계열 분석에 있어서의 허구적 회귀(spurious regression)의 문제를 방지하기 위한 기본적인 단계는 단위근 검정을 통한 자료의 안정성 검정이다. 그러나 단위근 검정 또한 검정력이 그리 높지 않다는 문제점을 갖고 있으므로, 단위근 검정이 필수적으로 요구되는 Johansen 공적분 검정은 사전검정에 따른 왜곡(pretest bias)이 내포되어 있을 수밖에 없다. 또한, Johansen 공적분 검정은 모형에 포함된 모든 변수들의 누적차수(order of integration)가 1차(I(1))로 동일해야 한다는 문제점도 갖고 있다.

따라서 본 논문은 이러한 문제점을 극복하기 위해 한계검정법을 이용한다. 그러나 한계검정법은 누적차수를 가질 필요는 없지만 각 변수의 적분차수가 I(0)이거나 I(1)일 경우에만 적용될 수 있으므로, 시행하기 전에 반드시 각 변수의 단위근 검정이 선행되어야한다. 따라서 본 논문은 실증분석을 위해 공적분 검정에 앞서 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 이용하여 단위근 검정을 시행하였다.

한국, 미국, 일본, 중국의 소득과 각국에 대한 무역수지 및 실질환율의 시계열 자료에 대한 ADF 및 PP 검정 결과는 <표 5-1>과 같다. 검정 결과, 수준변수 중 일본의 소득, 대중국 무역수지, 대중국 실질환율(원/위안) 등의 7개의 변수는 안정적인(stationary) 변수로 확인됐으나, 나머지 변수는 단위근이 존재하는 불안정적인(non-stationary) 변수로 나타났다. 반면 1차 차분변수는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 변수, 즉 안정적인 변수로 나타났다. 이러한 자료의 특성을 고려할 때, 기존의 전통적 공적분 검정을 시행할 경우 추정상의 오류가 발생할 수 있다. 따라서 본 논문은 적분 차

수가 I(0)이든 I(1)이든 상관없이 공적분 검정이 가능한 한계검정법을 이용해 변수들 간의 공적분 검정을 시행했다.

<표 5-1> 단위근 검정

		수준변수				1차 차분변수			
		ADF		PP		ADF		PP	
		상수항	상수항 추세항	상수항	상수항 추세항	상수항	상수항 추세항	상수항	상수항 추세항
소득	한국	-0.63	-2.98	-0.64	-3.29*	-15.4***	-15.4***	-15.4***	-15.4***
	미국	-2.22	-1.82	-2.46	-1.54	-4.33***	-5.60***	-14.9***	-15.1***
	일본	-2.97**	-2.98	-3.11**	-3.12*	-13.6***	-13.5***	-13.6***	-13.6***
	중국	0.43	-1.56	0.28	-2.51	-12.4***	-12.4***	-22.1***	-24.6***
무역수지	대미국	-1.68	-2.00	-2.17	-3.17**	-15.5***	-15.5***	-24.7***	-24.7***
	대일본	-2.10	-2.19	-3.39**	-3.57**	-16.5***	-16.5***	-25.5***	-25.6***
	대중국	-6.17***	-5.80***	-6.39***	-6.03***	-21.7***	-21.9***	-20.9***	-21.3***
실질환율	대미국	-2.20	-2.19	-2.30	-2.30	-11.3***	-11.3***	-9.07***	-9.04***
	대일본	-3.08**	-3.16*	-2.33	-2.49	-10.0***	-10.0***	-9.37***	-9.34***
	대중국	-2.79*	-2.88	-2.55*	-2.48	-12.0***	-12.0***	-11.7***	-11.7***

주: *, *, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

<표 5-2>는 귀무가설 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$을 Wald 검정을 통해 각 변수들 간의 공적분 검정을 시행한 결과이다. 미국의 경우, F 통계량이 5.33으로 5%일 때의 상한 범위인 4.35보다 크므로 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$라는 귀무가설, 즉 공적분이 없다는 귀무가설이 기각되어 각 변수 간에 공적분 관계가

있는 것으로 나타났다. 일본의 경우는 F 통계량 7.88로 1%일 때의 상한 범위인 5.61보다 크므로 1%에서 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 따라서 대미국과 대일본의 경우, 무역수지, 우리나라의 소득, 무역상대국의 소득, 실질환율 사이에 장기균형관계가 존재한다고 할 수 있다.

한편 중국의 경우, F 통계량이 5%와 1%에서는 공적분 관계가 존재하지 않으나, 10%의 상한 범위와 하한 범위 사이에 있으므로, 공적분의 존재에 대한 결론을 얻을 수 없다. 그러나 다음 절에서 중국의 경우도 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타났으므로, 세 국가 모두 각 변수들 간의 장기균형관계가 성립하며, 따라서 변수들 간의 장기관계를 살펴볼 수 있다.

<표 5-2> 공적분 검정(한계검정법)

Computed F-statistics $(\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0)$	미국	일본	중국
	5.338	7.885	2.730
Critical value bounds	Lower bounds, I(0)		Upper bounds, I(1)
10%	2.72		3.77
5%	3.23		4.35
1%	4.29		5.61

주: 1) 유의수준(Critical value)은 다음을 참조함. Pesaran, Shin and Smith (2001), Table CI(iii) Case III: Unrestricted intercept and no trend, p. 300

2) 위 표의 하한 유의수준과 상한 유의수준은 3개의 설명변수(regressor)인 경우임.

RECM 모형의 추정결과는 <표 5-3>에 정리되어 있으며, 이 분석은 OLS에 기초한 ARDL 분석이므로 선택된 모형에 대한 검증이 필요하다. Durbin-Watson 통계량은 미국모형, 일본모형, 중국모형이 각각 2.04, 2.03, 1.98로서 2와 근사한 값을 가지므로 오차항의 자기상관(autocorrelation)은 거의 없는 것으로 판단되며, Breusch-Godfrey의 LM 검정 및 ARCH 검정에서도 각 국 모형의 잔차항에 자기상관과 이분산성(heteroscedasticity)이

없는 것으로 나타났다. 또한 Ramsey RESET 검정에 따라 모형설정상의 오류(misspecification error)도 없는 것으로 추정됐다. 또한, <그림 5-1>의 3개국 모형의 CUSUM 및 CUSUMQ TEST의 결과를 보면, <표 5-3>에서 추정된 모수값들이 모두 5% 내에 있으므로, 분석기간 동안 추정된 모수값들은 전반적으로 안정적임을 알 수 있다. 따라서 대부분의 기본적인 검정을 기초로 하였을 때 적절한 모형이 선택됐다고 할 수 있다.

<표 5-3>에 따르면, 대미국 무역수지에 대한 우리나라의 소득 장기탄력성은 0.37($-(\delta_2/\delta_1)$, 즉 -(0.037/-0.1007)) 정도로 추정됐다. 이는 우리나라의 소득이 1% 상승할 경우 대미국 무역수지는 0.37% 증가한다는 것을 의미한다. 반면 대일본 및 대중국 무역수지에 대한 우리나라의 소득 장기소득탄력성은 각각 -0.13 및 -0.65 정도로 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 우리나라의 소득이 1% 증가할 경우 대일본, 대중국 무역수지가 각각 0.13%, 0.65% 감소한다는 것을 의미하며, 이론과 일치한다.

한편 대미국, 대일본, 대중국 무역수지에 대한 각국의 소득 장기탄력성은 0.54, 2.75, 0.36 정도로 나타났다. 이는 3개국 각각의 소득이 1% 증가할 경우 각각의 국가에 대한 우리나라의 무역수지는 각각 0.54%, 2.75%, 0.36% 증가한다는 것을 의미하며, 이론과 부합되는 결과이다.

무역수지에 대한 실질환율 장기탄력성은 다른 변수에 비해 높게 나타났다. 미국의 경우 1.87 정도, 일본의 경우 1.41 정도로 나타나, 실질환율이 1% 상승할 경우 무역수지가 각각 1.87%, 1.41% 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이론과도 일치하는 것이다. 한편 대중국 무역수지에 대한 실진환율 장기탄력성은 미국 및 일본의 경우보다 작은 값인 1.09 정도로 추정됐으며, 이는 대미국 및 대일본보다는 그 영향이 작지만 역시 실질환율이 상승할 경우 무역수지가 개선된다는 것을 의미한다.

우리나라의 소득 장기탄력성, 무역상대국의 소득 장기탄력성, 실질환율의 장기탄력성 중 실질환율 장기탄력성이 가장 높다는 것은 이 세 변수 중 실

질환율이 무역수지에 가장 큰 영향을 미친다는 것을 의미한다. 즉 우리나라의 경우, 자유변동환율제도 하에 있지만 간접적인 외환시장개입을 실시하기도 하므로, 정책적 차원에서의 환율조정을 통해 무역수지 개선이 어느 정도 가능하다고 해석할 수 있다.

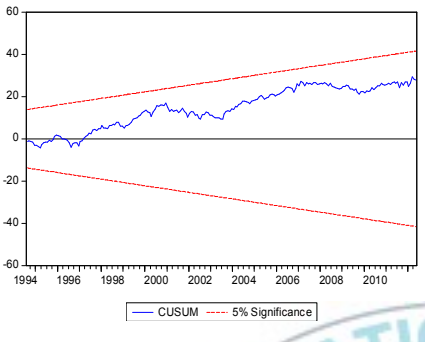
<표 5-3> RECM 모형의 추정결과

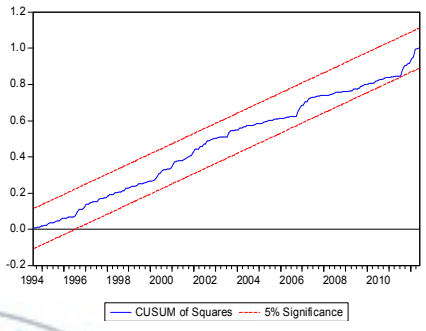
	미국	일본	중국
변수	계수값	계수값	계수값
$constant$	-1.5568***	-3.3110***	-0.6557
$ln\,TB_{t-1}$	-0.1007***	-0.1442***	-0.0916**
$ln\,Y_{t-1}$	0.0370	-0.0200	-0.0601
$ln\,Y^{*}_{t-1}$	0.0546	0.3963***	0.0331
$ln\,REX_{t-1}$	0.1880***	0.2037***	0.100*
장기탄력성			
Y	0.3674	-0.1386	-0.6561
Y^{*}	0.5422	2.7482	0.3613
REX	1.8671	1.4126	1.0917
모형 검정	검정 통계량 (p value)	검정 통계량 (p value)	검정 통계량 (p value)
R^2	0.36	0.40	0.41
Durbin-Wastson	2.04	2.03	1.98
$\chi^2_{AUTO}{}^{a}$	0.40 (0.67)	0.78 (0.45)	0.48 (0.62)
$\chi^2_{ARCH}{}^{b}$	1.98 (0.12)	1.17 (0.31)	0.00 (0.96)
$\chi^2_{RESET}{}^{c}$	1.48 (0.16)	1.22 (0.22)	1.71 (0.19)

주: 1) TB는 무역수지, Y는 우리나라의 소득, Y^{*}는 무역상대국의 소득, REX는 실질환율(원/달러, 원/엔(100엔), 원/위안)을 의미함.
2) *, *, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.
3) 각 검정의 귀무가설은 다음과 같음.
[a]. 잔차항에 자기상관이 없다. [b]. 잔차항에 이분산성이 존재하지 않는다.
[c]. 모형설정 상의 오류가 없다.

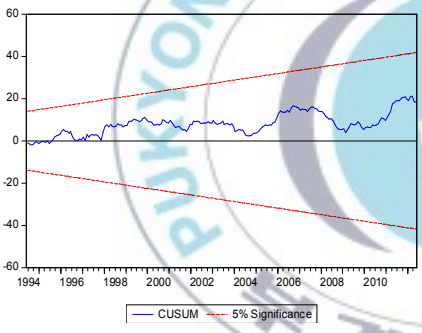
<그림 5-1> RECM 모형에 대한 CUSUM 및 CUSUMQ TEST

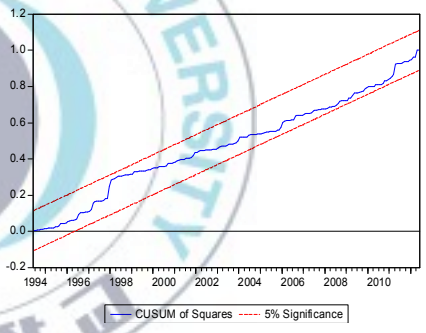
(미국)



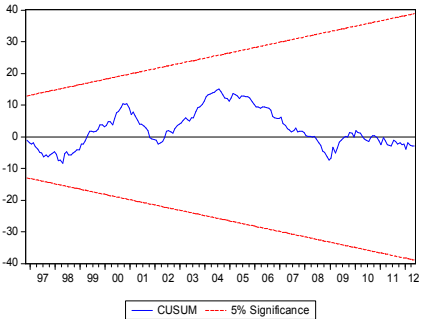


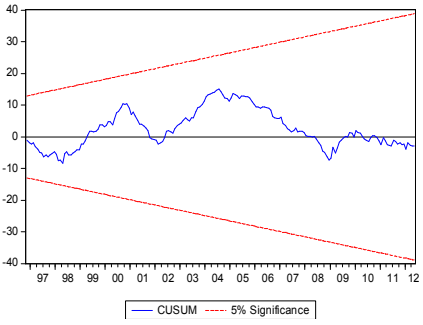
(일본)





(중국)





PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY
부경대학교

2. 단기 분석

본 절에서는 앞서 살펴본 장기관계를 기초로 하여 각 변수들 간의 단기 관계를 분석하고자 한다. 즉 각 변수들 간에 장기 공적분 관계가 성립하므로, 이를 고려한 단기 오차수정모형(Error Correction Model; ECM)을 통하여 J-곡선 효과를 파악하고자 한다. <표 5-3>에서 추정된 계수값들은 공적분 벡터를 의미하므로, 이를 이용하여 오차수정모형을 설정할 수 있다.

$$\triangle \ln TB_{ij,t} = b_0 + \sum_{k=1}^{n} b_{1k} \triangle \ln TB_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^{n} b_{2k} \triangle \ln Y_{it-k} + \sum_{k=0}^{n} b_{3k} \triangle \ln Y_{jt-k}$$
$$+ \sum_{k=0}^{n} b_{4k} \triangle \ln REX_{ij,t-k} + \lambda ECT_{t-1} + \epsilon_t \qquad (5\text{-}3)$$

위의 식에서 ECT는 공적분 관계의 오차를 의미한다. 식 (5-3)을 이용하여 모수축약방법(general to specific approach)에 따라 도출된 결과는 <표 5-4>와 같으며, 이 모형 또한 앞 절의 모형과 같이 검정이 필요하다. Breusch-Godfrey의 LM 검정 및 ARCH 검정에서 각 국 모형의 잔차항에 자기상관(autocorrelation)과 이분산성(heteroscedasticity)이 없는 것으로 나타났다. 또한, Ramsey RESET 검정 결과, 미국모형과 일본모형에서는 모형설정상의 오류가 없는 것으로 나타났지만, 중국 모형의 경우는 5%에서 모형설정 상의 오류가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 CUSUM 및 CUSUMQ TEST의 결과를 보여주는 <그림 5-2>에 따르면, 중국모형도 추정된 모수값들이 모두 5% 내에 있으므로 미국 및 일본모형과 마찬가지로 안정적이라고 할 수 있으며, 적절한 모형이 선택된 것으로 판단된다.

ECM 모형의 추정결과를 나타내는 <표 5-4>에서, 만약 초기의 계수값들이 음(-)의 부호를 갖고, 더 나중의 시차를 갖는 계수값들이 양(+)의 부호

를 갖는다면, 실질환율의 변동에 따른 무역수지 증감에 대한 J-곡선 효과가 있는 것으로 볼 수 있다. 그러나 <표 5-4>를 통해 확인할 수 있듯이, 초기의 계수값들이 양(+)의 부호를 갖는 것으로 나타났다.

미국의 경우, 현재부터 6기의 시차까지는 실질환율의 상승이 대미국 무역수지를 개선하는 것으로 나타났지만, J-곡선 효과는 발견되지 않는다. 즉 미국과의 무역에 있어서, 원/달러 실질환율 상승이 대미국 무역수지를 즉각적으로 개선하기는 하지만, 그 흐름에 J-곡선 효과는 존재하지 않는다.

일본의 경우도 실질환율의 상승이 대일 무역수지 개선에 효과를 보이지만, 이러한 효과는 미국의 경우와 마찬가지로 초기에 나타나므로, 일본의 경우도 J-곡선 효과는 발견되지 않는다.

한편 중국의 경우, 미국 및 일본의 경우와 마찬가지로, 초기에 실질환율 상승에 대한 무역수지 개선의 효과가 나타났지만, 미국 및 일본의 경우에 비해 그 효과가 상당히 적은 것으로 나타났다. 이는 <표 5-3>의 대중국 무역수지에 대한 원/위안 실질환율 장기탄력성 분석과 같은 결과이다. 즉 장기에 있어서 실질환율의 상승이 무역수지에 미치는 개선효과는 대미국 및 대일본에 비하여 대중국의 경우 그 효과가 적은 것으로 나타난 것처럼, 단기에 있어서도 그 효과가 대중국의 경우 적다는 것이다.

우리나라의 전체 무역량에서 대중국 무역량이 차지하는 비중은 압도적으로 많다. 따라서 우리나라의 대중국 무역은 양국의 환율변동보다는 세계경기와 같은 경제환경에 대한 중국 혹은 우리나라의 반응이 더 크게 작용하는 것으로 추정된다. 김창범(2011)의 연구에서는 세계경기 충격에 대한 대중국 무역수지는 장기적으로 그 효과가 소멸되기는 하지만 초기부터 흑자를 시현하고 3개월에는 가장 큰 반응을 보이는 것으로 나타났다. 또한 이봉걸(2012)은 최근의 우리나라의 대중국 수출감소에 대해서 경기변동요인과 대중국 수출의 구조적 요인이 복합적으로 작용한 것으로 보았다.[11] 즉

11) 대중국수출 감소원인은 첫째, 유럽재정위기 여파로 인한 중국의 수출부진이다. 둘째, 중국경

대중국 무역의 경우, 환율보다는 우리나라 경제의 외부환경에 대한 민감성 및 세계경기 등의 다른 복잡한 요소들의 영향을 더 받는 것으로 추정된다.

결론적으로 장기관계와 단기관계를 보여주는 <표 5-3>과 <표 5-4>에 기초할 때, 실질환율 상승에 대한 국내 무역수지의 움직임에 있어서, 단기에는 무역수지가 악화되고 장기에는 무역수지가 개선되는 J-곡선 효과는, 3개국의 경우 모두에서 존재하지 않는 것으로 나타났다.

초기부터 국내 무역수지가 개선되는 것은, 수출량 증가에 따른 수량효과가 수입품 가격의 상승에 따른 가격효과보다 훨씬 크게 나타나기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 우리나라의 주요 수출품들(전자부품, 자동차, 선박, 반도체, 철강, 통신 관련부품 등)은 미국, 일본, 중국과 국제시장에서의 경쟁이 심하므로, 환율변동이 수출에 미치는 영향은 매우 민감하다고 볼 수 있다. 즉 우리나라의 주요 수출품들의 가격탄력성이 매우 크기 때문에, 이들 국가에 대한 실질환율의 상승은 우리나라의 국제 경쟁력 상승을 유발하여 국내 무역수지 개선효과가 즉시 나타나는 것으로 판단된다.

한편 <표 5-4>는 장기균형에 대한 단기조정을 나타내는 *ECT* 항의 계수값을 보여주고 있다. 3개국 각각의 모형에서 계수값은 모두 음(-)의 부호를 갖으며, 특히 미국모형과 중국모형의 경우, 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 중국의 경우, 한계검정법에 의해 불확실하다고 나타났던 장기관계가, *ECT* 항의 추론 결과에 따르면 성립함을 확인할 수 있다. -0.08로 나타난 중국모형의 *ECT* 항은 균형으로부터 이탈된 현재의 무역수지가 매기에 8% 정도로 균형상태의 비율로 조정되어 가는 것을 의미한다. 따라서 미국의 경우를 보면, 균형으로부터 이탈된 현재의 무역수지가 매기에 20.8% 정도로 균형상태의 비율로 조정된다고 해석할 수 있다.

제의 성장을 견인하던 투자가 큰 폭으로 하락되어 우리의 대중국 수출이 감소하는 원인으로 작용하였다. 셋째, 우리 기업의 대중국투자 감소와 현지매입 비중이 증가하면서 대중수출 감소의 원인으로 작용하고 있다. 넷째, 중국시장에서 우리제품의 경쟁력이 약화되고 있기 때문이다.

<표 5-4> ECM 모형의 추정결과

	미국	일본	중국
변수	계수값	계수값	계수값
$\Delta ln REX$	0.622***	0.221**	0.002***
$\Delta ln REX_{t-1}$	0.633***	0.409***	
$\Delta ln REX_{t-2}$	0.424**		
$\Delta ln REX_{t-3}$	0.558***	0.289**	0.002*
$\Delta ln REX_{t-4}$	0.541**		
$\Delta ln REX_{t-5}$	0.783***		
$\Delta ln REX_{t-6}$	0.823***		
$\Delta ln REX_{t-7}$	0.566**		
$\Delta ln REX_{t-8}$			
$\Delta ln REX_{t-9}$			
$\Delta ln REX_{t-10}$		-0.202*	
$\Delta ln REX_{t-11}$		0.301**	
$\Delta ln REX_{t-12}$		-0.318***	
ECT_{t-1}	-0.208***	-0.05	-0.08**
모형 검정	검정 통계량 (p value)	검정 통계량 (p value)	검정 통계량 (p value)
Adjusted R^2	0.39	0.35	0.33
χ^2_{AUTO} [a]	0.45 (0.63)	0.10 (0.89)	0.99 (0.37)
χ^2_{ARCH} [b]	0.83 (0.69)	0.05 (0.82)	1.15 (0.28)
χ^2_{RESET} [c]	1.54 (0.12)	1.16 (0.24)	4.37 (0.01)

주: 1) REX는 실질환율(원/달러, 원/엔(100엔), 원/위안)을 의미함.

2) *, *, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

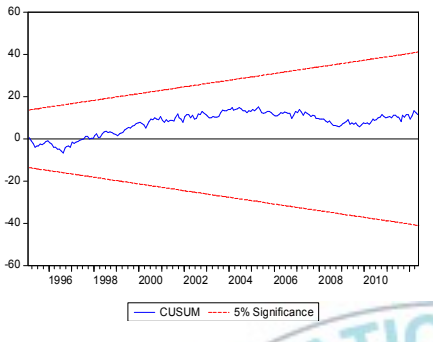
3) 각 검정의 귀무가설은 다음과 같음.

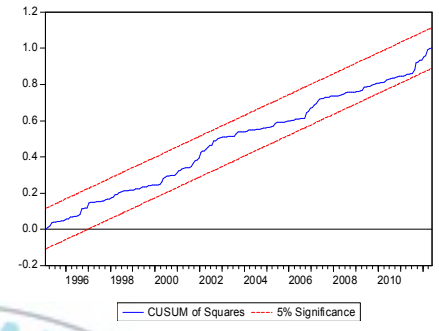
[a]. 잔차항에 자기상관이 없다. [b]. 잔차항에 이분산성이 존재하지 않는다.

[c]. 모형설정 상의 오류가 없다.

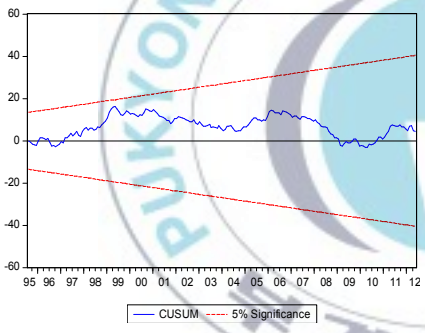
<그림 5-2> ECM 모형에 대한 CUSUM 및 CUSUMQ TEST

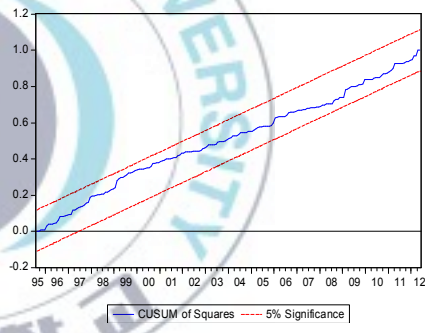
(미국)



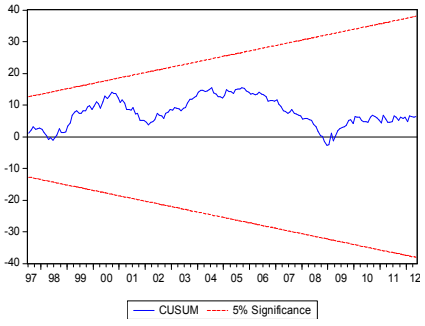


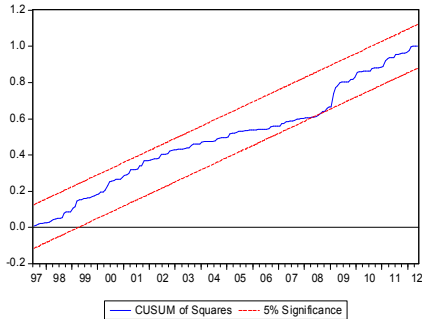
(일본)





(중국)





PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

제3절 VAR 분석

본 절에서는 먼저, Johansen 공적분 검정을 통해 각 변수들 간의 장기관계가 어떻게 형성되는지 알아보고, 앞에서 살펴본 한계검정법(bounds test)의 결과와 비교한다.

<표 5-5> 공적분 검정(Johansen 공적분 검정)

	Rank	$H_0 : rank = k$	λ_{trace}	λ_{max}
미국				
	0	$r = 0$	35.79	17.86
	1	$r \leq 1$	17.92	10.11
	2	$r \leq 2$	7.811	6.545
	3	$r \leq 3$	1.265	1.265
일본				
	0	$r = 0$	43.32	26.80
	1	$r \leq 1$	16.51	11.03
	2	$r \leq 2$	5.482	5.122
	3	$r \leq 3$	0.360	0.360
중국				
	0	$r = 0$	40.06	17.99
	1	$r \leq 1$	22.06	13.24
	2	$r \leq 2$	8.826	8.826
	3	$r \leq 3$	0.000	0.000

주: 시차는 AIC(Akaike Information Criterion)을 이용하여 결정된 최적 시차수임.

<표 5-5>에서 보듯이, λ_{trace} 및 λ_{max}의 통계량에 기초했을 때, 3개국의 경우 모두 변수들 간에 공적분 관계가 형성되지 않는 것으로 나타나, 한계

검정법의 결과와는 다른 결과를 보여주고 있다. 이는 동일하지 않은 적분 차수 또는 다변량에 기초한 Johansen 공적분 검정을, 그렇지 않은 경우에 적용하였을 때 추정상의 오류가 발생할 수 있음을 확인시켜주는 결과라고 할 수 있다.

벡터자기회귀(Vector Autoregressive; VAR) 모형 혹은 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 이용한 분석은 충격반응함수(impulse response function)와 분산분해(variance decomposition) 분석으로부터 추정된 결과를 중심으로 이루어진다. 충격반응함수는 VAR 모형에 포함되어 있는 변수들에 대한 내생변수의 충격이 얼마나 크고 오래 지속되는지를 보여주며, 분산분해 분석은 내생변수의 변동을 그 자신과 다른 내생변수들이 얼마나 잘 설명하고 있는지를 보여준다. 따라서 본 절에서는 VAR 모형을 이용하여 J-곡선 효과를 다른 각도에서 파악하기 위하여 충격반응함수와 분산분해 분석의 결과를 살펴본다. 이에 앞서, VAR 모형의 이용을 위해 두 가지 경우를 상정한다.

첫째, Johansen 공적분 검정에 기초했을 때 공적분 관계가 성립하지 않으므로, 1차 차분변수들을 이용하여 VAR 모형을 구축한 후 J-곡선 효과를 분석한다. 공적분 검정의 결과에 신뢰성의 문제가 발생할 수 있지만, Johansen 공적분 검정이 VAR 모형에 기초하기 때문이다. 즉 본 절에서는 1차 차분변수를 이용하여 충격반응함수와 분산분해 분석을 시행한다.

둘째, Johansen 공적분 검정의 결과를 인정하지 않고, 한계검정법의 결과에 따라 공적분 관계를 설정한다. 즉 공적분이 존재할 때 이용하는 모형인 VECM 모형을 이용하여 충격반응함수와 분산분해 분석으로 J-곡선 효과를 분석한다.

1. 충격반응함수

충격반응함수는 한 변수가 다른 변수에게 미치는 동태적 영향을 나타내는 것이다. 즉 모형 내의 어떤 특정 변수에 대해 일정한 크기의 충격(stock)이 발생할 경우, 모형 내의 각 변수들이 그 충격에 동태적으로 어떠한 반응을 보이는지를 살펴보는 것이다. 따라서 본 절에서는 충격반응함수를 통해 실질환율(원/달러, 원/엔(100엔), 원/위안)의 상승이 무역수지(대미국, 대일본, 대중국)에 미치는 동태적 영향을 살펴본다.

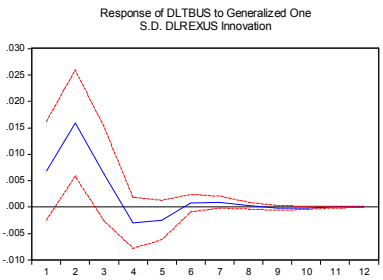
충격반응함수의 결과를 나타내는 <그림 5-3>을 보면, VAR 모형에 기초할 때, 3개국의 경우 모두 실질환율에 대한 무역수지의 충격반응이 초기부터 즉각적으로 양(+)의 반응을 보이고 있다. 실질환율의 충격에 대한 무역수지 개선의 효과는 대미국과 대일본의 경우는 3개월 정도까지, 대중국의 경우는 2개월 정도까지 지속되는 것으로 나타났다. 특히 대일본과 대중국의 경우는 <표 5-4>가 보여주는 ECM 모형의 추정결과와 매우 비슷한 결과를 보여주고 있다.

한편 VECM에 기초한 충격반응함수 결과를 보면, 대미국의 경우 실질환율의 충격에 대한 무역수지의 반응이 7개월 정도 이후부터 소폭으로 하락하고 있지만, 3개국의 경우 모두 실질환율의 상승에 대한 무역수지의 양(+)의 반응이 초기부터 12개월 이후까지 지속됨을 확인할 수 있다.

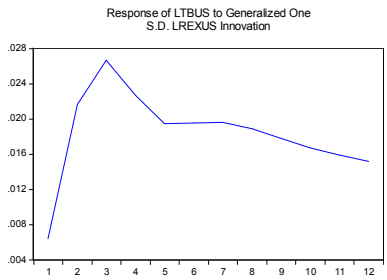
결론적으로, VAR 모형과 VECM에 기초한 충격반응함수의 결과, 실질환율의 상승에 대한 무역수지 개선의 J-곡선 효과는 3개국의 경우 모두에서 발견되지 않았다.

<그림 5-3> 충격반응함수

(대미국)

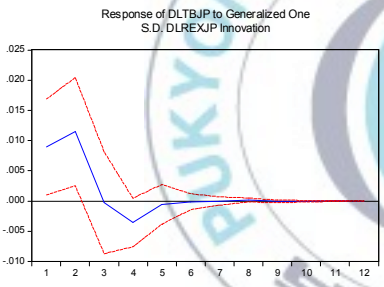


(VAR)

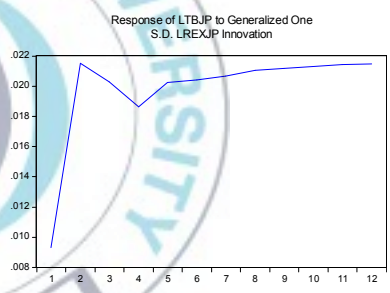


(VECM)

(대일본)

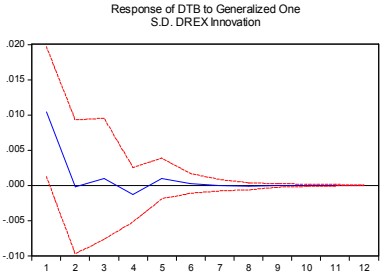


(VAR)

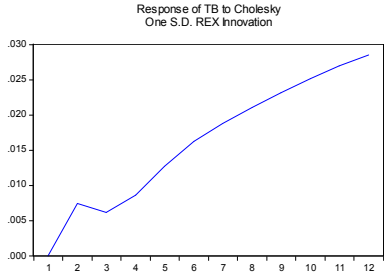


(VECM)

(대중국)



(VAR)



(VECM)

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

2. 분산분해 분석

앞서 살펴본 충격반응함수는 동태적 승수(dynamic multiplier) 분석으로, 계수의 크기만으로 변수들의 중요성을 파악하기 어렵다. 계수의 크기는 외생변수의 분산이 클 경우 내생변수에 미치는 영향이 클 수 있기 때문이다. 이러한 점을 고려하여, 내생변수의 예측기간별 예측오차의 분산에서 각 변수들의 교란요인이 차지하는 비중을 백분율로 나타내어 상대적 기여도를 파악하는 것이 분산분해 분석이다. 따라서 분산분해 분석을 통해 3개국 각각의 무역수지의 변동을 실질환율, 우리나라의 소득, 3개국 각각의 소득이 얼마나 설명할 수 있는지 살펴볼 수 있다.

<표 5-6>을 보면, 전체 100% 중 나머지 부분은 무역수지가 차지하는 것이므로, 3개국 모두 시간의 경과에 따라 무역수지의 자체충격 비중이 90% 정도를 기여한다고 볼 수 있다.

대미국과 대일본의 경우, 실질환율이 무역수지의 변동을 설명하는 가장 중요한 원인으로 나타났으나, 대중국의 경우는 오히려 우리나라의 소득 및 중국의 소득보다 실질환율이 무역수지의 변동을 잘 설명하지 못하고 있는 것으로 나타났다. 이는 <표 5-3>의 대중국 무역수지에 대한 원/위안 실질환율 장기탄력성의 결과 및 <표 5-4>의 결과와 비슷한 결과이다. 즉 대중국의 경우, 장기에 있어서나 단기에 있어서나, 실질환율의 상승에 대한 무역수지 개선의 효과는, 대미국이나 대일본에 비하여, 그 효과가 상당히 적은 것으로 나타났다.

<표 5-6> 분산분해 분석

	대미국			대일본			대중국		
월	환율	Y_{KOR}	Y_{US}	환율	Y_{KOR}	Y_{Japan}	환율	Y_{KOR}	Y_{China}
1	0.000	0.000	0.000	2.048	0.000	0.317	0.000	0.000	0.000
2	5.344	0.985	0.439	4.206	0.384	0.254	0.348	0.897	0.022
3	5.848	1.054	0.776	4.078	0.751	2.833	0.358	3.182	1.914
4	5.940	1.513	0.861	4.213	0.766	3.412	0.358	3.412	2.717
5	5.960	1.518	0.859	4.193	0.774	3.393	0.366	3.424	2.742
6	5.965	1.543	0.860	4.190	0.774	3.439	0.369	3.425	2.746
7	5.971	1.542	0.860	4.189	0.774	3.457	0.369	3.428	2.747
8	5.972	1.543	0.860	4.188	0.774	3.458	0.369	3.428	2.747
9	5.972	1.543	0.860	4.188	0.774	3.458	0.369	3.429	2.747
10	5.973	1.543	0.860	4.188	0.774	3.459	0.369	3.429	2.747
11	5.973	1.543	0.860	4.188	0.774	3.459	0.369	3.429	2.747
12	5.974	1.543	0.860	4.188	0.774	3.459	0.369	3.429	2.747

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

제6장 결론

본 논문은 J-곡선 효과의 존재여부 파악을 통해 환율이 무역수지에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 대미국, 대일본, 대중국을 대상으로 무역상대국별로 2국간 분석을 시행했다. 먼저 ARDL 모형을 통해 변수 간의 장기관계에 대해 분석했으며, 이를 토대로 J-곡선 효과를 살펴보기 위해 ECM 모형을 통해 단기 동적 조정과정도 분석했다. 특히 공적분 검정에 있어서 기존의 전통적 공적분 검정이 갖고 있는 문제점을 극복하기 위해, 각 변수의 적분차수에 관계없이 변수들 간의 장기관계를 분석할 수 있는 한계검정법을 적용했다. 또한, VAR 모형을 이용해 내생변수 간의 동태적 효과를 살펴보기 위해 충격반응함수와 분산분해 분석을 시행했다.

장기관계 분석에 의하면, 3개국의 경우 모두 우리나라의 소득 장기탄력성, 무역상대국의 소득 장기탄력성, 실질환율의 장기탄력성 중 실질환율 장기탄력성이 가장 높게 나타났다. 이는 정책적 차원의 환율조정을 통해 무역수지 개선이 어느 정도 가능하다는 것을 나타낸다. 한편 단기관계 분석에서는 3개국의 경우 모두 실질환율의 상승이 초기에 즉각적으로 무역수지를 개선하는 것으로 나타났다. 초기부터 국내 무역수지가 개선되는 것은 수출량 증가에 따른 수량효과가 수입품 가격의 상승에 따른 가격효과보다 훨씬 크게 나타나기 때문인 것으로 추정된다. 즉 우리나라의 주요 수출품들은 가격탄력성이 매우 크기 때문에, 이들 국가에 대한 실질환율의 상승이 우리나라의 국제 경쟁력 상승을 유발하여 국내 무역수지 개선효과가 즉시 나타나는 것이다.

본 논문은 장기관계 및 단기관계 분석을 통해, 환율의 상승이 단기에는 무역수지를 악화시키고 장기에는 개선시킨다는 J-곡선 효과는 대미국, 대

일본, 대중국의 경우 모두에서 존재하지 않는다는 결론을 도출하였다.

한편 VAR 모형과 VECM에 기초한 충격반응함수 결과, J-곡선 효과는 발견되지 않았다. VAR 모형에 기초할 때, 실질환율의 충격에 대한 무역수지 개선효과는 대미국과 대일본의 경우는 3개월 정도까지, 대중국의 경우는 2개월 정도까지 지속되는 것으로 나타났으며, 이는 단기관계 분석결과와 비슷한 결과이다. 또한 분산분해 분석결과에 따르면, 대미국과 대일본의 경우, 실질환율이 무역수지의 변동을 설명하는 가장 중요한 원인으로 나타났으나, 대중국의 경우는 오히려 우리나라의 소득 및 중국의 소득보다 실질환율이 무역수지의 변동을 잘 설명하지 못하고 있는 것으로 나타났다.

이 결과들을 종합해보면, 우리나라의 대미국, 대일본, 대중국 무역에서 J-곡선 효과는 발견되지 않았으며, 특히 대중국 무역의 경우 환율변동의 영향이 매우 적게 나타났다. 특별히 대중국의 경우 실질환율 상승에 대한 무역수지 개선의 효과가 대미국 및 대일본의 경우에 비해 상당히 적은 것으로 나타나는 원인은, 우리나라의 대중국 무역이 양국의 환율변동보다는 세계경기와 같은 경제환경에 대한 중국 혹은 우리나라의 반응이 더 크게 작용하는데 따른 것으로 추정된다.

평가절하가 장기적 뿐만 아니라 단기적으로도 무역수지를 개선한다는 본 논문의 결과는 적절한 환율정책을 위한 중요한 지침이 될 수 있을 것으로 사료된다. 한편 2국간 분석에 있어서, 무역규모가 적은 국가들도 포함하여 분석한다면 보다 일반화된 연구결과를 얻을 수 있을 것으로 기대되며, 산업별 구분 및 품목별 구분도 고려하여 분석을 시행한다면 보다 정확한 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

강석기・유선희 (2012), “2011년 수출의 국민경제에 대한 기여”, 한국무역협회.

김윤철 (1997), “경상수지의 변동요인 분석과 시사점”, 한국은행 조사통계월보, 제51권 제7호.

김준태・김용환 (2003), “경상수지 결정요인별 영향력 변화분석”, 한국은행 조사통계월보, 제57권 제10호, 23-43.

명진호 (2012), “한・미 FTA 발효 6개월 평가와 전망”, 한국무역협회.

모수원 (2004), “한국무역의 J곡선 효과”, 국제통상연구, 제9권 제3호, 27-45.

박기임 (2012), “2011년 대일적자 분석 및 2012년 전망”, 한국무역협회.

서근태・이재득・최봉호 (2005), 『국제경제론』, 삼영사.

심성훈・장병기 (2006), “Bilateral trade balance between Korea and her trading partners: the J-curve effect”, Journal of Korea trade, 제10권 제3호, 73-93.

이봉걸 (2012), “대중국수출 감소원인과 전망”, 한국무역협회.

장동구 (2002), “경상수지의 장기적 결정요인과 전망”, 한국은행 금융경제연구, 제137호.

조동철・김준일・김윤기 (2001), “교역조건 변화의 거시경제 파급효과: 상대가격과 경상수지의 반응을 중심으로”, 한국개발연구원, 정책연구시리즈 2001-7.

최석규 (2007), “원/달러 환율변동이 무역수지에 미치는 시차효과 검증”, 산업경제연구, 제20권 제5호, 2157-2189.

Backus, D., Kehoe, P. J. and Kydland, F. E. (1994), "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: the J Curve?", *American Economic Review*, 84, 84-103.

Bardsen, G. (1989), "Estimation of Long-Run Coefficients in Error Correction Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 345-350.

Boyd, D., Caporale, G. M. and Smith R. (2001), "Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: cointegration and the Marshall-Lerner Condition", *International Journal of Finance and Economics*, 6, 187-200.

Carbaugh, R. J. (1995), 『International Economics』, South-Western.

Cheung, Y. W. and Lai, K. S. (1993) "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Conintegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 55, 313-328.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

Gujarati, D. N., Porter, D. C. 저 (박완규・홍성표 역) (2009), 『Gujarati의 계량경제학』, 지필미디어.

Gupta-Kapoor, A. and Ramakrishnan, U. (1999), "Is There A J-Curve? A New Estimation for Japan", *International Economic Journal*, 13, 71-79.

Halicioglu, F. (2008), "The bilateral J-curve: Turkey versus her 13 trading partners", *Journal of Asian Economics*, 19, 236-243.

Hendry, D. F. and Ericsson, N. R. (1991), "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, 35, 833-886.

Hill, R. C., William, E. G. and Guay, C. L. 저 (이병락 역) (2010), 『계량경제학』, 시그마프레스.

Hopper, P. and Morton, J. (1982), "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination", *Journal of International Money and Finance*, 1, 39-56.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*s, 12, 231-254.

Johansen, S. and Juselious, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

Magee, S. P. (1973), "Currency Contracts, Pass-Through and Devaluation", *Bro-okings Papers on economic activity*, 4(1), 303-325.

Mah, J. S. (2000), "An Empirical Examination of the Disaggregate Import Demand of Koreathe Case of Information Technology Products", *Journal of Asian Economics 11*, 237-244.

Marwah, K. and Klein, L. R. (1996), "Estimation of J-Curve: United States and Canada", *Canadian Journal of Economics*, 29, 523-539.

Meade, Ellen E. (1988), "Exchange Rates, Adjustment and the J-Curve", *Federal Reserve Bulletin*, 74, 633-644.

Miles, M. (1979), “The Effects of Devaluation on the Trade Balance and the Balance of Payments: Some New Results”, *Journal of Political Economy*, 87, 600-620.

Narayan, P. K. (2004), “New Zealand's Trade Balance: Evidence of the J-Curve and Granger Causality”, *Applied Economics Letters*, 11, 351-354.

National Institute Economic Review August (1968), “The Economic Situation: Chapter I. The Home Economy”, *National Institute Economic Review*, 44, 4-17.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Rose, A. K. (1991), “The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the ‘Marshall - Lerner’ condition hold?”, *Journal of International Economics*, 30(3), 301-316.

Rose, A. K. and Yellen, J. L. (1989), “Is there a J-Curve?”, *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68.

Singh, T. (2004), “Testing J-curve hypothesis and analysing the effect of exchange rate volatility on the balance of trade in India”, *Empirical Economics*, 29(2), 227-245.

Yousefia, A. and Wirjantob, T. S. (2003), “Exchanger ate of the US dollar and the J curve: the case of oil exporting countries”, *Energy Economics*, 25, 741-765.