

실질원-달러환율, 교역조건 그리고 경상수지 간의 Granger 인과관계에 관한 연구

박 현 영

본 논문은 1990년 1월부터 2001년 9월까지 실질원-달러환율, 교역조건 그리고 경상수지 간의 공적분검정과 Granger 인과관계검정을 실시하여 외환위기 이후에 실질환율이 소득교역조건 그리고 경상수지간의 연쇄적인 Granger 인과관계가 성립함을 규명하였다. 이것은 외환위기 이후에 실질환율이 경상수지에 일방적인 Granger 인과관계가 성립하는 것, 일관성을 갖는 것으로서 완전변동환율제도가 채택되면서 외환시장의 가격조절기능이 제한적이지만 효율적으로 작용하고 있다는 것과, 외환위기 이후에 원-달러환율의 급격한 평가절하는 수출가격의 하락으로 인한 수출증대와 수입가격의 상승으로 인한 수입감소로 인해서 소득교역조건이 강화되고 경상수지 흑자가 계속되는 현상을 반영한 것으로 풀이된다.

I. 서 론

본 논문은 1990년 1월부터 2001년 9월까지 우리 나라의 실질원-달러환율, 교역조건(순상품교역조건과 소득교역조건) 그리고 경상수지간에 Granger 인과관계를 검정하여 이 변수들간의 인과관계 방향이 1997년 11월 외환위기를 전후로

한성대학교 사회과학대학 사회과학부, 서울특별시 성북구 삼선동 2가 389번지, 136-792.
본 논문은 한성대학교 2001년도 교내특별연구비 지원에 의하여 이루어졌다.

어떠한 양상을 보여주고 있으며, 완전변동환율제도가 채택된 외환시장에서 환율의 자율적인 변화가 관련된 변수들에게 어떠한 변화를 일으키게 하는지를 추정하고자 하는 데 있다. 특히, 완전변동환율제도를 채택한 외환위기 이후 원-달러 환율의 자율적인 변화가 교역조건의 변화와 나아가 경상수지 변화에 어떠한 영향을 보여주는지를 Granger 인과관계검정을 이용하여 분석하는 데 있다. 완전변동환율제도가 채택되면서 외환시장의 자율적인 가격조정기능이 인정되어 실질 환율의 변화가 과연 교역조건의 변화를 일으키고, 나아가 경상수지의 변화를 일으키는지 또는 그 반대 방향으로 이루어지는지 아니면 전혀 아무런 관련이 없는지를 규명하여 외환시장의 자율적인 가격조정기능을 통해서 실질환율의 변화가 외환시장에서의 불균형을 해소하고 나아가 국민경제의 구조조정에 효율적으로 작용하는지를 추론하고자 한다.

외환위기 이후 환율의 급격한 상승(또는 외환시장에서 급격하게 이루어지는 평가절하)은 수출의 증대와 함께 수입을 급격하게 감소시켜 외환위기 이전의 경상수지의 적자를 흑자로 전환되게 한 것을 감안할 때, 외환시장의 안정화가 빠르게 이루어지면서 한국경제의 점진적인 안정화도 비교적 빠르게 가능하게 한 것으로 판단된다. 그러나 이러한 주장은 환율의 변화와 함께 국내·외 이자율의 변화에 따른 자본계정의 변화를 고려하여 이루어져야 함을 인정하지 않을 수 없다. 이것은 본 논문의 결과가 외환시장의 자율적이고 효율적인 가격조정기능을 인정한다고 하여도 그것은 제한적으로 받아들이지 않으면 안 되는 것을 의미한다.

외환위기 이후 시장평균환율제도에서 완전변동환율제도로 환율제도가 바뀌면서 원-달러환율의 급격한 상승은 환율 변동성 또한 증가시켜 새로운 변수로 대두된 것이다. 이러한 환율변동성의 역할에 대해서는 이미 많은 연구가 이루어지고 있으며 특히 GARCH모형을 이용한 환율변동성의 역할은 중요시되고 있다. 그러나 본 논문은 환율과 교역조건, 그리고 경상수지 간의 Granger 인과관계를 분석하는 것이어서 차분된 변수들의 안정성 여부를 검정한 후 이들간의 인과관계를 분석하게 된다.

환율과 교역조건, 그리고 경상수지 간의 관계를 분석한 것들은 다음과 같다. 교역조건이라 함은 수출입 물량의 교환비율로서 한 나라 수출의 대외구매력을

나타내며 또한 가격변동으로 인하여 상품의 수출입이 얼마나 유리 또는 불리하게 되었는지를 판단하는데 이용된다. 무역수지는 기본적으로 수출입 상품의 가격비율인 순상품교역조건과 이 순상품교역조건에 수출수량지수를 곱한 소득교역조건 그리고 수출입가격비율과 수출입상품의 생산성 비율을 곱한 요소교역조건 등이 있다.)¹⁾ 본 논문에서는 한국은행에서 발표하는 순상품교역조건과 소득교역조건을 사용한다. 순상품교역조건이 상승하였다함은 수출단가의 상승폭이 수입단가의 상승폭보다 크거나 수출단가의 감소분이 수입단가의 감소분보다 작은 것을 의미한다. 또는 동일한 양의 상품을 수출해서 받은 외화로 더 많은 상품을 수입할 수 있다는 것이다. 그러나 순상품교역조건은 수출입의 물량변동을 제외한 채 가격변동만을 반영하기 때문에 실질적으로 무역이익을 측정할 수 없다. 그러나 소득교역조건은 수출총액으로 수입할 수 있는 수입량을 의미하기 때문에 소득교역조건이 상승하였다함은 수출총액으로 이전보다 더 많은 양을 수입할 수 있다는 것을 의미한다.

Harberger [21]와 Laursen-Metzler [26]는 처음으로 교역조건과 경상수지와와의 관계를 분석하여 교역조건이 악화되면 수출품의 구매력이 떨어지고 이에 따라 실질소득이 감소하여 투자가 일정하고 재정균형이 이루어질 때 경상수지도 악화된다고 하는 HLM(Harberger-Laursen-Metzler)효과를 지적하였다. 이것은 교역조건변동의 변동이 국제수지에 미치는 영향을 분석하는데 중요한 역할을 하였다. Kim [23]은 미국경제의 교역조건과 경상수지와의 관계에 관한 연구를 동태모형에 의하여 교역조건을 일시적 변화와 영구적 변화로 구분하여 이들의 변화가 경상수지에 미치는 영향을 분석하였다. 영구적인 소득증대는 장기적으로 무역수지를 악화시키나, 일시적인 소득변화는 오히려 호전시킨다고 하였다. 또한 실질환율의 증가도 무역수지를 악화시킨다고 지적한다. 송옥현 [7]은 한국경제에 대해서는 일시적 충격을 통화충격으로, 영구적 충격을 실물충격으로 가정하여 이들의 충격이 교역조건과 무역수지에 미치는 영향을 분석하여 다음과 같이 지적하였다. 교역조건에 영구적인 충격을 미치는 국내공급충격과 음의 국내수요충격은 교역조건과 무역수지를 개선시키는 것으로 나타나, 교역조건을 개선하기 위

1) Salvatore [32] pp. 329~360.

해서는 수출상품의 고부가가치화·차별화 등을 주장하였으며, 수입단가상승이 교역조건을 악화시키므로 수입의존구조를 개선하여야 할 것을 지적하였다.

한편, 환율변동과 경상수지에 관한 연구는 구매력평가설이나 Marshall-Lerner 조건의 성립여부를 검증하는 것이었다. 단기는 물론 장기적으로도 그 성립여부가 불확실하여 환율과 경상수지와의 관계를 공적분검정을 이용하여 환율변동에 의한 수출입가격의 변화와 나아가 무역수지에의 영향을 분석하나 환율변동이 무역수지에 영향을 주지 못하는 것으로 주장하기도 한다. 몇 가지 관련된 연구 결과를 지적하면, Rose and Yellen [31], Bahmani-Oskooee [15], 그리고 Arzie [14] 등을 지적할 수 있다. 특히 Bahmani-Oskooee [15]와 Arzie [14]는 우리나라를 포함한 아시아 국가들의 분기별 자료를 이용하여 환율의 상승은 장기적으로 무역수지를 개선시킨다고 주장하였다. 김규한 [1], 이천표·최낙균 [10]은 원-달러환율의 변동이 장기적으로 수출입 물량 및 단가에 모두 유의적으로 영향을 주는 것을 밝혔으나, 시장평균환율제도가 시행되기 이전의 자료를 이용하였을 뿐이다. 김종만 [4]은 우리 나라의 수출입 가격함수와 물량함수를 각각 추정하여 원-달러환율의 변동으로 인한 수출물량의 변동이 수입물량에 미치는 간접적인 효과도 감안하여 원-달러환율 변동이 무역수지에 미치는 영향을 분석하기도 하였다. 정근준 [11]은 우리 나라의 주요 무역상대국인 미국, 일본, G7에 대한 무역수지 방정식을 환율에 초점을 두어 Johansen공적분 검정법을 이용하여 무역수지, 자국소득, 상대국소득, 명목환율, 상대가격 사이에 공적분관계가 성립함을 밝혔다. 또한 평가절하로 인한 상대가격의 효과가 명목환율의 효과와 동일하지 않음을 지적하고 무역수지에 대한 환율의 효과를 추정하는데 있어서 명목환율과 상대가격을 동시에 고려하여야 한다고 지적하였다. 이 때 무역수지는 수출입의 차이가 아니라 수출입의 비율로 정의하였다.

우리 나라는 1997년 11월에 IMF의 지도와 함께 완전변동환율제도가 채택되면서 국민경제의 대외환경이 급격하게 변하였다. 외환위기 이후 계속되는 원화에 대한 평가절하는 수출증대와 급격한 수입감소로 경상수지는 흑자 행진이 계속되었다. 1996년 말 역사상 최대의 국제수지 적자는 비록 외채가 급격하게 증가하였으나 1998년에는 흑자로 반전되었다.²⁾ 또한 순상품교역조건과 소득교역조건의 추이를 보면 순상품교역조건은 1996년 이후 계속해서 악화되었으나 소

득교역조건은 계속해서 증가하고 있다. 우리 나라는 1996년을 기준으로 해서 순상품교역조건이 소득교역조건보다 악화되면서 점진적으로 감소하였다. 그러나 소득교역조건은 증가폭은 순상품교역조건보다 훨씬 크게 증가하였다.

본 논문은 시장평균환율제도가 시행되기 시작한 1990년 1월부터 월별 실질원-달러환율, 순상품교역조건(또는 소득교역조건), 그리고 경상수지를 이용하여 먼저 이들에 대한 단위근검정을 통하여 안정성 여부를 판단하고, 불안정한 경우 이 세 변수들간의 공적분검정을 통하여 공적분관계가 성립하는지 확인한다. 공적분관계가 성립하면 차분된 실질환율과 차분된 교역조건, 차분된 교역조건과 차분된 경상수지, 그리고 차분된 경상수지와 차분된 실질환율 간의 Granger 인과관계검정을 시행하여 인과관계의 방향을 판단하게 된다. 이 결과에 의해서 외환위기 이후(1997년 12월) 완전변동환율제도를 채택하면서 자율적인 환율변동이 순상품교역조건과 소득교역조건에 미치는 영향과 나아가 경상수지에 미치는 영향을 공적분검정과 Granger 인과관계분석을 통하여 규명하면서 외환시장의 자율적인 가격조절기능의 효율성 여부를 판단하고자 한다.

II. 공적분검정과 Granger 인과관계검정

1. 단위근검정과 공적분검정

시계열변수들의 안정성 여부를 판단하지 않고 그대로 사용할 경우 우리는 가성회귀분석결과를 가질 수 있어 이것을 사전에 막기 위하여 각 개별 변수들에 대한 단위근검정을 다음의 ADF(Augmented Dicky-Fuller)모형을 이용하여 실시한다.

2) 1990년 이후 우리 나라의 연도별 경상수지는 다음과 같다. 1990년(-20.0억 달러), 1991년(-83.2), 1992년(-39.4), 1993년(9.9), 1994년(-38.7), 1995년(-85.1), 1996년(-230.0), 1997년(-81.7), 1998년(404.0), 1999년(245), 2000년 8월(166.0). 자료 출처는 은호성 [8]을 참조하였다.

$$\Delta X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

또한 단위근검정 결과 이들 변수들이 불안정할 경우, 공적분검정을 실시하여 공적분관계가 성립하는지를 판단한다. 공적분검정은 실질환율, 교역조건, 그리고 경상수지 간에 대해서 분석기간에 따라, 즉 분석기간 전체와 외환위기 이전과 이후로 구분하여 공적분관계 성립 여부를 판정한다. 즉, 한 변수에 대해서 또 다른 한 변수를 교대로 사용하여 회귀분석을 한 후 그 잔차항에 대한 단위근검정을 ADF모형을 이용하여 실시한다.

$$Y = \alpha + \beta X_t + u_t, \quad \Delta u_t = \alpha + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t$$

한편 Miller and Russek [29]와 Miller [28]에 의하면 두 변수들이 공적분관계에 있다면, 이 두 변수들간에는 최소한 단일방향으로 Granger 인과관계가 성립할 수 있다고 주장한다. 여기에는 변수들의 변화를 일으키는 2개의 세력 또는 통로(channel)가 있다는 것을 의미한다. 하나는 한 변수의 변화로 인한 다른 한 변수의 반응을 나타내는 것과 또 다른 하나는 한 변수가 균형값에서 이탈한 것을 조정하게 하는 것으로 나타난다는 것이다. 이상과 같이 두 변수간의 Granger 인과관계를 검정하기 위해서는 단위근검정과 공적분검정을 통하여 공적분관계가 성립하여야 한다는 것이다. 특히, 후자의 통로는 오차수정항을 사용하여 판단하게 되는 것이어서 만일에 이것을 감안하지 않는다면 두 변수간의 인과관계를 단기적인 것만 파악할 뿐 장기적인 인과관계는 무시되어질 수 있다는 것이다.³⁾ 이것은 오차수정항을 Granger 인과관계모형에 포함하여 차분된 변수만을 사용함으로써 손실되어지는 장기적인 관계를 보완하여야 함을 강조하는 것이다.

3) Engel and Granger [20], Ibrahim [22].

2. Granger 인과관계검정

Granger 인과관계라 함은 일반적인 의미의 인과관계와 구별되면서, 한 변수에 대해서 또 다른 변수의 선행성이나 정보의 함축을 의미하는 것으로 이해되어야 한다. 한 변수 x_t 가 다른 한 변수 y_t 에 대해서 Granger 인과관계에 있다 함은 y_t 는 y_{t-i} 의 과거변수와 x_{t-i} 의 과거변수에 의해서 설명되어지는 것이 y_{t-i} 의 과거변수에 의해서만 설명되어지는 것보다 더 잘되어지는 것을 말한다. 이 때 귀무가설은 시계열 x_t 는 시계열 y_t 에 대해서 Granger 인과관계가 존재하지 않는다는 것과 동시에 시계열 y_t 는 시계열 x_t 에 대해서 Granger 인과관계가 존재하지 않는다는 것이다. 이 모형은 다음과 같은 2개의 방정식으로 표현된다.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i x_{t-i}$$

$$x_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^q \varepsilon_i y_{t-i}$$

이 검정결과는 두 변수간의 인과관계가 양방향, 두 가지의 단일방향, 그리고 무방향(서로 독립적인 것)으로 판명되어진다.

2개의 불안정한 시계열의 선형결합이 안정적인 과정을 갖는다고 한다면 이 2개의 시계열은 공적분관계에 있다고 한다. 비록 불안정한 변수들이 서로 공적분관계에 있다 하더라도 이들에 대한 차분 변수들을 이용하여 그 관계를 추정할 수 있게 되는 것이다. 이러한 공적분검정은 ADF(Augmented Dicky-Fuller test)검정법을 사용한다. 이것은 두 시계열 변수간의 공적분 회귀로부터 추정된 잔차항이 단위근을 갖는지 여부를 검정하는 것이다. 단위근이 존재한다면 두 시계열간에는 공적분관계가 성립되지 않게 된다. 따라서 먼저 각 변수들에 대한 단위근검정을 실시하고 그 안정성 여부를 판단하여 불안정적이면, 이들에 대한 회귀분석을 시행한 후 그 잔차항에 대한 단위근검정을 실시하여 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각되면 이 두 변수들간에는 공적분 관계가 성립한다고 할

수 있다. 이 후 이들에 대한 Granger 인과관계검정을 실시하여 Granger 인과관계가 양방향, 두 종류의 단일방향, 무방향의 네 가지 경우로 판정되어질 수 있다.

Ⅲ. 실증분석결과

1. 공적분검정 결과

분석기간별로 해당 변수들에 대한 단위근검정 결과는 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 나타나 이 변수들간의 회귀분석이나 Granger 인과관계검정은 차분된 변수나 기타 안정적인 시계열을 사용하여야 한다.⁴⁾ 그러나 차분된 변수들을 사용하기 이전에 이들 변수들간의 공적분관계가 성립하는지를 검정하여야 한다. 분석기간 전체(1990. 1~2001. 09) 또는 외환위기 이전(1990. 1~1997. 10)과 이후(1997. 11~2001. 09)로 구분한 이들 변수들간의 공적분검정 결과는 <표 1>, <표 2>, 그리고 <표 3>과 같다.

<표 1>에 의하면 전체분석기간 동안에 잔차항에 대한 단위근검정 결과는 대부분 5% 이하에서 유의적인 것으로 나타나 해당변수들간에 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났는데 이는 최소한 이들 변수들간에 하나 이상의 Granger 인과관계가 성립됨을 암시하고 있다. 그러나 상품교역조건과 경상수지, 소득교역조건과 경상수지 간에는 10% 이하의 유의수준에서 공적분관계가 성립하고 있어 실질적인 공적분관계는 물론 나아가 Granger 인과관계가 성립하지 않을 수 있음을 보여주고 있다. 또한 실질환율과 상품교역조건, 실질환율과 소득교역조건 그리고 경상수지와 실질환율 간에는 분명하게 공적분관계가 전체분석기간 동안에 성립하는 것으로 나타나 이들간에 한 가지 이상의 Granger 인과관계가 성립할 수 있음을 암시하고 있다. 한편 경상수지와 상품교역조건 간에는 비록

4) 수준변수들에 대한 단위근검정 결과는 분석기간에 따라 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났으며, 일차 차분된 변수들은 안정적인 것으로 나타났다. 그러나 단위근검정 결과는 지면 절약을 위하여 게재하지 않는다.

〈표 1〉 실질환율, 교역조건, 그리고 경상수지와의
공적분검정 결과(1990. 1~2001. 9)

종속 변수	독립 변수						통 계 량		
	C	TIME	실질 환율	상품교역 조건	소득교역 조건	경상 수지	Adj-R ²	D.W	오차항 ADF ¹⁾
실질환율 (1m)	8.670 (.520)*	.003 (.0003)*	na	-461 (.112)*	na	na	.725	.128	-2.703@
(1ri)	7.517 (.419)*	.006 (.001)*	na	na	-.256 (.108)*	na	.703	.122	-2.503#
(1rc)	6.594 (.012)*	.002 (.0001)	na	na	na	.655 (.045)*	.878	.570	-2.961@
상품교역 조건(1nr)	6.208 (.377)*	-.001 (.0003)*	-.238 (.058)*	na	na	na	.671	.148	-2.043#
(1ni)	2.111 (.218)*	-.009 (.0001)*	na	na	.657 (.056)*	na	.813	.525	-2.978@
(1nc)	4.654 (.014)*	-.002 (.0002)*	na	na	na	.015 (.051)	.630	.124	-1.910&
소득교역 조건(1ir)	4.864 (.420)*	.010 (.0003)*	-.152 (.064)	na	na	na	.962	.527	-2.242#
(1in)	.358 (.302)	.011 (.0002)*	na	.755 (.065)*	na	na	.980	.910	-3.369@
(1ic)	3.883 (.014)*	.009 (.0002)*	na	na	na	.116 (.054)*	.961	.487	-1.907&
경상수지 (1cr)	-6.150 (.415)*	-.001 (.0003)*	.926 (.064)*	na	na	na	.727	.749	-2.726@
(1cn)	-.293 (.655)	.002 (.0004)*	na	.040 (.141)	na	na	.308	.284	-2.038#
(1ci)	-1.177 (.501)*	-.001 (.001)	na	na	.277 (.129)*	na	.330	.262	-1.900&

주: ()은 표준편차이며, *은 5% 이하의 유의수준하에서, **은 10% 이하의 유의수준하에서 각각 유의적임.

1) 오차항이 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각되는 McKinnon 값은 1%(@)의 유의수준에서 -2.581이고, 5% 이하(#)의 유의수준에서는 -1.942이며, 10%(\$) 이하의 유의수준에서는 -1.617임(절편은 제외, k=2임).

잔차항이 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각시키지만, 조정된 결정계수의 값이 0.5 이하로 나타나 공적분관계 성립에 의심을 갖게 하며, Granger 인과관계 성립도 의심스럽게 한다.

〈표 2〉는 해당변수들의 외환위기 이전 기간 동안에 공적분관계 성립 여부를 보여준다.

이 기간 동안에는 실질환율과 상품교역조건, 실질환율과 경상수지, 상품교역조건과 경상수지 간에 공적분관계가 성립되지 않는 것으로 나타났다. 실질환율에 대해서 상품교역조건은 그 잔차항이 10% 이하에서 귀무가설이 기각되어 공적분관계 성립에 대해서 의심을 갖게 하며(식 (2m) 참조), 상품교역조건에 대한 실질환율의 공적분 성립 여부도 지나치게 낮은 조정된 결정계수값을 나타내고 있어 공적분관계 성립 여부에 의심을 갖게 한다(식 (2ni) 참조). 소득교역조건과 경상수지 간에도 소득교역조건에 대해서 경상수지가 공적분관계가 성립하는 것을 보여주고 있으나(식 (2ic) 참조), 경상수지에 대한 소득교역조건은 조정된 결정계수가 지나치게 낮게 나타나 공적분관계 성립에 의심을 갖게 한다. 따라서 외환위기 이전에는 실질환율과 소득교역조건(식 (2ri)와 식 (2ir) 참조)과, 소득교역조건과 상품교역조건(식 (2ni) 또는 (2in) 참조), 그리고 소득교역조건과 경상수지 간에 공적분관계가 분명하게 성립하는 것으로 나타나(식 (2ic) 참조), 이 변수들간에는 Granger 인과관계가 성립할 수 있음을 암시한다고 할 수 있다.

외환위기 이후의 공적분관계는 〈표 3〉에 나타나 있다. 이 기간 동안에는 상품교역조건에 대해서 실질환율이(식 (3nr) 참조), 상품교역조건과 경상수지(식 (3nc) 참조), 소득교역조건과 실질환율(식 (3ir) 참조), 소득교역조건과 상품교역조건(식 (3in) 참조), 그리고 경상수지는 실질환율과 상품교역조건 그리고 소득교역조건에 대해서 모두 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다(식 (3cr), (3cn), (3ci) 각각 참조). 이것은 외환위기 이후에 경상수지가 실질환율은 물론 상품교역조건과 소득교역조건에 의해서 영향을 받거나 또는 Granger 인과관계가 일방적으로 성립할 수 있음을 암시하고 있다. 특히, 소득교역조건이 실질환율과 상품교역조건에 의해서 각각 설명되어지면서, 경상수지가 실질환율과 상품교역조건 그리고 소득교역조건에 의해서 각각 설명되어져, 경상수지가 실질환율의 변동으로 소득교역조건을 강화시키면서 경상수지가 흑자가 되는 것을 암시

〈표 2〉 외환위기 이전의 실질환율, 교역조건, 그리고 경상수지와
공적분검정 결과(1990. 1~1997. 10)

종속 변수	특정 변수						통계량		
	C	TIME	실질 환율	상품교역 조건	소득교역 조건	경상 수지	Adj-R ²	D.W	오차항 ADF ¹⁾
실질환율 (2rn)	7.086 (.367)*	.001 (.0001)*	na	-.105 (.080)	na	na	.518	.129	-1.630\$
(2ri)	7.657 (.241)*	.004 (.0007)*	na	na	-.276 (.063)*	na	.594	.345	-2.132#
(2rc)	6.612 (.007)*	.001 (.0001)*	na	na	na	.215 (.052)*	.588	.302	-1.449
상품교역 조건(2nr)	5.745 (.889)*	-.0002 (.0003)	-.177 (.135)	na	na	na	.059	.350	-2.503#
(2ni)	3.753 (.355)*	-.008 (.0005)*	na	na	.307 (.079)*	na	.882	.456	-2.254#
(2nc)	4.586 (.010)*	-.0004 (.0002)*	na	na	na	.251 (.068)*	.167	.469	-1.797\$
소득교역 조건(2ir)	7.952 (.949)*	.012 (.0003)*	-.627 (.144)*	na	na	na	.971	1.111	-3.904 @
(2in)	.180 (.1.105)	.010 (.002)*	na	.840 (.215)*	na	na	.567	1.120	-2.891 @
(2ic)	3.820 (.012)*	.011 (.0002)*	na	na	na	.169 (.083)*	.967	.853	-2.561#
경상수지 (2cr)	-4.966 (1.183)*	-.001 (.0004)*	.747 (.179)*	na	na	na	.147	1.194	-3.201 @
(2cn)	-2.417 (.644)*	.000004 (.00025)	na	.520 (.141)*	na	na	.117	1.140	-2.699 @
(2ci)	-1.024 (.484)*	-.003 (.001)*	na	na	.259 (.127)*	na	.028	.978	-2.310#

주: ()는 표준편차이며, *은 5% 이하의 유의수준하에서 유의적임.

1) 오차항이 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각되는 McKinnon 값은 1%(@)의 유의수준에서 -2.589이고, 5%(#)의 유의수준에서는 -1.944이며, 10%(\$) 이하의 유의수준에서는 -1.620임(절편은 제외, k=2임).

〈표 3〉 외환위기 이후의 실질환율, 교역조건 그리고 경상수지와
공적분검정 결과(1997. 11~2001. 09)

종류 변수	독립변수					통계량			
	C	TIME	실질 환율	상품교역 조건	소득교역 조건	경상 수지	Adj-R ²	D.W	오차항 ADF ¹⁾
실질환율 (3rn)	14.03 (1.483)*	-.011 (.002)*	na	-1.318 (.288)*	na	na	.347	.604	-1.772\$
(3ri)	10.08 (.857)*	.0007 (.001)	na	na	-.627 (.190)*	na	.229	.608	-2.868 @
(3rc)	6.672 (.151)*	.002 (.001)*	na	na	na	.576 (.128)*	.304	.427	-2.520#
상품교역 조건(3nr)	6.904 (.390)*	-.007 (.0004)*	-.244 (.053)*	na	na	na	.892	.538	-2.986 @
(3ni)	3.221 (.313)*	-.004 (.001)*	na	na	.355 (.082)*	na	.205	.436	-1.191\$
(3nc)	5.024 (.088)*	-.006 (.0006)*	na	na	na	.106 (.073)	.849	.305	-2.410#
소득교역 조건(3ir)	6.797 (.702)*	.004 (.0007)*	-.318 (.096)*	na	na	na	.533	1.206	-4.657 @
(3in)	1.616 (.508)*	.011 (.0002)*	na	.480 (.111)*	na	na	.971	.981	-2.903 @
(3ic)	4.353 (.147)*	.005 (.001)*	na	na	na	.137 (.122)	.433	.866	-2.739 @
경상수지 (3cr)	-2.989 (.866)*	-.005 (.001)*	.539 (.120)*	na	na	na	.594	.463	-4.385 @
(3cn)	-1.233 (1.532)	-.004 (.002)*	na	.435 (.298)	na	na	.584	.523	-2.391 @
(3ci)	.082 (.822)	-.008 (.001)*	na	na	.205 (.182)	na	.576	.420	-2.130#

주: ()는 표준편차이며, *은 5% 이하의 유의수준하에서 유의적임.

1) 오차항이 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각되는 McKinnon 값은 1%(@)의 유의수준에서 -2.616이고, 5%(#)의 유의수준에서는 -1.948이며, 10%(\$) 이하의 유의수준에서는 -1.620임(절편은 제외, $k=2$ 임).

하고 있다고 할 수 있다. 그러나 경상수지와 실질환율과의 공적분관계 성립이 의심됨으로써 경상수지의 흑자가 실질환율의 변화를 일으킨다고 할 수도 없다. 만일에 경상수지와 실질환율 간에 공적분관계가 성립한다면, 우리 나라 외환시장의 가격조절기능은 외환위기 이후에 효율적으로 작용하고 있다고 주장할 수 있겠으나, 아직은 그러한 주장을 하기에는 이른 것으로 판단된다.

2. 실질환율, 교역조건, 그리고 경상수지 간의 Granger 인과관계검정

실질환율, 교역조건, 그리고 경상수지 간의 Granger 인과관계검정을 비교하여 그 인과관계의 방향을 추정하면서 외환시장의 가격조절기능이 외환위기 이후에 완전변동환율제도가 채택되면서 원활하게 또는 효율적으로 작용하는지를 분석하고자 한다. 한국경제를 전세계 경제에 대해서 소규모 개방국가임을 감안할 때, 실질환율의 변화가 교역조건을 일으키게 하고 나아가 경상수지의 변화를 일으키게 하는지 또는 그 반대의 방향으로 이루어지는지를 판단하고자 하는 것이다.

해당변수들간의 Granger 인과관계검정은 ① 전체분석기간(1990. 1~2001. 9), ② 외환위기 이전기간(1990. 1~1997. 10), 그리고 ③ 외환위기 이후기간(1997. 11~2001. 9)으로 구분하고, 각 기간별로 실질환율, 상품교역조건, 소득교역조건, 그리고 경상수지 간에 두 변수씩 Granger 인과관계를 검정한다. 이 Granger 인과관계검정 결과는 또한 해당 변수들간의 공적분검정 결과와도 비교하면서 인과관계의 방향이 양방향, 두 가지의 단일방향, 또는 무방향인지를 추정한다.

Granger 인과관계검정 모형을 예를 들어서 실질환율과 교역조건과의 모형으로 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta Q_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta TT_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta TT_t &= \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta TT_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

〈표 4〉 실질환율변동(exch)과 소득교역조건(itt) 또는 순교역조건(ntt) 간의
Granger 인과관계검정을 위한 F-통계량

기간	exch	itt	ntt	exch	itt	ntt
1990. 1~2001. 9 △exch ⇨ △itt <⇨	- .492 (.002)	- 3.666 (.014)	- 3.054 (.019)	- 2.797 (.020)	- 2.467 (.028)	- 2.271 (.033)
1990. 1~2001. 9 △exch ⇨ △ntt <⇨	- -	- -	- -	- -	- -	- -
1990. 1~1997. 10 △exch ⇨ △itt <⇨	2.474 (.090) -	- -	- -	- -	- -	- -
1990. 1~1997. 10 △exch ⇨ △ntt <⇨	- -	- -	- -	- -	- -	- -
1997. 11~2001. 9 △exch ⇨ △itt <⇨	5.041 (.011) -	2.874 (.048) -	2.657 (.048) -	2.875 (.028) -	2.649 (.032) -	2.455 (.039) -
1997. 11~2001. 9 △exch ⇨ △ntt <⇨	- -	- 3.018 (.041)	- 2.324 (.074)	- 2.218 (.074)	- 2.260 (.061)	- 2.141 (.067)

주: ()는 p-value임.

Granger 인과관계검정은 해당기간별로 차분된 변수들간에 이루어졌으며, 오차 수정항은 포함하지 않았다. 이것은 본 논문의 취약점이라고 할 수 있으나, 단기 간에 세 변수의 Granger 인과관계 방향을 추론하는 데는 문제가 없을 것으로 판단된다.)

Granger 인과관계검정 결과는 앞에서 발표한 공적분검정 결과와 다르게 〈표 4〉

에서부터 <표 7>까지 정리되었다. 즉, 차분된 실질환율과 교역조건에 대한 Granger 인과관계검정 결과는 <표 4>, 그리고 교역조건간의 Granger 인과관계는 <표 5>, 교역조건과 경상수지 간의 Granger 인과관계검정 결과는 <표 6>, 마지막으로 경상수지와 실질환율 간의 Granger 인과관계검정 결과는 <표 7>에 각각 분석기간별로 구분하여 정리하였다.

<표 4>에 의하면 실질환율의 변화는 전체분석기간 동안에 소득교역조건외의 변화에 의해서 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타나 소득교역조건이 실질환율의 변동에 일방적으로 영향을 주는 것으로 추론할 수 있게 한다. 상품교역조건과 실질환율 간에는 전체분석기간 동안에 서로 독립적인 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이후에는 실질환율의 변화가 소득교역조건과 상품교역조건에 일방적으로 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타나 외환위기 이후의 공적분결과인 <표 3>의 식 (3nr) 또는 식 (3ir)과 일관성 있게 연계될 수 있음을 보여주고 있다. 즉, 외환위기 이후에는 실질환율의 변화가 소득교역조건과 상품교역조건에 선행하여 Granger 인과관계가 성립하고 있어 완전변동환율제도하에서 환율의 변화가 교역조건외의 변화를, 특히 소득교역조건에 영향을 주는 것으로 풀이된다. 외환위기 이후에 원-달러환율의 평가절하는 수출단가의 감소와 수입단가의 증가로 수출수량이 증가하고, 수입이 감소하여 이러한 현상은 소득교역조건을 강화시키고, 상품교역조건을 약화시키는 것으로 나타난 것을 Granger 인과관계검정 결과는 보여주고 있다고 할 수 있다.

한편 <표 5>는 소득교역조건과 상품교역조건 간의 Granger 인과관계검정 결과를 보여주고 있다. 전체분석기간 동안과 외환위기 이전에 상품교역조건은 소득교역조건에게 일방적인 Granger 인과관계가 성립됨을 보여주고 있다. 그러나 외환위기 이후에는 이 두 교역조건간에는 독립적인 것으로 나타났다. 특히 외환위기 이후에 이 두 교역조건간의 독립적인 관계로 나타난 것은 장기적인 관계를 감안하여 최종적인 결론을 내려야 할 필요가 있음을 암시하고 있다고 할 수 있다.

5) Granger 인과관계가 성립하는 모형에 대해서 오차수정항을 포함하여 회귀분석을 한 결과 모두 오차수정항이 유의적인 것으로 나타나, 인과관계의 방향에 영향을 주지 않는 것으로 풀이되었다. 그러나 이 결과는 본 논문에 게재하지 않는다.

〈표 5〉 소득교역조건(itt)과 상품교역조건(ntt) 간의
Granger 인과관계검정을 위한 F-통계량

HO	2	3	4	5	6	7
1990. 1~2001. 9 △itt ⇨ △ntt <⇨	- 4.920 (.009)	- 4.096 (.008)	- 3.825 (.006)	- 3.135 (.011)	- 2.931 (.011)	- 2.343 (.028)
1990. 1~1997. 10 △itt ⇨ △ntt <⇨	- 6.236 (.003)	- 5.303 (.002)	- 7.224 (.000)	- 6.558 (.000)	- 6.569 (.000)	- 5.534 (.000)
1997. 11~2001. 9 △itt ⇨ △ntt <⇨	- -	- -	- -	- -	- -	- -

주: ()는 *p*-value임.

〈표 6〉은 교역조건들과 경상수지와와의 Granger 인과관계검정 결과를 보여주고 있다. 이에 의하면, 소득교역조건은 전체분석기간 동안과 외환위기 이전과 이후에도 경상수지에 대해서 Granger 인과관계가 성립됨을 보여주고 있으며, 외환위기 이전에는 쌍방간에 Granger 인과관계가 단기적으로 성립하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 인과관계는 이 변수들간의 공적분점정 결과와 비교할 때 다소 차이가 있다. 즉, 전체분석기간 동안이나 외환위기 이전에는 경상수지에 대해서 소득교역조건이 공적분관계가 성립되기가 어려운 것으로 나타나고 있으며, 다만 외환위기 이후에만 경상수지에 대해서 소득교역조건이 공적분관계가 성립하는 것으로 나타나 〈표 3〉의 식 (3ci)경과와 일관성 있게 나타났다고 할 수 있다. 그러나 상품교역조건과 경상수지와와의 Granger 인과관계검정 결과는 외환위기 이전에만 단기적으로 성립하는 것으로 나타났으며, 전체분석기간 동안이나 외환위기 이후에는 Granger 인과관계가 전혀 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이것은 공적분점정 결과와 일관성 있게 나타났다고 할 수 있으나 외환위기 이후

〈표 6〉 소득교역조건(itt) 또는 상품교역조건(ntt)과 경상수지(crnt)와의 Granger 인과관계검정을 위한 F-통계량

H0	2	3	4	5	6	7
1990. 1~2001. 9 △itt ⇨ △crnt <⇨	2.701 (.071) 3.826 (.024)	3.766 (.012) 2.463 (.065)	2.875 (.025) -	2.422 (.039) -	2.785 (.014) -	3.053 (.005) -
1990. 1~2001. 9 △ntt ⇨ △crnt <⇨	- -	- -	- -	- -	- -	- -
1990. 1~1997. 10 △itt ⇨ △crnt <⇨	3.694 (.029) 3.794 (.026)	3.620 (.016) 3.066 (.032)	2.362 (.060) 2.415 (.056)	- 2.171 (.066)	- 2.026 (.073)	- -
1990. 1~1997. 10 △ntt ⇨ △crnt <⇨	4.483 (.013) -	4.153 (.009) -	3.107 (.020) -	2.445 (.041) -	2.822 (.016) -	2.401 (.029) -
1997. 11~2001. 9 △itt ⇨ △crnt <⇨	6.009 (.005) -	3.984 (.014) -	2.858 (.036) -	2.181 (.078) -	2.686 (.031) -	4.027 (.003) -
1997. 11~2001. 9 △ntt ⇨ △crnt <⇨	- -	- -	- -	- -	- -	- -

주: ()는 p-value임.

〈표 7〉 실질환율(exch)과 경상수지(crnt) 간의
Granger 인과관계검정을 위한 F-통계량

H0						
1990. 1~2001. 9 △exch ⇨ △crnt <⇨	28.90 (.000)	18.84 (.000)	17.37 (.000)	14.02 (.000)	12.21 (.000)	10.67 (.000)
1990. 1~1997. 10 △exch ⇨ △crnt <⇨	2.724 (.028)	2.625 (.056)	2.110 (.087)	2.068 (.078)	-	-
1997. 11~2001. 9 △exch ⇨ △crnt <⇨	18.10 (.000)	12.45 (.000)	12.60 (.000)	9.829 (.000)	7.772 (.000)	8.563 (.000)

주: ()는 p-value임.

에는 경상수지와 상품교역조건 간에 공적분관계가 성립한 것을 감안하면(〈표 3〉의 식 (3cn) 참조), 외환위기 이후에 상품교역조건과 경상수지 간의 독립적인 관계는 오차수정항을 포함한 Granger 인과관계검정으로 확인할 필요가 있음을 암시한다고 할 수 있다.

마지막으로 실질환율과 경상수지 간의 Granger 인과관계검정 결과는 전체분석기간 동안이나 외환위기 이전과 이후에도 실질환율이 경상수지에 일방적으로 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다. 이러한 결과와 이 두 변수들의 공적분검정 결과와 비교한다면, 분석기간 전체분석기간과 외환위기 이후의 공적분검정 결과와는 일관성 있게 나타났으나(〈표 1〉의 식 (1cr)과 〈표 3〉의 식 (3cr) 각각 참조), 외환위기 이전 공적분관계 성립이 의심스러운 결과와는 비교가 된다고 할 수 있다. 그러나 실질환율과 소득교역조건 간에 성립하는 Granger 인과관계와 소득교역조건과 경상수지와의 일방적인 Granger 인과관계 성립은 실질환율이 분석기간에 관계없이 일방적으로 경상수지와 Granger 인과관계가 성립되는 것과 일관성을 갖는 것으로 판단되어 분석기간 동안에 경상수지는 실질환율의 변화로 인해서 영향을 받는 것으로 풀이할 수 있다.

이상의 분석결과에 의하면 외환위기 이후에 실질환율은 소득교역조건에 영향을 주었고, 소득교역조건은 경상수지에 영향을 준 것으로 나타났으며, 이러한 인과관계의 연쇄반응은 실질환율이 경상수지에 대해서 일방적으로 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 뒷받침하고 있는 것으로 드러났다. 만일에 경상수지가 실질환율에 대해서 일방적인 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다면, 즉 실질환율과 경상수지가 양방향으로 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다면, 외환위기 이후에 외환시장에서의 가격조절기능은 효율적으로 이루어지고 있다고 풀이할 수 있을 것이다. 그러나 경상수지에 대해서 실질환율이 일방적으로 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타나 외환시장의 효율성에 대해서는 제한적인 수밖에 없겠으나 실질환율과 소득교역조건, 그리고 경상수지 간의 연쇄적인 Granger 인과관계 성립은 외환시장의 가격조절 기능이 제한적이지만 효율적으로 이루어지고 있다고 풀이할 수 있다.

그 외에도 소득교역조건과 상품교역조건 간에는 전체분석기간 동안이나 외환위기 이전에 상품교역조건이 소득교역조건에 대해서 일방적인 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타나고 있어 이 두 변수들간의 공적분검정 결과와 비교적 일관성 있게 나타났다고 할 수 있다(표 1)의 식 (1ni) 또는 식 (1in), 그리고 <표 2>의 식 (2ni)와 식 (2in)을 각각 참조).

IV. 결 론

본 논문은 Granger 인과관계검정에 앞서서 두 변수들간에 공적분관계가 성립하면 최소한 단일방향의 Granger 인과관계가 성립할 수 있다는 주장을 실증분석을 통해서 보여주었다.

즉, 실질환율, 교역조건, 그리고 경상수지 간의 공적분검정 결과는 대체로 Granger 인과관계검정 결과와 일관성 있게 나타났다. 특히, 외환위기 이후에는 더욱 분명하게 나타났다. 이것은 외환위기 이후에 원-달러환율의 급격한 평가절하는 수출품의 가격을 하락시키면서 수입품의 가격을 하락시켜, 수출은 증대하

고 수입은 급격하게 감소하여 소득교역조건은 계속해서 상승하였으며, 상품교역 조건은 점진적으로 감소할 수밖에 없어 궁극적으로는 경상수지의 흑자 행진을 계속하게 한 현상을 반영한 것으로 풀이된다. 또한 외환위기 이후에 완전변동환율제도가 채택되면서 외환시장의 자율적인 가격조절기능이 보장되면서 더욱 그러한 현상을 강화시켰으며, 나아가 공적분관계 성립과 Granger 인과관계 성립과 일관성 있게 나타난 것으로 해석된다. 이미 지적한 바와 같이 경상수지와 실질환율 간에 양방향의 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다면 우리나라의 외환시장은 외환위기 이후에 완전변동환율제도를 채택하면서 효율적으로 작용하고 있다고 할 수 있겠으나 실질환율-소득교역조건-경상수지 간의 Granger 인과관계 성립과 실질환율과 경상수지 간의 일방적인 Granger 인과관계 성립은 제한적이지만 우리나라의 외환시장의 가격조절기능은 효율적으로 이루어지고 있다고 할 수 있다. 그러나 오차수정항을 제외한 Granger 인과관계검정 결과는 단기적인 분석만을 가능하게 하여 이상의 결론은 더욱 제한적일 수밖에 없다.

이상의 결론은 외환시장의 가격조절기능이 효율적으로 이루어지는지를 판단하기 위해서는 경상수지와 외환보유고 간의 공적분검정과 Granger 인과관계검정을 요구한다고 할 수 있다. 그러나 외환보유고는 장기 또는 단기 자본거래의 결과도 반영된 것이기 때문에 장기 또는 단기 자본거래가 국내·외 이자율과의 공적분검정과 Granger 인과관계검정을 아울러 요구한다고 할 수 있다.

■ 참고 문헌 ■

1. 김규한, “환율변동이 우리 나라 무역에 미치는 영향”, 『금융경제연구』, 제47호, 한국은행, 1992.
2. 김명기·문소상, “환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석”, 『경제분석』, 제4권 제2호 한국은행, 1998 II, pp. 93~122.
3. 김윤철, “경상수지의 변동요인 분석과 시사점”, 『조사통계월보』, 한국은행, 1997. 7, pp. 3~33.

4. 김종만, “환율운용과 수출경쟁력 연구보고서”, 94-90, 한국조세연구원, 1994.
5. 박정룡, “경상수지 적자 대폭 확대의 원인 분석”, 『금융경제연구』, 제86호 한국은행 금융경제연구소, 1997, 3.
6. 박헌영, “환율변동성의 단위근검정과 수출입 단가 및 수량지수와 의 공적분검정과 Granger 인과관계검정”, 『사회과학논집』, 제9집, 한성대학교, 1995, pp. 21~50.
7. 송옥현, “한국의 교역조건과 무역수지: 구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 분석”, 『경제분석』, 제4권 제2호, 한국은행, 1998 II, pp. 68~92.
8. 은호성, “경상수지 흑자기조 정착을 위한 정책과제”, 『조사통계월보』, 한국은행, 2000, 9, pp. 26~53.
9. 이종욱, “환율과 무역수지: J곡선효과”, 『한국경제연구』, 5, 1991. 6, pp. 93~110.
10. 이천표·최낙균, “외환 및 자본자유화가 우리 나라 무역에 미치는 영향”, 연구보고서 제251호, 산업연구원, 1992.
11. 정근존, “무역수지에 대한 명목 및 실질환율의 영향: 상대가격의 효과를 중심으로”, 『국제경제연구』, 제2권 제2호, 한국국제경제학회, 1996. 12, pp. 1~20.
12. 한국은행, 『알기쉬운 경제지표해설』, 2000. 6, pp. 164~165.
13. 한희준, “수입의 변동요인 분석”, 『조사통계월보』, 한국은행, 2000. 4, pp. 25~48.
14. Arzie, A., “Cointegration Test of a Long-run Relation between Real Effective Exchange Rate and the Trade Balance,” *International Economic Journal*, vol. 8, no. 3, 1994, pp. 1~9.
15. Bahmani-Oskooee, M. and A. Janardhanan, “Is There Any Long-run Relation between the Terms of Trade and Trade Balance,” *Journal of Policy Modeling*, 17, 1995, pp. 199~205.
16. Bodnar G. M. and W. M. Sohrabian, “The Exchange Rate Exposure and Industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan and the U.S.,” *Journal of International Money and Finance*, 12 1993, pp. 29~45.
17. Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 72, 1986, pp. 307~327.
18. _____, “Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach,” *Review of Economics and Statistics*, 72, 1990, pp. 498~505.

19. Cashin, P. and C. J. McDermott, "Terms of Trade Shocks and the Current Account," *IMF Working Paper*, December, 1998, IMF.
20. Engel, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251~276.
21. Harberger, A., "Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade," *Journal of Political Economy*, 58, February, 1950, pp. 47~50.
22. Ibrahim, M. H., "Cointegration and Granger Causality Tests of Stock Price and Exchange Rate Interactions in Malaysia," *ASEAN Economic Bulletin*, vol. 17. no.1 April, 2000, pp. 36~47.
23. Kim, Y., "The Income and Terms of Trade Effects: A Permanent Versus Transitory Decomposition in US Trade," *Journal of International Money and Finance*, 13(6), 1994, pp. 658~678.
24. Kouassi, E., Bernard, D. and D. Colyer, "Is it Real? The Long-run Relation between Terms of Trade and Current Account Deficits: The Ivory Evidence," *Applied Economic Letters*, 1998, 5, pp. 437~440.
25. Kroner, K. F. and W. D. Lastrapes, "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH-in-Mean Model," *Journal of International Money and Finance*, 12, 1993, pp. 298~318.
26. Laursen, S. S. and L. A. Metzler, "Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment," *Review of Economics and Statistics*, 32, November, 1950, pp. 282~292.
27. Mendoza, E. G., "The Terms of Trade and the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations," *International Economic Review*, 36, February, 1995, pp. 101~137.
28. Miller, S. M., "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling," *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 1991, pp. 139~154.
29. _____ and F. S. Russek, "Cointegration and Error-Correction Models: Temporal Causality Between Government Taxes and Spending," *Southern Economic Journal*, 41, 1990, pp. 221~229.
30. Ostry, J. D., "The Balance of Trade, Terms of Trade, and Real Exchange Rate:

An Intertemporal Optimizing Framework," *IMF Staff Papers*, 35, 1998, pp. 541 ~ 573.

31. Rose, A. K. and J. L. Yellen, "Is There a J-Curve?" *Journal of Monetary Economics*, 24, 1989, pp. 53 ~ 68.
32. Salvatore, D., *International Economics*, 6th ed., John Wiley & Sons, Inc., 1999, pp. 329 ~ 360.
33. Sebastian, E., "Temporary Terms-of-Trade Disturbances, the Real Exchange Rate and the Current Account," *Economica*, 56, November, 1988, pp. 343 ~ 357.