

한국의 대미국 수출 결정요인의 장기적 영향에 관한 연구

An Study on Long Run Effects of Determinants on Export of Korean Goods to US.

최문성(Mun Seong Choi)

동국대학교 강의초빙교수

목 차

- | | |
|------------------|----------|
| I. 서론 | V. 결론 |
| II. 한국의 대미국 수출현황 | 참고문헌 |
| III. 모형 및 분석방법 | ABSTRACT |
| IV. 분석결과 | |

국문초록

본 연구에서는 미국의 실질GDP와 원/달러 실질환율을 독립변수로 하고, 한국의 대미국 실질수출을 종속변수로 하는 한국의 대미국 수출함수를 설정하여 1990년부터 2013년까지의 연간 자료를 통해 이들 독립변수들의 한국의 대미 수출에 대한 장기탄력성을 추정하고, 이들의 연도별 변화추세를 살펴보았다. 공적분 검정과 VECM을 통해 구한 장기 추정식의 분석결과 장기소득탄력성과 장기환율탄력성 모두 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타나 이론적인 예상과 일치하였다. 한편, 전향적 회귀분석을 통한 연도별 장기탄력성 분석한 결과 장기소득탄력성은 2008년 글로벌 금융위기 전까지 비교적 높은 수준을 유지하다가 2008년 글로벌 금융위기 이후 급격한 감소를 보였으나, 최근 다시 2000년대 수준으로 다시 회복세를 보인 것으로 나타났다. 연도별 장기실질환율탄력성의 경우 모형과 연도에 따라 양(+)의 부호와 음(-)의 부호가 혼재되어 나타났고, 2008년 글로벌 금융위기 이후의 원/달러 실질환율에 대한 대미 한국수출의 민감도가 감소한 것으로 분석되었다.

주제어 : 한국수출, 장기탄력성, 공적분, 전향적 회귀분석

I. 서론

전통적인 한국의 수출시장이었던 미국은 2000년대 초반까지 한국 제1의 수출대상국이었으나, 2000년대부터 그 비중이 지속적으로 감소하기 시작하면서, 2004년에는 한국의 제1의 수출대상국으로서의 지위를 중국에 넘겨주게 되었다. 이러한 추세는 더욱 강화되어 2013년도 기준 미국은 중국과 ASEAN에 이어 한국의 제3의 수출상대국으로 그 위상이 하락하였다. 이러한 현상은 1990년대부터 시작된 중국의 고도성장과 맞물려 있는데, 특히, 90년대 이후 한국의 대중국 직접투자 확대 등으로 인해 중국에 대한 한국의 중간재 또는 자본재 수출이 크게 증가하였기 때문이다.

한국의 수출에서 뿐만 아니라 세계무역에서 차지하는 미국의 위상 또한 지속적으로 하락하고 있는 것으로 나타나고 있는데, 오호영·심해정(2013)은 미국의 세계수입시장 비중은 2000년 18.8%에서 2012년 12.4%로 위축된 반면, 중국은 2000년 3.4%에서 2012년 9.7%로 확장되었으며, 2020년 이전에 중국은 세계 제1위의 수입시장으로 부상할 것으로 전망하였다. 이러한 이유로 세계경제에서 미국의 경기가 여타 국가에 미치는 영향력이 과거와 달라졌을 가능성이 제기되기도 하였는데, Kose et al.(2008)은 선진국 간 혹은 신흥공업국(emerging market economies)간 내부적인 경기 동조화가 빠르게 진행되고 있는 반면, 선진국과 신흥공업국 상호간의 경기동조성이 약화되고 있다고 분석한 바 있다.

한편으로는 한국수출 및 세계무역에 미치는 미국의 영향력이 여전히 유효함을 나타내는 분석결과 또한 다수 존재한다. 오호일·박용진(2006)은 수출함수 추정을 통해 동아시아 수출증가율과 미국의 GDP 성장률 간의 상관성이 여전히 높은 수준을 유지하고 있다는 분석결과를 제시하면서 동아시아 수출과 미국경기와의 연동관계가 약해졌다고 보기는 어렵다고 하였다. 또한 정철 et al.(2008) 또한 선진국의 경기와 한국의 수출은 강한 연동성을 갖는 것으로 분석되었고, 현대경제연구원(2014)의 분석에서도 한국의 대미국 직접수출과 중국을 통한 우회수출을 고려할 경우 미국의 경기 회복이 한국의 수출 및 경제성장률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되어, 세계무역 및 한국수출에 있어 미국의 경기회복이 중요함을 강조했다.

또한 한국의 입장에서 볼 때 미국은 전통적인 주요 수출국 중 하나로서, 그 비중이 예전에 비해 상당히 감소되었다고는 하지만 여전히 중요한 한국의 수출상대국이며, 최근 한미 FTA의 발효와 미국 경제가 조금씩 회복되면서 다시 한국의 대미국 수출비중이 회복되는 모습을 보이고 있다.

본 연구에서는 이러한 상황을 감안하여 한국의 대미국 수출의 결정요인들의 장기적 효과

와 그 변화에 대해 살펴보고자 한다. 구체적으로 한국의 대미국 수출의 결정요인으로서 미국의 실질GDP 및 원/달러 실질환율을 제시하고 이를 바탕으로 수출함수를 설정한 후 1990년부터 2013년까지의 기간 동안의 연도별 자료를 이용하여 한국의 대미국 수출의 장기소득탄력성과 장기실질환율탄력성을 추정한다. 이를 위해 시계열 자료의 안정성 여부와 공적분(cointegration) 관계 등을 파악한 후 적합한 분석방법을 통해 분석을 실시한다. 한편, 전체 기간 동안의 장기탄력성의 추정도 중요하지만 이들 장기탄력성이 연도별로 어떻게 변화하였는지 그 변화추이를 파악해보는 것 또한 중요하다. 이를 위해 본 연구에서는 전향적 이동회귀 분석(rolling regression)을 통해 대미국 한국 수출의 장기소득탄력성 및 장기실질환율탄력성 시계열적으로 어떻게 변화하였는지에 대해 살펴본다.

한편, 본 연구와 관련된 최근의 연구들로는 박상준(2011), 현대경제연구원(2014) 등이 있으며, 이들의 연구 결과를 소개하면 다음과 같다.

박상준(2011)은 실질GDP, 실질환율 및 실질환율의 변동성을 독립변수로 하는 수출함수를 통해 1992년부터 2009년까지의 분기별 자료를 이용하여 한국의 대미국 수출의 장기소득탄력성과 가격탄력성을 분석하였으며 그 결과 전체 분석기간에서는 장기소득탄력성이 3.100, 장기가격탄력성은 0.851로 나타났고, 모두 유의수준 5%에서 유의한 것으로 분석되었다.

현대경제연구원(2014)에서는 한국의 중국을 통한 우회 수출의 대리변수로서 중국의 총수출 대비 대미국 수출 비중을 이용하여 추정한 결과 미국의 경제성장률이 1% 상승할 경우 한국의 수출증가율이 2.1% 증가하는 것으로 분석되었다.

이들 연구들은 주로 특정 기간 동안의 수출 결정요인들의 장기적 탄력성 추정을 중심으로 분석하고 있다. 이와 함께 시간의 변화에 따른 변수들 사이의 장기적 관계의 변화를 살펴보는 작업 또한 의미 있는 것이라 생각되며, 특히 무역정책을 담당하는 정부당국에 시사점을 제공할 수 있으리라 기대된다. 따라서 본 연구에서는 전향적 회귀분석을 통해 수출결정요인들이 한국의 대미 수출에 미치는 장기적 효과의 시계열적 변화를 살펴본다.

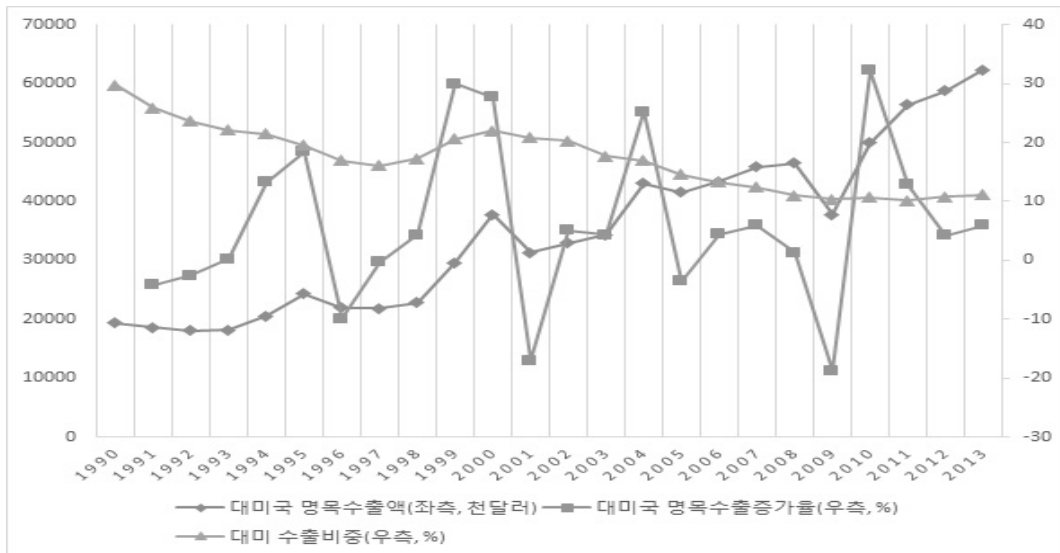
본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 서론에 이어, 제2장에서는 한국의 대미국 수출동향과 미국의 주요 경제지표를 통해 의미 있는 현상을 발견해 본다. 제3장에서는 본 연구의 모형과 연구방법 및 실증분석에 사용되는 변수에 대한 자료에 대해 설명한다. 제4장에서는 연구모형을 바탕으로 분석기간 전체를 모두 포함하여 대미국 장기소득탄력성과 장기실질환율탄력성을 추정한다. 또한 전향적 회귀분석을 이용하여 분석기간의 연도별 장기탄력성을 추정한 후 그 변화추이를 분석한다. 제5장은 결론으로 본 연구의 내용을 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 한국의 대미국 수출현황

1. 한국의 대미국 수출규모 및 증가율 현황

<그림 1>은 1990년부터 2013년까지 한국의 대미국 달러표시 상품수출규모와 그 증가율 및 대미국 수출비중을 보여준다.

<그림 1> 한국의 대미국 수출규모와 수출증가율 및 대미국 수출 비중

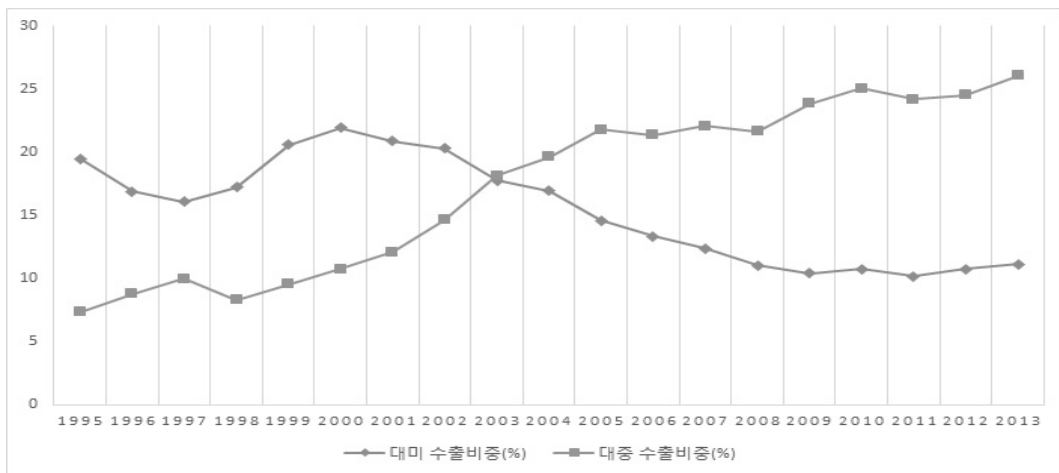


자료: UNCTAD, 한국무역협회

한국의 대미국 명목수출규모는 1990년도 1,935만 달러에서 2013년도 6,233만 달러로 약 3.2 배 증가하였으며, 2001년도와 2009년도의 큰 폭의 감소를 제외하고 전반적으로 성장세를 유지하였다. 분석 기간(1990년~2013년) 동안의 한국의 대미국 수출증가율은 연평균은 약 6.5%를 나타냈고, 상승과 하락을 반복하는 패턴을 보여주고 있다. 한편, 분석기간 동안 한국의 대미국 수출비중은 1990년도에 29.8%로 가장 높았고, 그 이후 하락세를 보였지만 2002년도까지 약 20%대를 기록하였다. 그러나 2002년도 이후 그 비중이 지속적으로 하락하는 경향을 보이다가 2013년에는 10% 초반 대를 유지하고 있다. 2000대 초반까지만 하더라도 미국은 한국에 있어 제1의 수출상대국으로서 가장 중요한 교역파트너였다. 특히, 2000년도의 경우 대미 수출비중이 21.9%로 분석기간 동안 가장 높게 나타났다. 그러나 1990년대부터 중국의 급속한

성장세로 인해 한국의 대중국 직접투자의 증가 및 교역규모가 급속히 확대되었고, 이에 따라 2003년도부터 미국은 중국에게 한국의 제1의 수출상대국으로서의 지위를 넘겨준 이후 지속적으로 한국의 대미국 수출비중은 하락하여 왔다. 아래의 <그림 2>는 한국의 대미국 및 대중국 수출비중을 보여주고 있는데 양국에 대한 수출비중의 패턴이 극명한 대조를 이루고 있음을 알 수 있다.

<그림 2> 연도별 한국의 대미국 수출비중과 대중국 수출비중 변화 추이



자료: UNCTAD

위의 그림으로부터 2000년도 이후 한국 수출의 대미의존도의 감소세가 두드러지게 나타난 반면, 중국의존도는 지속적으로 증가하고 있음을 알 수 있다. 특히, 양국에 대한 한국의 수출 비중의 상관관계가 -0.842 를 기록하고 있어, 대미국 수출비중의 감소는 대중국 수출비중의 증가가 하나의 원인임을 보여준다고 할 수 있다. 이러한 현상은 한국수출에 있어 미국시장의 중요성이 과거만큼 크지 않은 것처럼 해석될 수 있으나 이러한 해석에는 주의가 요구된다.

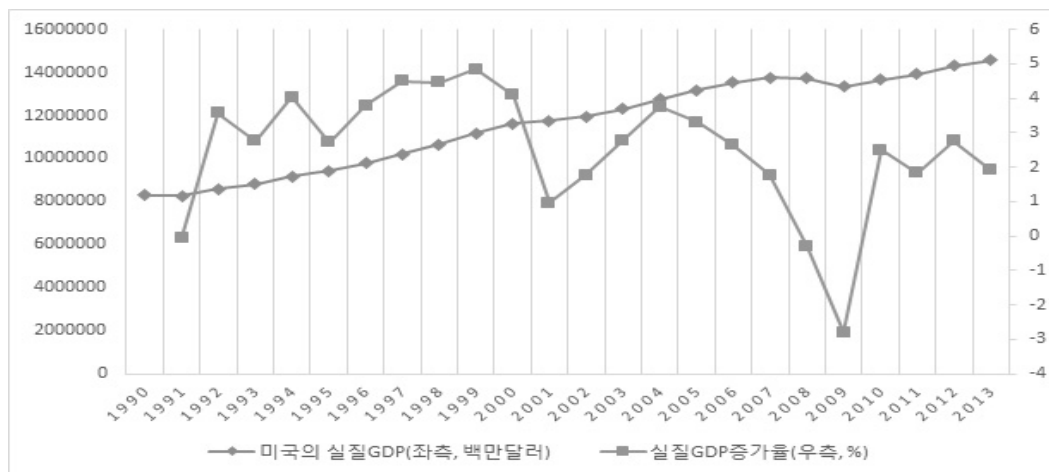
이러한 이유로 한국과 중국 간의 무역구조를 들 수 있다. 한국과 중국 간의 무역에서 나타나는 중요한 특징으로 산업내무역(intra-industry trade) 비중의 빠른 증가와 가공무역 중심의 무역구조를 들 수 있는데, 이러한 특징은 기존의 연구들의 실증분석을 통해 밝혀지고 있다. 김태기·주경원(2007) 등은 일본을 포함한 한국과 중국의 산업내무역이 다른 지역에 비해 상대적으로 빠르게 증가하여 왔으며, 그 비중이 여타지역과의 무역에서보다 더 높은 편이라고 하였다. 또한 허찬국(2014)은 한국의 대중국 수출의 대부분이 중국 내에서 다시 가공과정을 거쳐 재수출되는 구조를 가지고 있어 중국은 한국 수출의 전진기지로서의 역할을 하고 있다

고 하였다. 이들의 주장처럼 만약 대미국 수출비중과 대중국 수출비중의 극명한 차이가 한국과 중국 간의 무역구조가 가지는 특수성 때문이라고 한다면, 중국을 통한 간접수출까지 고려할 경우 미국시장은 한국에 있어 여전히 중요하다고 볼 수 있다. 따라서 미국경기가 둔화될 경우 한국의 대미국 직접수출 뿐만 아니라 대중국 수출에도 심각한 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

2. 미국의 주요 경제지표와 원/달러 명목환율의 변화추이

아래의 <그림 3>은 미국의 연도별 실질GDP규모와 그 증가율의 변화추세를 보여주고 있다.

<그림 3> 미국의 실질GDP와 그 증가율



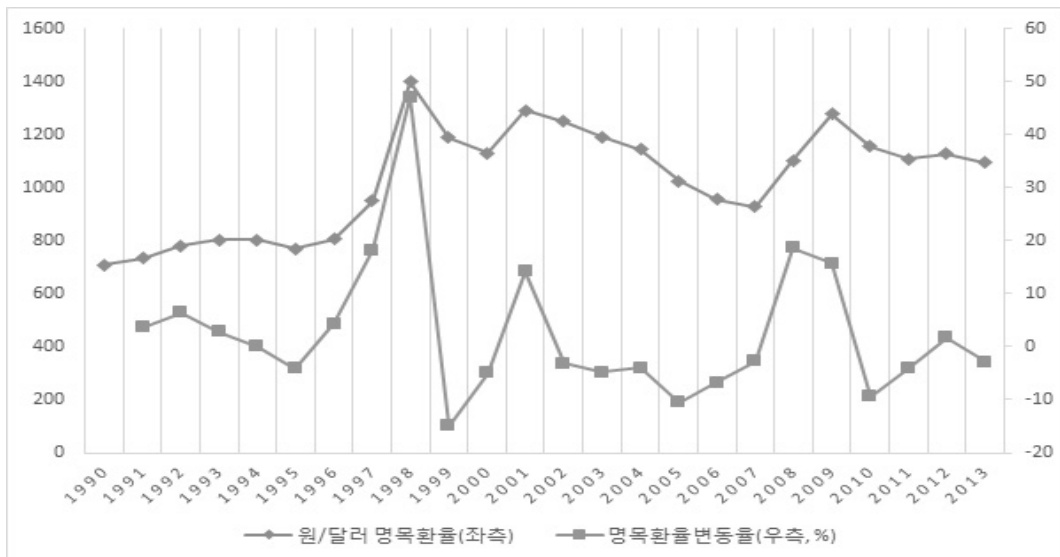
자료: UNCTAD

미국의 실질GDP는 1990년 8조 2,831억 달러에서 2013년 14조 5,864억 달러로 약 1.8배 증가하였으며, 전반적으로 완만한 증가추세를 보이고 있다. 분석기간 동안 연간 실질GDP 증가율의 평균은 약 2.51%로 나타났는데, 1999년도의 증가율이 4.84%로 가장 높았고, 2009년도에 -2.79%로 가장 낮았다. 특히, 미국의 IT버블이 붕괴되었던 2001년과 미국발 글로벌 금융위기가 발생했던 2008년 및 2009년에 큰 폭의 하락이 이루어졌음을 볼 수 있다.

<그림 4>는 원/달러 연평균 명목환율과 그 변동율의 연도별 변화추이를 보여준다. 1990년도 연평균 명목환율은 달러당 707원 수준이었으나 2013년도에는 달러당 1095원으로 약 55%의 평가절하가 이루어졌다. 분석기간 동안 원/달러 연평균 명목환율의 변화추이를 살펴보면

1990년부터 1996년까지 원/달러 명목환율은 비교적 안정적인 수준을 유지하다가, IMF사태가 발생했던 1997년에 급격한 환율상승이 이루어졌고, 그 다음해인 1998년도의 연평균 명목환율이 달러당 1,398원으로 분석기간 중 가장 높게 나타났다. 1999년부터 2001년까지 원화의 평가절상이 이루어진 이후 글로벌 금융위기가 발생하기 전까지 원/달러 명목환율의 지속적인 하락이 이루어졌다. 또한 글로벌 금융위기가 발생했던 2008년도에도 급격한 환율상승이 이루어졌으며, 그 이후 전반적으로 원화의 평가절상이 이루어졌다. 또한 1997년 한국의 IMF외환위기 발생 이전보다 이후에 연평균 원/달러 명목환율의 변동이 더 심해진 것을 알 수 있다.

〈그림 4〉 원/달러 연평균 명목환율과 그 변동률



자료: 한국은행, UNCTAD.

Ⅲ. 모형 및 분석방법

1. 모형

본 연구에서는 수출에 미치는 요인을 독립변수로, 수출을 종속변수로 하는 수출함수를 설정하고 이를 통해 1990년부터 2013년까지 연도별 자료를 이용하여 분석기간 동안의 한국의 대미국 수출에 대한 독립변수들의 장기탄력성을 추정하는 한편, 1999년부터 2013년까지 이들 장기탄력성들의 연도별 변화추이를 살펴보고자 한다.

일반적인 국제경제이론에 따르면 일국의 수출은 수출상대국의 실질소득과 실질환율에 비례하는 것으로 알려져 있다. 따라서 본 연구에서도 이들 변수를 독립변수로 한 수출함수를 설정하여 각각의 독립변수들의 수출에 대한 장기탄력성을 살펴본다. 본 연구에서 사용한 기본모형은 아래의 식 (1)과 같다. Rose(1991), 최창규(1998), 이재량·이병창(2005), 정철 et al.(2008), Ha, Lee and Sumulong(2010), 허찬국(2014)¹⁾ 등이 사용한 수출함수와 동일하다.²⁾

$$REX_t = \beta_0 + \beta_1 RGDP_t + \beta_2 RER_t + u_t \quad (1)$$

식 (1)에서 REX_t 는 한국의 대미국 실질수출을, $RGDP_t$ 는 미국의 실질GDP를, RER_t 는 원/달러 실질환율을 나타내며, 모든 변수는 로그변환을 취하였다. 따라서 β_1 과 β_2 는 각각 한국의 대미국 수출의 장기소득탄력성과 장기실질환율탄력성을 나타낸다. 일반적인 국제경제이론에 따르면 한국의 수출상대국의 실질소득이 증가하면 한국의 수출에 긍정적인 효과를 주기 때문에 β_1 은 양(+)-부호를 가질 것으로 예상되고, 원/달러 실질환율이 상승할 경우 대미국 한국의 수출경쟁력이 상승하여 한국의 대미국 수출에 긍정적인 영향을 주게 되기 때문에 β_2 의 부호 또한 양(+)-의 부호를 가질 것으로 기대된다. u_t 는 식 (1)의 오차항을 나타낸다.

- 1) 허찬국(2014)는 환율의 변화가 한국의 대중국 수출에 미치는 효과를 분석하기 위해 본 연구에서 사용한 수출함수를 기본으로 원/위안 실질환율 이외에 추가적으로 원/엔 실질환율 및 실질실효환율 등을 추가적으로 사용하였다.
- 2) 실질환율 수준 그 자체 뿐만 아니라 환율의 변동성 또한 수출에 미치는 중요한 변수일 수 있음을 고려하여 이를 수출함수에 포함하여 분석하기도 한다. 이러한 연구들로 Arize, Osang and Slottje(2000), Baak(2008), Baum et al.(2001), Chou(2000), 박상준(2011) 등이 있다. 그러나 본 연구에서는 연간 자료를 이용하기 때문에 환율의 변동성 효과가 크지 않을 것으로 생각되며, 환율의 변동성이 수출에 미치는 효과는 주로 장기적 영향보다는 단기적 영향에 그칠 가능성이 많다. 또한, 본 연구에서는 연간 자료를 이용하기 때문에 표본의 크기가 비교적 크지 않은데, 모형에 포함되는 변수가 늘어날 경우 추정해야할 모수가 많아지기 때문에 그 추정의 효율성이 떨어질 가능성이 존재한다. 또한 환율의 변동성을 수출함수에 반영하여 분석한 박상준(2011)의 결과에서는 환율의 변동성이 모두 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 환율의 변동성을 제외한 일반적인 수출함수를 기본모형으로 하여 분석을 실시한다.

한편 1997년 IMF외환위기와 2008년 미국발 글로벌 금융위기는 한국경제에 큰 충격을 준 사건으로 이러한 충격이 한국의 대미국 수출에 영향을 미쳤으리라는 예상에 따라 아래의 식 (2)와 같이 이들 효과를 모형에 포함하여 분석한다.

$$REX_t = \gamma_0 + \gamma_1 RGDP_t + \gamma_2 RER_t + \gamma_3 ICRI_t + \gamma_4 GCRI_t + \omega_t \quad (2)$$

식 (2)에서 $ICRI_t$ 와 $GCRI_t$ 는 각각 1998년 한국의 IMF외환위기와 2008년 글로벌 금융위기를 나타내는 더미변수(transitory dummy)들로서 각각 해당연도의 경우 1의 값을 나머지 연도의 경우 0의 값을 가진다. ω_t 는 식 (2)의 오차항이다. 여기서 한국의 IMF 외환위기는 1997년 말에 발생했지만 그 효과는 다음해인 1998년에 주로 영향을 주었기 때문에 1998년도에 $ICRI_t$ 의 값이 1을 갖도록 한다. 식 (1)에서와 마찬가지로 이유로 식 (2)에서 γ_1 과 γ_2 는 모두 양(+)부호를 가질 것으로 기대된다. 한편, 수출의 경우 대내적 요인뿐만 아니라 대외적 수출여건 또한 중요하다. 1997년 한국의 IMF외환위기의 경우 국내경제에 타격을 주었지만, 미국 경제는 비교적 건실한 성장을 하고 있었기 때문에 γ_3 의 부호는 불확실하다. 반면, 2008년 글로벌 금융위기의 시발점이 미국이기 때문에 미국이 가장 큰 경제적 충격을 받았고 이에 따라 한국의 수출에 부정적인 영향을 미쳤을 것이라는 예상에 따라 γ_4 는 음(-)의 부호가 기대된다.

한편, 각각의 대내외적 외환·금융위기의 발생한 이후 한국의 수출에 구조적인 변화를 초래할 수 있음을 고려하여 식 (3)과 같이 추가적인 모형(수정모형 2)을 설정하여 분석한다.

$$REX_t = \delta_0 + \delta_1 RGDP_t + \delta_2 RER_t + \delta_3 AICRI_t + \delta_4 AGCRI_t + \nu_t \quad (3)$$

위의 식 (3)이 식 (2)와 다른 점은 금융위기를 나타내는 각각의 더미변수로서, $AICRI_t$ 는 한국의 IMF외환위기 이후를 나타내는 더미변수(permanent dummy)로 1998년 이전의 경우 0의 값을 가지고, 1998년을 포함하여 그 이후의 연도에 대해서는 1의 값을 가진다. $AGCRI_t$ 는 2008년 글로벌 금융위기 이후를 나타내는 더미변수(permanent dummy)로서 2008년 이전의 경우 0의 값을 가지고, 2008년을 포함하여 그 이후의 연도에 대해서는 1의 값을 가진다. ν_t 는 식 (3)의 오차를 나타낸다. 식 (1)과 마찬가지로 이유로 δ_1 과 δ_2 는 모두 양(+)부호를 가질 것으로 예상되고, 식 (2)에서 설명한 바와 같이 δ_3 는 그 부호가 불분명하고, δ_4 는 음(-)의 부호가 기대된다.

한편, 본 연구에서는 사용한 실질수출은 한국의 대미국 달러표시 명목수출액을 한국의 수출단가지수로 나눈 값으로, 수출단가지수는 2000년도를 기준년도로 지수화 하여 100이 되도록 한 것이다. 또한 원/달러 실질환율은 연평균 원/달러 명목환율에 미국의 소비자물가지수(CPI: Consumer Price Index)에 대한 한국의 소비자물가지수 비율을 곱하여 산출했다. 이 때 두 국가의 소비자 물가지수는 모두 2005년도를 기준년도로 지수화 하여 100이 되도록 한 것이다.

2. 분석방법 및 자료

거시경제변수들의 경우 불안정적인 시계열자료가 일반적이다. 만약 불안정한 시계열 자료를 이용하여 이들 변수 간에 통상최소제곱추정량(OLS: ordinary least squared estimator)을 적용하면 가성회귀(spurious regression)가 나타날 수 있다. 따라서 본격적인 분석에 앞서 단위근(unit root) 검정을 통해 시계열 자료의 불안정성을 확인한다.

한편, 각 변수들이 단위근을 갖는 불안정적 시계열자료라고 할지라도 이들 사이의 공적분 관계가 존재할 경우 이들 변수사이의 장기적인 관계를 파악하기 위한 일반적 회귀분석은 여전히 유효하다. 따라서 공적분 검정(Cointegration Tests)을 통해 변수들 사이에 공적분 관계를 확인하고 만약 공적분 관계가 존재할 경우 벡터회귀자기모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 이용하여 이들 변수들의 장·단기적 관계를 분석한다.³⁾ 이때 본 연구의 주요목적은 변수들 간의 장기적 관계를 살펴보는 것이기 때문에 단기적 동학관계에 대해서는 분석하지 않는다.

본 연구에서는 한국의 대미국 수출에 영향을 미치는 독립변수들의 장기탄력성의 변화추이를 살펴보는 것 또한 중요한 목적 중 하나이다. 이를 위해서 1993년도를 시발점으로 하여 10년간의 자료를 매년 롤링(Rolling)하면서 분석하는 전향적회귀분석을 통해 한국의 대미국 수출의 장기소득탄력성과 장기환율탄력성을 연도별로 추정하고 그 변화 추이를 살펴본다. 이 때 오차의 이분산이 존재하거나, 자기상관된 경우 보통최소제곱추정량(OLS)은 더 이상 최우수추정량이 되지 못하며, 이에 근거하여 계산된 표준오차는 적절하지 못하다. 따라서 이러한 문제점을 극복하기 위해 본 연구에서는 뉴우이-웨스트 표준오차(Newey-West White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors)를 이용하여 각 계수의 유의성을 검정한다(Hill et al.(2011)).

3) Johansen 공적분 검정이나 VECM은 VAR를 근거로 하기 때문에 대표본을 요구하는 다변량 검정절차로서 소표본에는 적합하지 않다는 문제점이 있다. 한편, Pesaran et al.(2001)은 이러한 소표본에 대해서도 일치성을 가지는 장·단기 추정치를 제공하는 ARDL bounds test를 제안하였다. 그러나 ARDL bounds test의 경우 모형에 포함된 regressor가 long-run forcing임을 가정하기 때문에 이에 대해 추가적인 검정을 통해 확인하여야 한다.

본 연구에서는 분석에 필요한 자료를 여러 자료원으로부터 추출하여 사용하였으며, 이들 변수에 대한 자료 출처와 그 내용을 아래의 <표 1>에 요약하였다. 특히, 본 연구에서 사용한 자료는 모두 1990년부터 2013년까지의 연간자료로서 주로 UNCTAD에서 추출하였는데, UNCTAD는 본 연구에서 사용한 변수에 대해 비교적 장기간의 일관된 시계열 자료를 제시하고 있어 이를 주로 이용하였다. 한편, 추가적 시계열 자료의 확보를 위해 보충적으로 한국무역협회와 한국은행으로부터 일부 자료를 추출하여 사용하였다.

<표 1> 변수의 자료출처와 내용

변수	자료원	변수설명
실질GDP	UNCTAD	단위: 백만 US 달러
명목환율	1990 ~ 1994년까지는 UNCTAD, 1995년~2013년까지는 한국은행	연평균 명목환율
소비자 물가지수	1990년 ~ 2012년까지는 UNCTAD, 2013년은 한국은행	- 기준년도 2005년. - 한국은행이 발표한 2013년도 소비자 물가지수는 기준년도가 2010년도임. 따라서 이를 2005년 기준으로 환산하여 사용
명목 수출액	1990년 ~ 1994년까지는 한국무역협회 1995년 ~ 2013년까지는 UNCTAD	단위: US 달러
수출단가지수	UNCTAD	기준년도 2000년도

IV. 분석결과

1. 단위근 검정과 공적분 검정 결과

본격적인 실증분석에 앞서 시계열 자료에 대한 단위근 검증을 실시하였다. 본 연구에서는 일반적으로 자주 사용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검증과 PP(Phillips-Perron) 단위근 검증을 실시하였으며 그 결과는 <표2>에 제시되어 있다.

〈표 2〉 단위근 검정결과

변수	ADF 검정				PP 검정			
	수준변수		차분변수		수준변수		차분변수	
	상수 포함	상수 추세포함	상수 포함	상수 추세포함	상수 포함	상수 추세포함	상수 포함	상수 추세포함
실질수출	-0.603(0)	-1.145(0)	-3.451(0) **	-3.448(0) *	-0.647(2)	-1.485(2)	-3.431(1) **	-3.449(0) *
실질GDP	-1.786(0)	-1.349(1)	-3.022(0) **	-2.793(3)	-1.567(2)	-0.698(2)	-3.066(1) **	-3.803(0) **
원/달러 실질환율	-2.047(0)	-1.929(0)	-4.076(0) ***	-4.131(1) ***	-2.091(2)	-2.006(2)	-4.167(7) ***	-4.553(8) ***

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것을 의미.

주 2) () 안은 ADF의 경우 Schwarz 기준(Schwarz criterion)에 의거하여 채택된 시차 수이며, PP 검정은 Newey-West 기준 Bandwidth임.

〈표 2〉에 나타난 바와 같이 모든 수준 변수들에 대해 10% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정한 시계열들인 것으로 판명되었다. 그러나 이들 시계열 변수들을 1차 차분하면 실질GDP의 상수와 추세를 포함한 ADF 검정을 제외하고, 10%의 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열인 것으로 나타났다.

수준 변수들의 단위근 검증 결과 모두 불안정적인 것으로 나타났기 때문에 실질수출, 실질GDP 및 실질환율 사이의 공적분(장기균형)에 대한 검증을 실시한다. 만약 공적분 검정결과 공적분이 존재하는 것으로 나올 경우 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 분석한다. 한편, 공적분 검정을 위해서는 우선 제약이 없는 벡터자기회귀(VAR: Vector Autoregression) 모형을 통해 최적 시차를 결정해야 한다. 본 연구에서는 자료가 많지 않아 최대 4시차까지로 설정하여 Akaike 정보기준(AIC: Akaike Information Criterion)과 Schwarz 기준(SC: Schwarz Criterion)에 기초하여 최적시차를 선정한다.

〈표 3〉 적정 시차의 결정

시차	시차1	시차2	시차3	시차4
AIC	-10.058	-10.124*	-9.585	-9.462
SIC	-9.465*	-9.082	-8.093	-7.520

한국의 대미국 실질수출, 미국의 실질GDP, 원/달러 실질환율에 대한 VAR 모형을 설정하여 AIC와 SC와에 따라 판별한 결과 〈표 3〉과 같이 AIC 기준의 경우 2시차가 적정시차로 나타났고, SC 기준의 경우 1시차가 적정 시차로 나타났다. 일반적으로 AIC는 파라미터의 수를 SC에 비해 과대식별하는 경향이 있고, SC가 AIC에 비해 더 짧은 시차를 제공해준다. 시차를

너무 넓게 잡으면 오차항의 계열상관을 줄일 수 있으나 효율성이 다소 떨어지는 상충관계를 가진다. 본 연구에서는 비교적 자료가 많지 않기 때문에 SC기준에 따라 적정시차를 1시차로 하여 분석을 실시한다. 아래의 <표 4>와 <표 5>는 SC기준으로 선정된 1시차를 적정시차로 선정하여 trace와 maximum eigenvalue 통계량을 이용한 요한슨 공적분 검정(Johansen's Cointegration test) 결과를 보여준다.

<표 4> Johnansen 공적분 결과(상수항)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.708	41.507	29.797	0.002
At most 1	0.356	14.399	15.495	0.073
At most 2 *	0.193	4.711	3.841	0.030

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Hypothesized No. of CE(s)	Eigen-value	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.708	27.108	21.132	0.006
At most 1	0.356	9.688	14.265	0.233
At most 2 *	0.193	4.711	3.841	0.030

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

<표 5> Johnansen 공적분 결과(상수항 추세 포함)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.790	50.569	42.915	0.007
At most 1	0.395	16.224	25.872	0.475
At most 2	0.209	5.166	12.518	0.573

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.790	34.345	25.823	0.003
At most 1	0.395	11.059	19.387	0.507
At most 2	0.209	5.166	12.518	0.573

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

상수항만을 포함할 경우와 상수항과 추세를 모두 포함할 경우 모두 Trace 검정과 Maximum Eigenvalue 검정에서 공히 유의수준 5%에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고 있으며, 공적분이 적어도 1개는 존재하는 것으로 분석되었다.

2. 장기균형식

벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 3가지 모형의 장기균형식은 <표 6>과 같다.⁴⁾

<표 6> 모형별 공적분(장기균형)관계식의 추정결과

구분	기본모형		수정모형 1		수정모형 2	
	상수항	상수항 추세포함	상수항	상수항 추세포함	상수항	상수항 추세포함
실질GDP	2.849*** (41.095)	2.063*** (7.509)	2.938*** (33.650)	2.026*** (6.332)	2.890*** (35.492)	2.073*** (6.306)
실질환율	0.962*** (9.315)	1.129*** (11.145)	0.937*** (7.342)	1.145*** (9.680)	0.972*** (7.997)	1.148*** (9.216)
@trend		0.020** (2.741)		0.022** (2.405)		0.020** (2.405)
C	-40.382	-29.015	-41.661	-28.544	-41.113	-29.306
Error Correction	-0.972*** (-5.008)	-0.952*** (-6.410)	-0.651*** (-3.456)	-0.732*** (-5.055)	-0.839*** (-4.156)	-0.884*** (-5.576)
D(실질수출)	-0.132 (-0.766)	-0.243 (-1.602)	-0.154 (-0.958)	-0.253* (-1.867)	-0.083 (-0.445)	-0.200 (-1.225)
D(실질GDP)	1.282 (1.414)	2.195** (2.785)	2.490** (2.788)	2.935*** (4.019)	0.977 (0.955)	1.836* (2.067)
D(실질환율)	-0.425* (-2.095)	-0.478** (-2.812)	0.105 (0.423)	-0.078 (-0.371)	-0.370* (-1.787)	-0.474** (-2.687)
C	0.058** (2.636)	0.044** (2.383)	0.026 (1.203)	0.023 (1.347)	0.061** (2.579)	0.046** (2.347)
IMF 외환위기			-0.095 (1.730)	-0.082* (-1.825)	0.084 (1.210)	0.084 (1.456)
글로벌 금융위기			-0.114** (-2.840)	-0.088** (-2.570)	-0.055 (-0.899)	0.124 (1.592)

주 1) ()는 t-통계량

2) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의함을 나타냄

상수항에 추세의 포함여부에 관계없이 모든 모형에서 공히 장기균형식의 장기실질소득탄력성 및 장기실질환율탄력성은 예상한 바와 같이 양(+)의 부호를 갖는 것으로 나타났고, 모

4) 본 연구는 실질수출, 실질GDP 및 실질환율 사이의 장기적인 관계를 살펴보는 것이 주요 목적이기 때문에 단기적 동학관계는 따로 분석하지 않는다.

두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였으며, 장기실질소득탄력성이 장기실질환율탄력성보다 더 크게 나타나 수출에 장기실질소득의 영향이 더 큰 것으로 분석되었다.

기본모형에서 상수항만 포함한 경우 한국의 대미국 수출의 장기소득탄력성은 2.849로 분석되었고, 상수항과 추세를 모두 포함할 경우 2.063으로 낮아졌다. 수정모형 1의 경우 상수항만 포함된 분석에서 장기소득탄력성은 2.938으로 나타났고, 상수항에 추세를 포함한 경우 2.026로 나타났다. 수정모형 2의 경우 상수항만 포함한 분석의 장기소득탄력성은 2.890로 나타났고, 상수항에 추세를 포함할 경우 장기소득탄력성이 2.073으로 감소하였다. 모든 모형에서 상수항에 추세를 포함한 경우의 장기소득탄력성이 상수항만을 고려한 장기소득탄력성에 비해 더 낮게 분석되었다.

장기실질환율탄력성의 경우 기본모형에서 상수항만을 고려한 분석에서는 0.962, 상수항에 추세를 포함하였을 경우 1.129로 그 값이 증가하였다. 수정모형 1의 경우 상수항만 고려했을 때의 장기실질환율탄력성은 0.937로 분석된 반면, 상수항과 추세를 모두 포함하였을 경우 1.145로 증가하였다. 수정모형 2의 경우 상수항만 고려한 분석에서는 장기실질환율탄력성이 0.972이었고, 추세를 포함할 경우 1.148로 분석되었다. 장기실질환율탄력성의 경우 장기소득탄력성과는 다르게 모든 모형에서 추세를 포함한 경우 더 높은 값을 가지는 것으로 나타났다.

3. 연도별 장기탄력성

1) 기본모형의 분석결과

본 연구의 또 하나의 중요한 목적은 한국의 대미국 수출에 대한 장기탄력성이 연도별로 어떻게 변화하였는지 그 추세를 분석해보는 것이다. 이를 위해 1990년을 시발점으로 하여 10년 단위로 1년씩 롤링(rolling)하는 전향적 회귀분석을 실시하였다. 전향적 회귀분석을 이용한 기본모형의 분석결과는 아래의 <표 7>과 같다.

〈표 7〉 기본모형 1의 연도별 장기실질소득탄력성 및 장기실질환율탄력성

연도	상수	실질GDP	실질환율	Adj R^2	F-값	D-W
전기간	-38.797*** (-17.583)	3.015*** (20.715)	0.347* (1.892)	0.973	421.940 ***	0.745
1999	-26.716*** (-4.039)	1.973*** (4.857)	0.454** (3.147)	0.900	41.722 ***	1.320
2000	-39.525*** (-3.985)	2.580*** (4.252)	0.228 (0.710)	0.903	42.759 ***	0.711
2001	-46.698*** (-5.454)	3.037*** (5.531)	0.117 (0.377)	0.940	72.050 ***	0.800
2002	-53.353*** (-6.990)	3.430*** (7.165)	-0.033 (-0.131)	0.955	96.068 ***	0.846
2003	-56.101*** (-9.453)	3.726*** (10.193)	-0.078 (-0.515)	0.961	112.365 ***	1.125
2004	-55.886*** (-10.776)	3.859*** (11.602)	0.013 (0.089)	0.962	115.909 ***	1.125
2005	-53.232*** (-11.292)	3.553*** (10.385)	0.386 (1.656)	0.944	76.754 ***	1.521
2006	-56.351*** (-20.696)	3.732*** (17.501)	0.720** (2.980)	0.915	49.232 ***	1.797
2007	-49.440** (-2.634)	2.884*** (3.844)	0.622 (1.050)	0.817	21.122 ***	1.381
2008	-24.005* (-2.002)	2.884*** (3.510)	0.237 (0.827)	0.807	19.845 ***	1.980
2009	-7.456*** (-4.601)	1.402*** (12.774)	-0.105 (-1.687)	0.828	22.593 ***	2.279
2010	-15.379*** (-2.091)	1.991*** (4.294)	0.047 (0.314)	0.720	12.591 ***	1.738
2011	-18.019 (-1.744)	2.131** (3.320)	0.135 (0.583)	0.606	7.913 **	1.308
2012	-26.396* (-2.325)	2.529*** (3.704)	0.221 (0.769)	0.605	7.903 **	1.065
2013	-37.066** (-2.797)	3.040*** (3.635)	0.247 (0.803)	0.633	8.774 **	0.847

주1. ()의 값은 Newey-West White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors를 이용한 t-통계량,

주2. ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

대미국 한국수출에 대한 장기소득탄력성은 모든 기간에 걸쳐 양(+)으로 나타났으며, 2011년의 경우 유의수준 5%에서, 이를 제외한 나머지 연도들의 경우 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 분석년도를 모두 포함할 경우 장기소득탄력성은 3.015로 나타났고, 유의수준 1%에서 유의하였다. 연도별 장기소득탄력성을 살펴보면 2008년 글로벌 금융위기 이전 연도들의 장기소득탄력성의 평균은 3.197로, 글로벌 금융위기 이후 2.329보다 약 0.868 정도 더 높게 나타났다. 장기소득탄력성의 추세변화를 살펴보면 1999년도 1.973을 시작으로 그 이후부터 2006년까지 전반적으로 증가하는 추세를 보였고, 2001년부터 2006년까지의 장기소득탄력성이 모두 3이상을 유지하였다가, 2007년부터 급격히 하락하기 시작하여, 2009년도 장기소

득탄력성이 1.402로 나타나 분석기간 중 가장 낮은 수치를 보였다. 그러나 2010년부터 다시 장기소득탄력성이 상승하기 시작하여 2013년도의 장기소득탄력성이 3.040을 기록하여 2000년 초반의 수준을 유지하였다. 한편, 이러한 최근 2~3년간의 상승세는 한미 FTA 발효와 양적완화 이후 미국 경제가 다시 조금씩 회복하였기 때문인 것으로 여겨진다.

대미 한국수출에 대한 장기실질환율 탄력성의 경우 2002년과 글로벌 금융위기 다음해인 2009년을 제외하고 모두 양(+)으로 나타나 전반적으로 일반적인 이론에서 예측하는 바와 유사한 결과를 나타냈으나, 유의수준 5%로 유의하게 나타난 1999년도와 2006년도를 제외하고는 대부분의 연도에서 유의하지는 않았다. 분석기간을 모두 포함하여 분석한 장기실질환율 탄력성은 0.347로 나타났고, 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하였다. 2008년 글로벌 금융위기 이전 연도들의 장기실질환율탄력성의 평균은 0.270으로 나타난 반면, 글로벌 금융위기 이후에는 0.130으로 나타나 글로벌 금융위기 이후의 실질환율에 대한 대미 한국수출의 민감도가 감소하였음을 알 수 있다.

2) 수정모형 1의 분석결과

기본모형에 외환·금융위기가 발생한 연도만을 나타내는 더미를 추가하여 분석한 수정모형 1의 결과는 아래의 <표 8>과 같다.

<표 8> 수정모형 1의 연도별 장기실질소득탄력성 및 장기실질환율탄력성

연도	상수	실질GDP	실질환율	IMF더미	글로벌더미	Adj R ²	F-값	D-W
전기간	-39.237*** (-24.540)	2.949*** (25.312)	0.566*** (3.266)	-0.256** (-2.419)	-0.132 (-1.455)	0.979	271.961 ***	1.372
1999	-26.293*** (-5.383)	1.973*** (5.214)	0.961* (2.431)	-0.254 (-1.783)		0.919	35.232 ***	1.513
2000	-35.953*** (-5.412)	2.580*** (5.422)	0.950*** (3.862)	-0.336** (-3.587)		0.924	37.642 ***	1.659
2001	-41.323*** (-6.580)	3.037*** (6.066)	0.657* (2.405)	-0.252*** (-5.344)		0.952	60.718 ***	1.971
2002	-46.368*** (-6.486)	3.430*** (5.954)	0.470 (1.439)	-0.207** (-2.928)		0.959	70.643 ***	1.862
2003	-50.025*** (-7.038)	3.726*** (6.920)	0.305 (1.211)	-0.152* (-2.003)		0.960	72.539 ***	1.728
2004	-52.012*** (-10.574)	3.859*** (11.101)	0.279 (1.658)	-0.133* (-2.038)		0.961	75.867 ***	1.782
2005	-50.070*** (-14.912)	3.553*** (15.122)	0.709*** (4.694)	-0.227*** (-4.403)		0.962	76.107 ***	2.722
2006	-55.265*** (-15.594)	3.732*** (22.423)	1.031*** (5.925)	-0.262*** (-6.845)		0.960	73.052 ***	2.803
2007	-38.457* (-2.850)	2.884*** (4.365)	0.609 (1.529)	-0.295*** (-8.984)		0.939	47.381 ***	3.163

연도	상수	실질GDP	실질환율	IMF더미	글로벌더미	Adj R ²	F-값	D-W
2008	-38.457** (-2.850)	2.884*** (4.365)	0.609 (1.529)		-0.145** (-2.500)	0.850	18.021 ***	3.021
2009	-9.512*** (-4.143)	1.402*** (11.577)	-0.066 (-0.673)		-0.031 (-1.617)	0.809	18.021 ***	2.388
2010	-20.607** (-2.497)	1.991*** (4.625)	0.145 (0.690)		-0.076* (-2.313)	0.730	9.128 **	2.277
2011	-23.557* (-2.248)	2.131*** (3.990)	0.241 (0.792)		-0.097** (-2.427)	0.652	6.610 **	2.049
2012	-30.553** (-3.147)	2.529*** (4.989)	0.309 (0.882)		-0.115** (-3.330)	0.681	7.398 **	1.917
2013	-39.163** (-3.458)	3.040*** (4.362)	0.339 (0.868)		-0.128*** (-3.839)	0.711	8.394 **	1.602

주1. ()의 값은 Newey-West White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors를 이용한 t-통계량,

주2. ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

대미 한국수출에 대한 미국소득탄력성은 모든 기간에 걸쳐 양(+)으로 나타났으며, 유의수준 1%에서 모두 유의한 것으로 나타났다. 분석년도 전 기간의 소득탄력성은 2.949로 나타났으며, 2008년 글로벌 금융위기 이전의 평균 소득탄력성은 3.197이었고, 글로벌 금융위기 이후에는 2.329로 나타나 큰 차이를 보였다. 장기소득탄력성의 추세변화를 살펴보면 1999년부터 2004년까지 지속적으로 상승하여, 2004년 장기소득탄력성의 값이 3.859로 분석기간 중 가장 높게 나타났다. 그 이후 2006년까지 3이상을 유지하다가 2007년 이후 장기탄력성이 급속히 하락하여 글로벌 금융위기 발발한 다음해인 2009년의 소득탄력성이 1.402까지 낮아졌다. 이 수치는 분석기간 중 가장 낮은 수치였으며, 그 이후 다시 증가하여 2000년대 초반의 수준을 유지했다. 한편, 수정모형 1의 연도별 장기소득탄력성에 대한 결과는 기본모형의 연도별 결과와 거의 동일하였다.

대미 한국수출에 대한 실질환율 탄력성의 경우 글로벌 금융위기 다음해인 2009년을 제외하고 모두 양(+)으로 나타나 전반적으로 일반적인 이론에서 예측하는 바와 유사한 결과를 나타냈다. 분석기간을 모두 포함하여 분석한 실질환율 탄력성은 0.566으로 나타났고, 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 또한 1999년과 2001년은 유의수준 10%에서 유의한 것으로 분석되었고, 2000년, 2005년 및 2006년은 1%의 유의수준에서 유의하였으나 나머지 년도에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 2009년과 2010년도에는 유의수준 5%에서 유의하게 나타났고, 2005년과 2011년에는 10%에서 유의한 것으로 나타났다. 2008년 글로벌 금융위기 이전 연도들의 장기실질환율탄력성의 평균은 0.663으로 나타난 반면, 글로벌 금융위기 이후에는 0.263으로 나타나 수정모형 1에서도 2008년 글로벌 금융위기 이후의 실질환율에 대한 대미 한국수출의 민감도가 감소하였음을 알 수 있다.

3) 수정모형 2의 분석결과

기본모형에 각각 외환·금융위기가 발생한 연도 이후를 나타내도록 설정한 더미변수를 포함한 수정모형 2의 결과는 <표 9>에 제시되어 있다.

<표 9> 수정모형 2의 연도별 장기실질소득탄력성 및 장기실질환율탄력성

연도	상수	실질GDP	실질환율	IMF더미	글로벌더미	Adj R ²	F-값	D-W
전기간	-20.386*** (-4.282)	2.125*** (8.033)	-0.271 (-0.979)	0.454*** (4.920)	0.050 (0.939)	0.981	290.761 ***	1.012
1999	-14.445** (-2.775)	1.900*** (6.180)	-0.613 (-1.748)	0.498** (3.459)		0.966	85.271 ***	2.014
2000	-18.502** (-2.978)	2.303*** (6.141)	-0.970* (-2.398)	0.607*** (3.963)		0.973	107.229 ***	1.889
2001	-27.338*** (-4.283)	2.779*** (6.121)	-0.795* (-2.865)	0.501*** (8.707)		0.975	119.052 ***	1.154
2002	-34.572*** (-4.480)	3.236*** (6.128)	-0.812*** (-4.018)	0.449*** (7.399)		0.979	142.352 ***	0.934
2003	-37.477*** (-6.442)	3.392*** (8.449)	-0.757*** (-3.823)	0.411*** (7.927)		0.982	163.779 ***	1.497
2004	-37.407*** (-7.008)	3.333*** (9.025)	-0.631** (-2.985)	0.389*** (7.367)		0.981	152.701 ***	1.409
2005	-39.271*** (-6.571)	3.204*** (8.552)	-0.054 (-0.127)	0.253* (2.229)		0.945	52.459 ***	1.483
2006	-48.473** (-2.659)	3.545*** (3.984)	0.480 (0.715)	0.117 (0.457)		0.903	28.911 ***	1.752
2007	-49.440** (-2.634)	3.550*** (3.844)	0.622 (1.050)			0.817	21.122 ***	1.381
2008	-38.457** (-2.850)	2.884*** (4.365)	0.609 (1.529)		-0.145** (-2.500)	0.850	18.021 ***	3.021
2009	-15.927 (-1.182)	1.723** (2.598)	0.103 (0.265)		-0.053 (-0.686)	0.815	14.245 ***	2.549
2010	-15.572 (-0.235)	1.723 (0.508)	0.051 (0.033)		-0.001 (-0.003)	0.674	7.195 **	1.738
2011	20.876 (0.345)	-0.177 (-0.057)	-0.716 (-0.510)		0.159 (0.611)	0.583	5.187 **	1.699
2012	-32.247 (0.771)	2.615 (1.247)	0.349 (0.317)		-0.026 (-0.138)	0.541	4.535 *	1.063
2013	-63.397 (-1.705)	4.301* (2.352)	0.857 (0.766)		-0.125 (-0.644)	0.606	5.611 **	1.041

주1. ()의 값은 Newey-West White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors를 이용한 t-통계량,
 주2. ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

한국의 대미국 수출에 대한 장기소득탄력성은 2011년을 제외하고 모든 기간에 걸쳐 양(+)으로 나타났고, 2010년부터 2012년의 경우 유의하지 않은 것으로 나타났고, 이를 제외한 나머지 연도의 경우 대부분 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타났다.(단, 2009년도의 경우

5%유의수준에서, 2013년도의 경우 10%의 유의수준에서 유의한 것으로 나타남) 분석기간을 모두 포함하여 분석한 전 기간의 장기소득탄력성은 2.125로 나타났으며, 유의수준 1%에서 유의한 것으로 분석되었다. 한편, 2008년 글로벌 금융위기 이전 연도들의 장기소득탄력성의 평균은 3.027이었고, 2008년 글로벌 금융위기 이후에는 2.178로 나타나 약 0.849의 차이를 보였다. 장기소득탄력성의 연도별 추세변화를 살펴보면 1999년부터 2007년까지 대체로 상승세를 유지하였고, 2008년부터 하락하여 2011년도에는 가장 낮은 -0.177 을 나타낸 이후 다시 증가세를 보였으며, 특히, 2013년도 장기소득탄력성이 4.301로 분석기간 중 가장 높은 수치를 기록하였다.

한국의 대미국 수출에 대한 연도별 장기실질환율탄력성의 경우 1999년부터 2005년까지는 음(-)의 값을 나타냈고, 1999년과 2005년을 제외하고 유의수준 10%에서 유의하게 나타났다. 반면 2006년부터는 2011년을 제외하고 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나 경제이론과 부합하는 결과를 보였으나, 유의하지는 않았다. 분석기간을 모두 포함하여 분석한 실질환율 탄력성은 -0.271 로 나타나 경제이론에 부합하지 않았으나 통계적 유의성을 확보하지는 못하였다. 2008년 글로벌 금융위기 이전 연도들의 장기실질환율탄력성의 평균은 -0.392 으로 나타난 반면, 2008년 글로벌 금융위기 이후에는 0.209으로 나타났다.

V. 결론

본 연구에서는 한국의 전통적 수출상대국이었던 미국시장의 중요성 고려하여 1990년부터 2013년까지 연간 자료를 통해 한국의 대미국 수출 결정요인이 수출에 미치는 장기적 영향에 대해 살펴보았다. 이를 위해 미국의 실질GDP와 원/달러 실질환율을 독립변수로 하고, 한국의 대중국 실질수출을 종속변수로 하는 한국의 대미국 수출함수를 설정하여 이들 독립변수들의 한국의 대미 수출에 대한 장기탄력성을 추정하고 그 변화추세를 살펴보았다. 또한 1997년 한국의 IMF위기와 2008년 미국발 글로벌 금융위기 등 대·내외적 경제적 충격이 한국의 대미국 수출에 영향을 주었을 것이라는 판단에 따라 이들 효과를 반영하기 위해 기본모형을 2가지 형태로(수정모형 1, 수정모형 2) 변형하여 분석하였다.

먼저, 시계열 자료의 안정성을 확인하기 위해 단위근 검정을 실시하였으며, 그 결과 모든 변수들이 수준변수에서 단위근을 가지고, 차분변수의 경우 안정적인 시계열인 것으로 나타났다. 단위근을 가지는 변수들 간의 장기적 관계를 살펴보기 위해 요한슨(Johansen) 공적분 검

정을 실시하였으며, 그 결과 공적분이 확인되어 VECM을 통해 장·단기 추정식을 구하였다. 이 때 본 연구의 목적에 따라 장기적 관계에 대한 분석을 실시하고, 단기적 동학관계에 대해서는 분석을 실시하지 않았다.

공적분 검정과 VECM을 통해 구한 장기 추정식의 분석결과 장기소득탄력성과 장기환율탄력성 모두 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타나 이론적인 예상과 일치하였고, 모두 통계적으로 유의하였으며, OLS분석결과에서도 수정모형 2에서 장기실질환율탄력성이 음의부호를 가지는 것을 제외하고 대체로 VECM 분석결과와 유사하였다. 이러한 분석결과는 기존의 연구 결과들을 다시 한 번 확인시켜 주는 것으로, 미국의 실질소득과 원/달러 실질환율은 한국의 대미국 수출에서 영향을 미치는 중요한 변수임을 의미한다.

보다 구체적으로 VECM을 통한 장기소득탄력성의 경우 기본모형은 2.849, 수정모형 1은 2.938, 수정모형 2의 경우 2.890으로 나타났고, 추세를 포함할 경우 기본모형 1은 2.063, 수정모형 1은 2.026, 수정모형2는 2.073으로 나타났다. OLS분석결과에서도 한국의 대미국 장기소득탄력성은 VECM의 분석 결과와 유사하였는데, 기본모형은 3.015, 수정모형 1은 2.949, 수정모형 2는 2.215로 추정되었다. VECM을 이용한 장기실질환율탄력성 경우 기본모형은 0.962, 수정모형 1은 0.937, 수정모형 2는 0.972로 추정되었고, 추세를 포함하였을 경우 기본모형은 1.129, 수정모형 1은 1.145, 수정모형 2는 1.148로 나타났고, 모두 유의수준 1%에서 유의하였다. OLS분석을 통한 장기실질환율탄력성의 경우 기본모형은 0.347로 유의수준 10%에서, 수정모형 1은 0.566로 유의수준 1%에서 각각 통계적으로 유의하였으나, 수정모형 2에서는 -0.217로 음(-)의 부호를 가지는 것으로 분석되었으나 유의하지는 않았다.

한편, 본 연구에서는 연도별 장기탄력성의 변화를 살펴보기 위해 전향적 회귀분석을 실시하였다. 분석결과 연도별 장기소득탄력성의 경우 수정모형 2의 2011년도에서 음(-)의 부호를 가지는 것을 제외하고 모든 모형과 연도에서 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났고, 수정모형 2의 2010년부터 2013년까지를 제외하고 전반적으로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 연도별 장기소득탄력성의 변화추이의 경우 모든 모형에서 2008년 글로벌 금융위기 전까지 비교적 높은 수준을 유지하다가 2008년 글로벌 금융위기 이후 급격한 감소를 보였으며, 최근 다시 2000년대 수준으로 다시 회복세를 보인 것으로 나타났다. 최근 2~3년간의 상승세는 한미 FTA 발효와 미국의 양적완화 이후 미국 경제가 다시 조금씩 회복하는 모습을 보였기 때문인 것으로 판단된다.

연도별 장기실질환율탄력성의 분석결과를 살펴보면 기본모형의 경우 2002년, 2003년 및 2009년을 제외하고 모두 양(+)의 부호를 나타냈으나, 1999년과 2006년에서만 5% 유의수준에

서 유의하였다. 수정모형 1의 경우 2009년을 제외하고 모든 연도에서 양(+)의 부호를 나타냈고, 2000년, 2000년 및 2006년에는 1% 유의수준에서, 1999년과 2001년의 경우 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 수정모형 2의 경우 1999년부터 2005년까지와 2011년에서 음(-)의 부호를 나타냈고, 나머지 연도에서는 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났는데, 특히, 음(-)의 부호를 보였던 기간 중 2000년부터 2004년까지 10% 유의수준에서 유의한 것을 제외하고는 나머지 연도에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 수정모형 2를 제외하고 2008년 글로벌 금융위기 이전 연도들의 장기실질환율탄력성의 평균이 글로벌 금융위기 이후의 연도들의 평균보다 더 크게 나타나 실질환율에 대한 대미 한국수출의 민감도가 감소한 것으로 분석되었다.

본 연구에서는 한국의 대미국 수출의 결정요인들의 장기탄력성과 그 변화를 살펴보았다. 이를 통해 미국의 경제가 비교적 안정적이거나 한미FTA 발효와 같이 한국의 대미 수출 여건이 호전될 경우 한국의 대미 수출 또한 긍정적임을 확인할 수 있었다. 또한 한국의 대미수출에 있어 환율에 대한 민감도는 글로벌 금융위기 이후 감소하고 있는 것으로 분석되었다.

한편, 본 연구에서는 기존의 연구들에서 제기하고 있는 중국을 경유하여 이루어지는 간접수출 효과는 제외되어 있다. 만약 이러한 부분까지 고려할 경우 최근 현상적으로 보여지고 있는 한국의 수출시장으로서의 미국의 위상 하락과는 다르게 미국은 여전히 한국에 있어 중요한 수출시장이라고 할 수 있을 것이다. 따라서 한국, 중국 및 미국 사이의 무역구조의 특징을 포함한 모형설정을 통해 이들 사이의 수출구조를 파악해 보는 것은 의미 있는 작업이 될 것이다.

참 고 문 헌

- 김태기·주경원, “한국과 동아시아 국가 간 수평적·수직적 산업내 무역과 FDI에 관한 연구”, 「대외경제연구」, 제11권 제1호, 대외경제정책연구원, 2007.
- 박상준, “우리나라의 수출에 미치는 환율의 영향력: 구조변화의 가능성을 중심으로”, 「시장경제분석」, 제40집 1호, 서강대학교 시장경제연구소, 2011.
- 오호영·심해정, “2008년 세계금융위기 이후 수출경쟁력의 변화와 시사점: 미국 및 중국시장을 중심으로”, 「Trade Focus」, Vol. 12(16), 한국무역협회, 2013.
- 오호일·박용진, 「동아시아 수출과 미국경기와의 연동관계」, 대외경제정보, 2006-80, 한국은

- 행, 2006.
- 이재량 · 이병창, “업종별 실질실효환율을 이용한 우리나라 제조업의 가격 경쟁력 분석”, 「경제분석」, 제 11권 4호, 한국은행 금융경제연구원, 2005.
- 정철 · 김정렬 · 김혁황 · 성한경, 「한국의 교역구조와 경상수지 변동요인 분석」, 대외경제정책연구원, 2008.
- 최창규, “대미 · 대일 실질환률과 수출입간의 관계분석”, 「경제분석」, 제4권 제1호, 한국은행 금융경제연구원, 1998.
- 허찬국, 「위안화와 엔화가 한국의 대중국 수출에 미치는 영향 분석」, 한국경제연구원, 2014.
- 현대경제연구원, “미국 경기 회복이 한국 경제에 미치는 영향”, 「현안과 과제」 14-04호, 2014.
- Arize, A. C., T. Osang, and D. J. Slottje, “Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC’s,” *Journal of Business and Economic Statistics* Vol. 18(1), 2000.
- Baak, S. J., “The Bilateral Real Exchange Rates and Trade between China and the US,” *China Economic Review* Vol. 19(2), 2008.
- Baum, C. F., M. Caglayan, and N. Ozkan (2001), “Exchange Rate Effects on the Volume of Trade Flows: an Empirical Analysis Employing High-Frequency Data. Manuscript,” *Computing in Economics and Finance* Vol. 2001(85), 2001.
- Chou, W. L., “Exchange Rate Variability and China’s Exports,” *Journal of Comparative Economics* Vol. 28(1), 2000.
- Dickey, D. and Fuller, W. A., “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association* Vol. 74, 1979.
- Ha, J, J. Lee and L. Sumulong, “Rebalancing Growth in the Republic of Korea,” ADBI Working paper 224, Asian Development Bank Institute., 2010.
- Hill, R. C., W. E. Griffiths, and G. C. Lim, *Principles of Econometrics*, 4th edition, Wiley & Sons, 2011.
- Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, vol. 59, 1991.
- Kose, M. Ayhan, Christopher Otrok, and Eswar S. Prasad, *Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?*, IMF Working Paper WP/08/143, 2008.
- Rose, Andrew K., “The Role Of Exchange Rates In A Popular Model Of International Trade: Does The ‘Marshall-Lerner’ Condition Hold?“, *Journal of International Economics* 30, 1991.

Pesaran, M. H., Y. C. Shin, and R. J. Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics* Vol. 16, 2001.

Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 55, 1987.

ABSTRACT

An Study on Long Run Effects of Determinants on Export of Korean Goods to US.

Mun Seong Choi

In this paper, I estimate long-run elasticities of US real GDP and real exchange rate between Korean Won and US Dollar on export of Korean goods to US and analyze changes in their trend by using VECM and rolling regression with a fixed window. For the purposes I use the year data from 1990 to 2013 which are selected from UNCTAD, Korea Trade Association(KTA), and Bank of Korea(BOK).

The results are that the long-run elasticities of US real GDP vary from 2.849 to 2.938 for the period from 1990 to 2013 depending on the models in VECM and all of them are significant statistically. The elasticities of real exchange rate between Korean WON and US Dollar vary from 0.962 to 0.967 for the same period depending on the models in VECM and all of them are significant statistically.

In case of the results through the OLS and the rolling regression, the long-run elasticities of US. real GDP are 3.015 for Basic Model, 2.949 for the modified Model 1, and 2.125 for the modified Model 2 for the period from 1990 to 2013 depending on the models and all of them are significant statistically. The average of long-run elasticities of real US GDP before the global financial crisis of 2008 is greater than that after the global financial crisis of 2008. On the other hand, the long-run elasticities of real exchange rate between Korean WON and US \$ are 0.347 for Basic Model, 0.566 for the modified Model 1, and -0.217 for the modified Model 2 for the same period and all of them are significant statistically except for the modified Model 2. The average of long-run elasticities of real exchange rate before the global financial crisis of 2008 is greater than that after the global financial crisis of 2008.

Key Words : Korean Exports, Long-run Elasticities, Cointegration, Rolling Regression