

환율, GDP, 해외직접투자가 한국의 대동아시아 수출에 미치는 영향: 패널 FMOLS기법의 적용

Effects of Exchange Rate, GDP, ODI on Export to the East Asia:
Application the Panel FMOLS Approach

김창범(Chang-Beom Kim)

전남발전연구원 전문연구위원

목 차

- | | |
|-----------------|-------------|
| I. 서론 | IV. 요약 및 결론 |
| II. 선행연구의 검토 | 참고문헌 |
| III. 모형설정과 실증분석 | Abstract |

국문초록

본 논문은 패널 단위근, 패널 공적분, 패널 인과성 검정, 패널 FMOLS(fully modified OLS) 기법을 이용하여 한국의 대 동아시아 수출 결정요인을 분석하였다. 분석결과 변수들이 패널 단위근 검정을 통하여 단위근을 가지며 1차 차분 후 안정적인 자료로 전환됨을 알 수 있었으며, 패널 공적분 통계량 모두 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각함으로써 적어도 하나의 공적분 벡터가 존재함을 알 수 있었다. 다음으로 패널 벡터오차수정모형을 도입하여 동태적 인과성 분석을 실시하였다. GDP변동이 수출변동에 영향을 미치고 수출변동이 GDP변동에 영향을 미침으로써 수출과 GDP 간에 쌍방향적 인과관계가 존재함을 알 수 있었다. 그리고 ODI변동의 오차수정항 계수가 수출변동의 오차수정항 계수보다 약 1.65배 크게 나타나 ODI의 불균형에서 균형으로 조정속도가 수출보다 1.7배 정도 빠름을 확인할 수 있었다. 이와 더불어 패널 GM FMOLS 결과 환율이 1% 상승했을 때 수출이 0.28% 감소하고, GDP가 1% 증가했을 때 수출은 0.77% 증가하고, 해외직접투자가 1% 증가했을 때 수출은 0.11% 증가함을 알 수 있었다.

주제어 : 동아시아, 수출, 패널 공적분, 해외직접투자, 환율, 패널 FMOLS

I. 서론

경제규모 면에서 동아시아지역¹⁾이 전 세계에서 차지하는 비중은 1990년 18.4%에서 2010년 22.6%로 증가해, 2010년 현재 경제규모 면에서 미국 23.1%나 EU 15개국 23.8%와 대등한 수준이다. 동아시아의 교역규모는 지난 20년간 빠르게 상승해, 2010년 동아시아지역이 세계 수출과 수입에서 차지하는 비중이 각각 25.8%와 22.6%에 달해 EU의 비중 29.3%와 29.2%에 근접하고 있다. 또한 지난 20년간 동아시아지역으로의 외국인직접투자는 빠르게 증가해, 전 세계 외국인직접투자(유량)에서 동아시아가 점유하는 비중이 1990년 9.2%에서 2010년 15.3%로 급격히 높아졌다. 그리고 한국의 동아시아 역내의존도는 1990년 32.5%, 1995년 38.9%, 2000년 40.1%, 2005년 45.4%, 2010년 50.5%로 나타나 매우 높은 수준임을 알 수 있다(이창재·방호경, 2011). 이와 더불어 아시아 금융위기 이후 아시아 역내 금융통합이 무역통합에 비해 미흡하며 풍부한 역내 자금의 효과적인 역내 유통과 국내외 충격으로부터의 탄력성 제고를 위해서 자본시장의 발전이 긴요하다는 콘센서스가 형성되었는데, 이와 같은 콘센서스는 최근 세계 금융·경제위기 이후 더욱 부각되었다(장홍범, 2011).²⁾

이처럼 역내 무역의존도가 커지고 금융협력이 확대됨에 따라 우리나라의 동아시아지역 내에서 수출을 증가시키기 위한 전략이 필요하며, 대 동아시아 수출의 결정요인을 식별하는 것은 매우 중요하다. 본 연구는 기존 연구와 차별적으로 최근 개발된 패널 VECM(vector error correction model)을 이용하여 동태적 인과성 분석을 실시하여 단기와 장기 균형관계를 분석하였다. 이러한 배경하에서 본 논문은 패널 단위근, 패널 공적분, 패널 인과성 분석, 패널 GM FMOLS와 같은 패널 분석 기법을 이용하여 환율, GDP, 해외직접투자가 한국의 대 동아시아 수출에 미치는 영향의 방향과 크기를 분석한다.

II. 선행연구의 검토

대 동아시아 수출의 결정요인에 대한 많은 연구가 시도되고 있지만 분석 대상국가, 분석자

1) ASEAN+3로 한정하여 살펴본다.

2) ASEAN+3 체제 아래서 치앙마이 이니셔티브(CMI: Chiang Mai Initiative), 치앙마이 이니셔티브 다자화(CMIM: Chiang Mai Initiative Multilateralization), 아시아 채권시장 육성 이니셔티브(ABMI: Asian Bond Market Initiative), 그리고 경제동향 점검 및 정책대화(ERPD: Economic Review and Policy Dialogue) 등이 추진되었다.

료, 분석방법에 따라 상이한 결과가 도출되고 있다.

Reppas and Christopoulos(2005)는 22개 아시아 및 아프리카 개도국 표본을 사용하여 수출과 산출성장 간 관계를 조사하였다. 그들은 이질적 패널자료에 적합한 FMOLS 기법 한 종류만으로 성장과 수출간 구조적 관계를 추정하였다. 분석결과 그들은 경제성장이 수출 증가의 원인이 될 수 있음을 밝혔다. Hsiao and Hsiao(2006)은 동아시아지역(중국, 한국, 대만, 홍콩, 싱가포르, 말레이시아, 필리핀, 태국)을 대상으로 FDI, 수출, GDP간의 패널인과성 분석으로 FDI가 수출과 GDP에 직접적으로 일방향 인과성이 있음을 밝히고 있다. 이와 더불어 GDP와 FDI간에는 쌍방향의 인과성이 존재하는 것으로 나타났다. Fang *et al.*(2006)은 환율변동과 환위험이 아시아 8개국에 미치는 영향을 분석하였다. 이론적으로 자국통화의 평가절하기에는 수출이 증가하지만, 환율변동성의 증대와 결합되면 수출이 감소시킬 수 있음을 밝히고 있다. 인도네시아, 일본, 싱가포르, 대만의 경우는 환위험이 수출이 확실히 감소시키지만, 한국과 태국에 있어서는 그 효과가 없는 것으로 분석하였다.

〈표 1〉 선행연구의 요약

연구자	분석대상국	분석기법	분석결과
Reppas and Christopoulos(2005)	22개 아프리카 국가	패널 FMOLS	경제성장이 수출의 원인변수
Hsiao and Hsiao(2006)	동아시아 8개국	패널 인과성 분석	GDP와 FDI간 쌍방 인과성
Fang <i>et al.</i> (2006)	아시아 8개국	패널 분석	환율변동성이 수출에 부정적
Nasreen(2011)	동아시아 8개국	패널 FMOLS	경제성장이 수출에 유의한 영향
전상준(2007)	아시아 12개국	패널 DOLS 패널 FMOLS	경제성장과 수출의 쌍방 인과성
심성훈(2012)	동아시아 4개국	패널 DOLS	경제성장과 수출의 쌍방 인과성
김창범(2012)	동아시아 10개국	패널 DOLS	해외직접투자가 수출에 긍정적

Nasreen(2011)은 파키스탄, 인도, 스리랑카, 방글라데시, 말레이시아, 인도네시아, 태국, 필리핀 동아시아 8개국을 대상으로 1975년에서 2008년 기간 동안의 패널자료를 이용하여 수출과 성장 간 인과관계를 분석하였다. 먼저 FMOLS결과 수출이 성장에 미치는 영향보다는 성장이 수출에 미치는 영향이 매우 크게 나타났으며, 인과성 검정 결과 성장이 수출로 일방적 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.

전상준(2007)은 아시아 국가들의 수출은 GDP 수준 제고에 유의한 양의 효과를 가지며, 동

시에 GDP 증대도 수출을 확대시키는 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 양방향 장기균형 관계가 수출과 성장간에 존재함을 밝히고 있다. 이러한 수출과 성장간의 양의 양방향 장기균형 관계는 대체적인 통제변수의 포함에도 상관없이 통계적으로 강건함을 분석하였다. 송유철·원용걸(2011)은 한국, 말레이시아, 필리핀, 태국의 경우는 실질실효환율이 순수출과 경제성장을 초래하지만, 홍콩과 인도네시아의 경우는 실질실효환율이 GDP에만 영향을 준다는 사실을 밝히고 있다. 심성훈(2012)은 패널 공적분, 패널 인과관계 및 패널 DOLS 기법을 사용하여 동아시아 4개국의 수출과 성장간의 관계를 분석하였다. 분석결과, GDP, 수출, 수입, 자본 및 노동간에는 장기적으로 공적분 관계가 형성되는 것으로 나타났으며, 오차수정모형을 이용한 패널 인과관계에 의하면 장기적으로 수출과 성장 간에는 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 김창범(2012)은 패널 단위근, 패널 공적분, 패널 DOLS기법을 이용하여 한국의 동아시아지역으로의 직접투자가 수출입에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 우리나라의 동아시아지역으로 1%의 직접투자가 증가하면 수출이 시간더미가 없는 경우(있는 경우) 0.47%(0.27%) 증가한 것으로 나타났으며, 수입은 0.40%(0.09%) 증가하는 것으로 분석하였다. 또한 중국, 홍콩, 말레이시아, 싱가포르, 베트남의 경우 해외직접투자가 수출입을 증가시켰으며, 반면에 인도네시아의 경우 해외직접투자가 수출입을 감소시킨다는 것을 밝히고 있다.

Ⅲ. 모형설정과 실증분석

1. 모형설정

본 논문에서는 동아시아지역에 대한 수출의 결정요인을 분석하기 위하여 동아시아 10개국(중국, 일본, 홍콩, ASEAN 7개국³⁾)의 1992년부터 2010년까지 균형 패널 자료를 사용한다. 그리고 대 동아시아 수출의 결정요인을 분석하기 위하여 다음과 같은 형태의 패널 방정식을 도입한다.

$$EX_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 ODI_{it} + \mu_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

3) 한국의 대 ASEAN 수출입의 경우 캄보디아와 라오스는 각각 1997년과 1996년부터 자료가 존재한다. 그리고 브루나이에 대한 직접투자 실적은 미미하기 때문에 분석 대상국으로는 ASEAN지역에서 인도네시아, 미얀마, 필리핀, 말레이시아, 싱가포르, 태국, 베트남 7개국이 선정되었다.

여기서 EX_{it} 는 동아시아 국가 i 에 대한 시점 t 에서의 우리나라의 수출액을, ER_{it} 은 동아시아 i 국가 통화의 t 시점에서 대 원화표시 환율을, GDP_{it} 는 동아시아 국가 i 의 시점 t 에서의 GDP(국내총생산)를, ODI_{it} 는 우리나라의 동아시아 국가 i 에 대한 시점 t 에서의 해외직접투자액을, μ_{it} 는 오차항을 의미한다.⁴⁾ 자료는 한국무역협회, 한국은행, 한국수출입은행의 웹사이트와 IMF의 IFS(International Financial Statistics)에서 구하였다.

2. 패널 단위근 검정

여러 가지 다양한 패널 단위근 검정은 패널자료에 대하여 식 (2)와 같은 AR(1) 과정에서 시작한다.⁵⁾

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it}' \delta + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 $i = 1, 2, \dots, N$ 과 $t = 1, 2, \dots, T$ 은 각각 횡단면과 시계열을 나타낸다. X_{it} 는 모형의 외생변수로 고정효과나 시간추세를 포함시킬 수 있다. ρ_i 는 자기회귀계수이며, ϵ_{it} 는 상호독립적이고 고유특성을 갖는 오차항을 나타낸다. 만약 $|\rho_i| < 1$ 이면 y_i 는 추세 안정적이고, $|\rho_i| = 1$ 이면 y_i 는 단위근을 가지게 된다. 검정을 위해서는 ρ_i 에 대한 가정이 필요하다.

Im, Pesaran, and Shin(2003, 이하 IPS) 검정은 횡단면에서 ρ_i 가 자유롭게 변동하는 것⁶⁾을 가정하고 있다. IPS 검정은 각 횡단면에 대해 식 (3)과 같은 별도의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 회귀식을 이용한다.

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it}' \delta + \epsilon_{it} \quad (3)$$

<표 2>는 도입된 변수들 사이의 패널 공적분 관계의 존재여부를 판단하기 위한 사전적 단계로 이용된 변수들의 패널 단위근 검정 결과를 보여주고 있다. 모든 수준변수들이 단위근을 가지며 1차차분 후 안정적인 자료로 변화됨을 알 수 있다.

4) 모든 변수는 자연대수를 취하였다.

5) 패널 단위근을 적용한 최근의 연구로는 장병기(2009), 최종일·김창범(2010), 모수원(2011), 김창범(2012) 등이 있다.

6) 이것은 횡단면 자료간의 이질성을 허용한다는 의미이다.

〈표 2〉 IPS 패널 단위근 검정

		수출	환율	GDP	ODI
수준	상수항	-1.327	-1.567	-0.639	-0.211
	상수항+추세	-1.250	-1.498	-0.584	-0.299
차분	상수항	-4.033***	-3.393***	-3.376***	-10.474***
	상수항+추세	-2.858***	-2.613***	-2.593***	-6.457***

- 주) 1. 상수항(individual constant)이 포함된 경우이며, SIC(Schwarz Information Criterion) 기준 최적 시차는 1로 나타남.
 2. 귀무가설은 모두 “단위근이 존재한다”이며, “***”는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

3. 패널 공적분 검정

도입된 변수들이 $I(1)$ 과정을 따르는 것이 확인됨에 따라 변수들이 장기적 균형 관계를 갖는지에 대해 패널 공적분 검정을 실시할 필요가 있다. Pedroni(1999)는 우선적으로 식 (4)를 이용하여 회귀잔차를 구해야 함을 밝히고 있다.⁷⁾

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (4)$$

$$t = 1, \dots, T; \quad i = 1, \dots, N; \quad m = 1, \dots, M$$

여기서 T , N , M 은 각각 시계열, 횡단면, 회귀변수의 수를 의미한다. $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$ 는 패널구성에 따라 달라지며, α_i 는 개별적인 특정상수를 나타낸다. 그리고 Pedroni(1999, 2001)는 여러 가지 패널 공적분 검정 통계량을 보여주고 있다. 그룹내 통계량은 자료를 결합하여 일시에 검정하는 것이며, 그룹간 통계량은 각 개별 자료에 대하여 통계량을 구한 후 이를 평균하여 전체에 대한 통계량을 구하는 것이다.

이러한 차이는 추정 잔차의 자기회귀계수 γ_i 에서 나타난다. 패널의 모든 그룹들은 공적분 관계가 성립하지 않는다는 가설을 검정함에 있어서 그룹내 통계량과 그룹내 통계량의 모든 i 에 대해 귀무가설은 $\gamma_i = 1$ 로 동일하며, 그룹내 통계량의 대립가설은 $\gamma_i = \gamma < 1$ 이며 그룹간 통계량의 대립가설은 $\gamma < 1$ 이다. 본 논문에서는 비모수적 방법인 PP(Phillips-Perron) t -통계량과 모수적 방법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) t -통계량과 유사한 패널 PP검정과 패널 ADF

7) 패널 공적분을 적용한 최근의 연구로는 장병기(2009), 최종일·김창범(2010), 모수원(2011), 김창범(2012) 등이 있다. 패널 공적분의 이론적 도입 부분에서 본 논문은 이러한 문헌들을 참조하였다.

검정 및 그룹 패널 PP검정과 그룹 패널 ADF검정을 실시하며, 검정 통계량은 식 (5)-식 (8)에 제시되어 있다.⁸⁾

$$\text{패널 PP } t\text{-통계량: } Z_{N,T} = \left(\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\text{패널 ADF } t\text{-통계량: } Z'_{N,T} = \left(\hat{s}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (6)$$

$$\text{Group PP } t\text{-통계량: } N^{-1/2} \tilde{Z}_{N,T} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \quad (7)$$

$$\text{Group ADF } t\text{-통계량: } N^{-1/2} Z^*_{N,T} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (8)$$

여기서, $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s}$, $\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2$, $\hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i$,

$$\hat{\sigma}_{N,T}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2, \quad \hat{s}_i^{*2} = \frac{1}{t} \sum_{t=1}^t \hat{\mu}_{i,t}^{*2}, \quad \hat{s}_{N,T}^{*2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2},$$

$$\hat{L}_{11i}^{-2} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{i,t} \hat{\eta}_{i,t-s}$$

잔차 $\hat{\mu}_{i,t}$, $\hat{\mu}_{i,t}^*$, $\hat{\eta}_{i,t}$ 는 다음과 같은 회귀식을 이용하여 구해진다.

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t}, \quad \hat{e}_{i,t}^* = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1}^* + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\mu}_{i,t}^*, \quad \Delta y_{i,t} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta x_{mi,t} + \hat{\eta}_{i,t}$$

<표 3> 패널 PP와 ADF 공적분 검정

그룹내(within-dimension)	Panel PP 통계량	-3.631***
	Panel ADF 통계량	-2.373**
그룹간(between-dimension)	Group PP 통계량	-3.546***
	Group ADF 통계량	-2.583**

주) 1. 시간더미가 포함된 경우임.
 2. 귀무가설은 “패널의 모든 그룹들은 공적분되지 않는다”이며, ‘***’과 ‘**’는 1%와 5% 수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

<표 3>은 도입된 변수들 간의 패널 공적분 검정 결과를 보여주고 있다. 그룹내(within-dimension)과 그룹간(between-dimension)의 통계량 모두가 1%와 5% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각함으로써 적어도 하나의 공적분 벡터가 존재함을 나

8) 식 (5)-식 (8)은 Pedroni(1999)의 <표 1>를 요약·정리한 내용임.

타내 주고 있다.

이와 더불어 Maddala and Wu(1999)는 Johansen(1988) 방식⁹⁾이 결합된 패널 공적분 검정을 제시하였다. 만약 π_i 가 횡단면 i 에 대한 개별 공적분 검정으로부터 도출된 p 값(p -value)이라면, 패널 공적분 검정 통계량과 분포는 식 (9)와 같다.

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \sim \chi^2_{2N} \tag{9}$$

Johansen방식이 결합된 Maddala and Wu의 패널 공적분 검정 결과가 <표 4>에서 제시되어 있는데 적어도 두 개의 공적분 벡터가 존재하는 것을 알 수 있다.

<표 4> Maddala and Wu의 패널 공적분 검정

	$\lambda_{trace}(r)$		$\lambda_{max}(r, r+1)$
$r = 0$	200.2***	$r = 0 r = 1$	157.3***
$r \leq 1$	82.76***	$r = 1 r = 2$	73.98**
$r \leq 2$	30.02	$r = 2 r = 3$	24.83
$r \leq 3$	27.77	$r = 3 r = 4$	27.77

- 주) 1. “***”과 “**”는 각각 1%와 5% 유의수준에서 “공적분 벡터가 존재하지 않는다($r = 0$)”는 귀무가설이 기각됨을 의미함.
 2. 유의수준은 점근적인 Mackinnon-Haug-Michelis(1999)에 근거한 χ^2 분포를 이용하여 계산됨.

4. 패널 동태적 인과성 검정

공적분벡터가 존재하는 것으로 나타남에 따라 수출, 환율, GDP, ODI 상호간의 동태적 인과성을 살펴보기 위하여 다음과 같은 패널 벡터오차수정모형(panel vector error correction model)을 도입한다(Canning and Pedroni, 2001).

$$\Delta EX_{it} = c_{it} + \theta_{1i} ECT_{1it-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_{11ik} \Delta EX_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{12ik} \Delta ER_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{13ik} \Delta GDP_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{14ik} \Delta ODI_{i,t-k} + \xi_{1it} \tag{10}$$

9) Johansen 공적분 검정은 “최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다”는 가설에 대한 우도비검정통계량(likelihood ratio test statistic)인 λ_{trace} 와 최대특성근(maximum eigenvalue) 통계량인 λ_{max} 를 이용한다.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad ; \quad \lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

$$\Delta ER_{it} = c_{2i} + \theta_{2i} ECT_{2it-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_{21ik} \Delta EX_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{22ik} \Delta ER_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{23ik} \Delta GDP_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{24ik} \Delta ODI_{i,t-k} + \xi_{2it} \quad (11)$$

$$\Delta GDP_{it} = c_{3i} + \theta_{3i} ECT_{3it-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_{31ik} \Delta EX_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{32ik} \Delta ER_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{33ik} \Delta GDP_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{34ik} \Delta ODI_{i,t-k} + \xi_{3it} \quad (12)$$

$$\Delta ODI_{it} = c_{4i} + \theta_{4i} ECT_{4it-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_{41ik} \Delta EX_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{42ik} \Delta ER_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{43ik} \Delta GDP_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{44ik} \Delta ODI_{i,t-k} + \xi_{4it} \quad (13)$$

식 (10)-(13)은 표준 패널 그랜저검정이 무시하고 있는 전과경로를 패널 오차수정모형의 오차수정항을 통해 파악할 수 있는 장점을 가지고 있다. 즉 패널 벡터오차수정모형은 그랜저 인과성검정을 단기와 장기로 구분하는 것을 가능케 한다. 변수들이 공적분 관계를 갖게 되면, 장기균형으로부터의 단기적 괴리는 종속변수의 변동에 또 다시 영향을 미쳐 장기균형으로 수렴하게 한다. 또한 차분된 설명변수들의 F 값은 단기 인과성을 나타내며, 장기 인과관계는 오차수정항의 t 통계량의 유의성을 통해 알 수 있다. 또한 오차수정항(ECT: error correction term)은 장기 공적분 관계로부터 도출되었기 때문에 장기 정보를 가지고 있다(모수원·김창범, 2003).

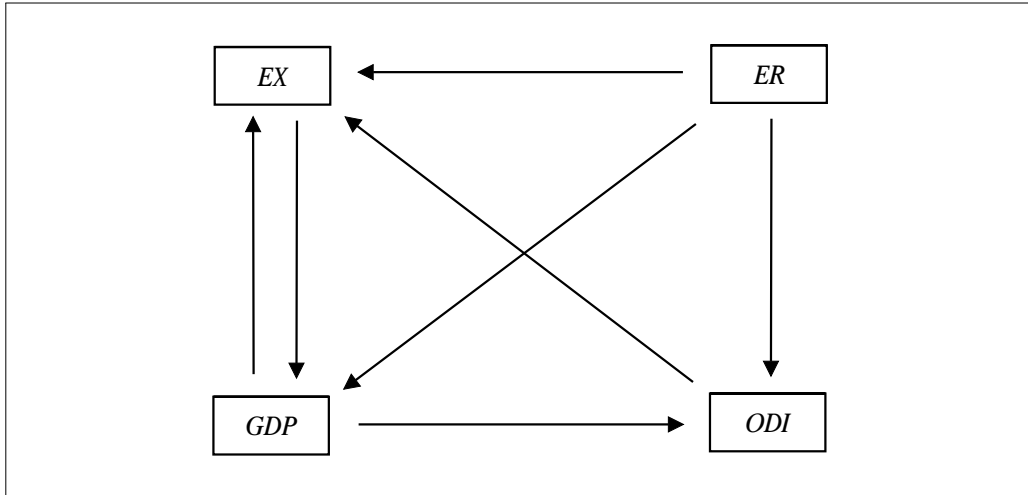
<표 5> 패널 동태적 인과성 검정

	F 통계량				ECT (t 통계량)
	ΔEX	ΔER	ΔGDP	ΔODI	
ΔEX		12.477***	6.586***	2.677*	-0.3220*** (-4.904)
ΔER	0.285		0.228	0.232	-0.0409 (-0.971)
ΔGDP	3.281**	5.037***		0.019	-0.0033 (-0.055)
ΔODI	0.469	2.417*	2.785**		-0.5320*** (-5.395)

주) 1. “***”, “**”, “*”는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2. 최적 시차수는 SIC(schwarz information criterion)에 따라 선정됨.

<표 5>와 <그림 1>은 패널 벡터오차수정모형을 이용한 패널 동태적 인과성 검정 결과를 보여주고 있다. GDP변동이 수출변동에 영향을 미치고 수출변동이 GDP변동에 영향을 미침으로써 수출변동과 GDP변동 상호간에 쌍방향 인과관계가 존재함을 알 수 있다.



〈그림 1〉 패널 동태적 인과성 검정

또한 환율변동이 수출변동, GDP변동, ODI변동에 일방적 영향을, ODI변동이 수출변동에 일방적 영향을, GDP변동이 ODI변동에 일방적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 수출변동과 ODI변동이 단기적 불균형을 장기적으로 조정하는 역할을 수행하나¹⁰⁾, ODI변동의 오차수정항 계수가 수출변동의 오차수정항 계수보다 약 1.65배 크게 나타나고 있다. 이는 ODI변동의 불균형에서 균형으로 조정속도가 수출변동보다 1.7배 정도 빠름을 의미한다.

5. 패널 FMOLS의 추정

수출, 환율, GDP, 해외직접투자 사이에 공적분 관계가 존재한다는 사실이 확인되었으므로 이들 변수들의 장기균형관계를 확인하기 위하여 공적분 벡터를 추정할 필요가 있다. 여기서는 그룹간(between-dimensional) 패널 FMOLS를 이용한다. 그룹간 패널 FMOLS의 추정(Pedroni, 2001)은 아래와 같은 회귀식으로부터 추정한다.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (14)$$

우선적으로 자료들을 $y_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i)$ 와 $x_{it} = (x_{it} - \bar{x}_i)$ 변형시킨 후 식 (14)를 추정한다. u_{it} 는

10) 이러한 결과는 Maddala and Wu 패널 공적분 검정 결과와 일치한다.

추정된 오차항이고 $\epsilon_{it}^* = (x_{it} - \bar{x}_i)$ 이며, Ω 와 Δ 는 각각 $\omega_{it} = (u_{it}, \epsilon_{it}')$ 의 장기공분산 행렬과 편향된 장기공분산행렬을 의미한다. 그리고 그룹간 패널 FMOLS 추정량(β_{BDFM}^*)은 식 (15)와 같으며, N 과 T 가 무한히 증가할수록 정규분포하게 된다.

$$\beta_{BDFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right]^{-1} \times \left[\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) y_{i,t}^* - T \hat{\gamma}_i \right] \quad (15)$$

$$\text{단, } y_{it}^* = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it}, \quad \hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$$

패널 그룹 FMOLS(group-mean FMOLS)을 이용하여 공적분 벡터를 추정한 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 표에서 패널 GM FMOLS 결과를 보면 환율이 1% 상승했을 때 수출이 0.28% 감소하고, GDP가 1% 증가했을 때 수출은 0.77% 증가하고, 해외직접투자가 1% 증가했을 때 수출은 0.11% 증가함을 알 수 있다. 그리고 동아시아 국가별로 환율, GDP, 해외직접투자가 수출에 미치는 영향을 살펴보면 환율 상승에 대해 인도네시아, 미얀마, 태국으로의 수출은 증가하였으며, 중국과 베트남의 수출은 감소하는 것으로 나타났다. 환율이 수출에 미치는 영향력이 큰 순서는 미얀마, 베트남, 태국, 중국, 인도네시아로 분석되었다. 또한 GDP 증가에 대해 미얀마, 필리핀, 말레이시아, 싱가포르를 제외한 6개국에서 통계적 유의성을 갖고 수출이 증가하는 것으로 나타났다. GDP가 수출에 미치는 영향력이 큰 순서는 중국, 태국, 베트남, 일본, 홍콩, 인도네시아로 분석되었다.

<표 6> FMOLS를 이용한 패널 공적분 벡터 추정결과

		환율	GDP	ODI
패널 Individual FMOLS	중국	-0.665*** (-4.338)	1.837*** (24.73)	0.301*** (12.31)
	홍콩	-0.391* (-1.754)	0.360*** (2.794)	-0.042 (-0.798)
	인도네시아	0.151* (2.279)	0.234* (1.799)	0.112** (2.047)
	일본	-0.067 (-0.289)	0.610*** (6.450)	0.075* (1.857)
	미얀마	2.288** (2.601)	-0.825** (-2.191)	0.227*** (4.435)

	필리핀	-1.897 (-1.246)	2.707 (0.907)	0.192* (1.833)
	말레이시아	-4.128 (-1.477)	1.925 (1.600)	0.038 (0.293)
	싱가포르	0.277 (0.359)	-0.108 (-0.102)	-0.142 (-1.506)
	태국	1.104* (1.688)	0.726** (2.715)	0.028 (0.577)
	베트남	-1.447*** (-9.483)	0.649*** (10.07)	0.067*** (2.519)
패널 GM(group-mean) FMOLS		-0.278*** (-3.687)	0.768*** (15.42)	0.113*** (7.455)

주) 괄호 안의 숫자는 *t*통계량이며, '***', '**', '*'는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

그리고 해외직접투자의 증가에 대해 중국, 인도네시아, 미얀마, 필리핀, 베트남으로의 수출이 통계적 유의성을 갖고 증가하는 것으로 나타났다. 해외직접투자가 수출에 미치는 영향력의 크기는 중국, 미얀마, 필리핀, 인도네시아, 베트남 순으로 분석되었다.

IV. 요약 및 결론

본 논문은 환율, GDP, 해외직접투자가 대 동아시아 수출에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석 결과 패널 단위근 검정으로 수준변수는 불안정적이거나 1차 차분변수는 안정적임을 알 수 있었다. 다음으로 불안정적인 변수들 간에 선형 결합 또는 장기적 안정적 관계가 존재하는지를 패널 공적분 검정으로 살펴보았다. 검정 결과 통계량 모두가 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각함으로써 적어도 하나의 공적분 벡터가 존재함을 알 수 있었다. 이에 따라 패널 벡터오차수정모형을 이용하여 패널 동태적 인과성 검정을 실시하였다. 수출변동과 GDP변동 간에 쌍방향적 인과관계가 존재함을 알 수 있었으며, GDP변동이 ODI변동에 일방적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 수출변동과 해외직접투자변동이 단기적 불균형을 장기적으로 조정하는 역할을 수행하나, ODI변동의 불균형에서 균형으로 조정속도가 수출변동보다 매우 빠름을 알 수 있었다. 그리고 동아시아 국가별로 환율, GDP, 해외직접투자가 수

출에 미치는 영향을 살펴본 결과, 환율 상승에 대해 인도네시아, 미얀마, 태국으로의 수출은 증가하였으며, 중국과 베트남의 수출은 감소하는 것으로 나타났다. 환율이 수출에 미치는 영향력이 큰 순서는 미얀마, 베트남, 태국, 중국, 인도네시아로 분석되었다. GDP 증가에 대해 미얀마, 필리핀, 말레이시아, 싱가포르를 제외한 6개국에서 수출이 증가하는 것으로 나타났으며, GDP가 수출에 미치는 영향력이 큰 순서는 중국, 태국, 베트남, 일본, 홍콩, 인도네시아로 분석되었다. 이와 더불어 해외직접투자의 증가에 대해 중국, 인도네시아, 미얀마, 필리핀, 베트남으로의 수출이 증가하는 것으로 나타났으며, 해외직접투자가 수출에 미치는 영향력의 크기는 중국, 미얀마, 필리핀, 인도네시아, 베트남 순으로 나타났다.

결론적으로 동아시아 국가별 환율변동과 경기변동에 대한 모니터링을 강화해야 하며 중국 뿐만 아니라 미얀마, 베트남, 라오스와 같은 ASEAN 저개발국에 대한 지속적인 직접투자가 필요하다. 동아시아지역으로의 수출과 직접투자가 그 지역의 경제성장을 초래하고 다시 수출을 증가시킬 수 있는 구조를 만들어야 한다.

참 고 문 헌

- 김창범, “한국의 대 동아시아 직접투자가 수출입에 미치는 영향: 패널 DOLS기법의 적용,” 「산업경제연구」, 제25권 제3호, 2012, 2027-2039.
- 김혁황·현혜정, “한국의 해외직접투자가 수출입에 미치는 영향,” 「국제통상연구」, 제16권 제3호, 2011, 1-28.
- 모수원, “국립공원 탐방수요의 추정: 패널공적분을 이용하여,” 「관광학연구」, 제35권 제7호, 2011, 323-341.
- 모수원·김창범, “에너지소비와 경제성장의 동태적 인과관계,” 「자원·환경경제연구」, 제12권 제2호, 2003, 327-346.
- 심성훈, “The Export-Growth Nexus: Evidence from Asian NICs,” 「아시아연구」, 제15권 제2호, 2012, 27-52.
- 송유철·원용걸, “동아시아 국가들의 실질환율, 순수출 및 경제성장간의 상호관계 비교 연구: 시계열 및 패널자료 인과관계 분석,” 「금융연구」, Working Paper, 2011, 1-47.
- 이창재·방호경, 「동북아 경제협력에서 동아시아 경제통합까지: 동아시아 시대를 향하여」, 연구보고서, 2011, 대외경제정책연구원.

- 장병기, “산업별 무역수지의 환율 민감성: 패널분석기법을 이용하여,” 「국제통상연구」, 한국국제통상학회, 제14권 제2호, 2009, 65-92.
- 장홍범, “동아시아 금융통합·협력,” 「금융경제연구」, 한국은행, 2011.12.
- 전상준, “아시아 국가에서 수출과 경제성장의 인과관계에 관한 분석,” 「동북아경제연구」, 제19권 제3호, 2007, 141-174.
- 전상준, “Feldstein-Horioka 가설 검증: 아시아 19개국 패널 분석,” 「지식연구」, 명지대학교 금융지식연구소, 제8권 제2호, 2010, 3-26.
- 최종일·김창범, “에너지소비 효율성과 소득 간의 쿠즈네츠형 조정에 관한 연구: 동아시아 10개국의 조정속도를 중심으로,” 「한일경상논집」, 제47집, 2010, 175-198.
- 한국수출입은행, “해외투자가 수출 및 무역수지에 미치는 영향,” Spot Issue(07-2), 2007, 1-20.
- _____, 「해외투자의 수출입 유발효과 분석 및 정책 시사점에 관한 연구」, 2011.
- Canning, D. and Pedroni, P., “The Effects of Infrastructure on Long Run Economic Growth,” Cornell University Department of Economics, *Working Paper*, 2001.
- Choi, I. “Unit Root Tests for Panel Data,” *Journal of Money and Finance*, Vol.20, 2001, 249-272.
- Fang, W.S., Lai, Y.H., and Miller, S.M., “Export Promotion Through Exchange Rate Changes: Exchange Rate Depreciation of Stabilization?” *Southern Economic Journal*, Vol.72, 2006, 611-626.
- Hadri, K., “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *Economic Journal*, Vol.3, 2000, 148-161.
- Hsiao, F.S.T., and Hsiao, M.C.W., “FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia-Panel Data versus Time-Series Causality Analyses,” *Journal of Asian Economics*, Vol.17, 2006, 1082-1106.
- Im, K., Pesaran, H. and Shin, Y., “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, Vol.15, 2003, 53-74.
- IMF, *IFS(International Financial Statistics)* CD ROM
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, 231-254.
- Levin, A., Lin, C. and Chu, C., “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite- Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, Vol.108, 2002, 221-224.

- Mackinnon, J.G., Haug, A.A. and Michelis, L., "Numerical Distribution Function of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Economics*, Vol.14, 1999, 563-577.
- Maddala, G.S. and Wu, S., "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, 1999, 631-652.
- Nasreen, S.(2011), "Export-Growth Linkages In Selected Asian Developing Countries: Evidence From Panel Data Analysis," *Asian Journal of Empirical Research*, Vol.1, 2011, 1-13.
- Onafowora, O.A. and Owoye, O., "Can Trade Liberalization Stimulate Economic Growth in Africa?" *World Development*, Vol.26, 1998, 497-506.
- Pedroni, P., *Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis: New Results*, Working Paper, Indiana University, April, 1997.
- _____, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, 1999, 653-670.
- _____, "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," *Advances in Econometrics*, Vol.15, 2000, 93-130.
- _____, "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels," *Review of Economics and Statistics*, Vol.83, 2001, 727-731.
- Reppas, P.A. and Christopoulos, D.K., "The export-output growth nexus: Evidence from African and Asian countries," *Journal of Policy Modeling*, Vol.27, 2005, 929-940.
- Wang, C., Liu, S., and Wei, Y., "Impact of Openness on Growth in Different Country Group," *World Economy*, Vol.27, 2004, 567-585.
- <http://www.bok.or.kr>(한국은행)
- <http://www.kita.net>(한국무역협회)
- <http://www.koreaexim.go.kr>(한국수출입은행)

ABSTRACT

Effects of Exchange Rate, GDP, ODI on Export to the East Asia: Application the Panel FMOLS Approach

Chang-Beom Kim*

The purpose of this paper is to examine determinants of export to the East Asia region, using panel unit root, panel cointegration framework, panel VECM (vector error correction model), panel FMOLS (fully modified OLS). Different panel unit root tests confirm that the data series are integrated processes with unit roots. When applying cointegration tests to long-run effect for aggregate panel data, a primary concern is to construct the estimators in a way that does not constrain the transitional dynamics to be similar among different countries of the panel. The regression equations are estimated by various panel cointegration estimators. The panel data causality results reveal that exchange rates has unidirectional effects on export and GDP, and there exists bidirectional causality between export and GDP. Also, the results from the panel FMOLS tests overwhelmingly reject the null hypothesis of zero coefficient. The panel cointegrating vectors show that the export has positive relationship with the GDP and ODI (overseas direct investment).

Key Words : East Asia, export, panel cointegration, ODI, exchange rates, panel FMOLS

* Research Fellow, Jeonnam Research Institute