

# 비안정적 패널자료를 활용한 유형별 국제자본이동효과 비교분석\*

김 홍 기\*\*

본 논문은 OECD 16개국에 대한 비안정적 패널자료를 이용하여 유형별 자본이동의 장기효과를 분석하고 있다. 본 논문의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 외국인 직접투자와 해외직접투자는 모두 장기적으로 총요소생산성을 증대시켜 국민소득을 증가시킨다. 둘째, 외국인 포트폴리오투자와 해외포트폴리오투자는 총요소생산성에 유의한 영향을 미쳐 국민소득을 증가시킨다. 셋째, 자본유입의 경우에는 직접투자 형태의 자본유입이 포트폴리오투자의 자본유입보다 총요소생산성이나 국민소득에 더 큰 영향을 미치는 데 반해, 자본유출의 경우에는 포트폴리오투자 형태의 자본유출이 직접투자 형태의 자본유출보다 총요소생산성이나 국민소득에 더 큰 영향을 미친다. 넷째, 금융기관 차입은 장기적으로 총요소생산성이나 국내투자, 나아가 실질소득에 영향을 주지 못하는 것으로 나타난다. 마지막으로, 직접투자나 포트폴리오투자는 장기적으로 국내투자에는 영향을 주지 못하는 것으로 나타나고 있다.

핵심주제어: 패널공적분, 그룹 간 FMOLS, 유형별 자본이동, 총요소생산성, 자본이동의 장기효과

경제학문헌목록 주제분류: F12, F23

## I. 서 론

1980대 이후 국제경제환경 변화의 중심체는 급속히 증가하고 있는 국가 간 자본이동이다. 국제자본이동은 위험분산, 투자재원의 제약 완화, 새로운 기술도입 촉진, 소비평준화 그리고 금융발전 등을 통해 경제성장을 촉진하는 순기능을 갖는 것으로 알려져 있다. 한편, 국제 간 자본이동은 과도한 자본유입으로 버블심화, 자본이동의 역진, 경제정책의 효율성 약화, 경제의 취약성 노출 등

\* 이 논문은 2003년도 학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KFR-2003-041B00120). 심사과정에서 유익한 논평을 하여 주신 익명의 심사위원들에게 진심으로 감사를 드립니다.

\*\* 한남대학교 국제통상학과 교수, E-mail: hongkee@hannam.ac.kr

논문투고일: 2005. 4. 13 수정일: 2005. 5. 15 게재확정일: 2005. 5. 27

다양한 문제점을 수반할 수도 있다. 따라서 이론적으로는 자본이득의 특실을 선형적으로 주장하기는 용이하지 않다. 하지만 최근에는 자본이동의 역기능보다는 순기능이 크다는 인식이 지배하여 많은 국가들이 자본자유화를 추진하였고, 그 결과 자본이동성이 매우 높아지고 있다. 하지만 그러한 과정에서 많은 국가들은 예상하지 못한 대규모 외환위기나 금융위기를 경험하기도 하였다.

자본이동은 실제로 여러 가지 형태로 이루어진다. 직접적인 경영참가 형태를 띠는 직접투자, 또는 경영참가와는 관련 없이 오직 수익이나 위험분산을 위한 포트폴리오투자 그리고 금융기관 차입형태를 띠는뱅크론 형식 등 다양한 자본이동형태가 존재한다. 이러한 형태의 자본이동은 각각 성격과 속성이 상이하므로 경제에 미치는 효과 또한 상이할 것이다. 특히, 최근에는 직접투자는 생산기술이나 경영기법의 이전효과가 매우 크다는 판단하에 많은 국가들이 직접투자를 유치하기 위하여 다양한 유인책을 제공하고 있다.

본 연구는 상기와 같은 금융환경과 인식을 배경으로 다음과 같은 사항을 연구한다. 첫째, 자본이동 유형별로 생산성 향상(총요소생산성)이나 투자 그리고 경제성장에 미치는 장기적 효과가 각각 어떠한지를 비교분석한다. 일반적으로 자본이동은 형태에 따라 직접투자, 포트폴리오투자 그리고 금융기관 차입(뱅크론) 형식 등으로 구분될 수 있다. 현실적으로 어떤 국가는 직접투자 형태의 자본이동이 주를 이루고, 어떤 국가는 포트폴리오투자, 또는 금융기관 뱅크론이 자본이동의 주를 이룬다. 특히, 최근 들어 많은 국가들이 직접투자는 기술이전이나 생산성 증가에 도움이 된다고 판단하여 직접투자를 유치하기 위해 많은 유인을 제공하고 있다. 한편, 포트폴리오투자는 경제의 기초상태보다는 단기수익을 추구하여 역전가능성이 많은 투기자금이라고 판단하여 포트폴리오투자에 대한 우려를 갖는 경우가 종종 있다. 또한 뱅크론 형태의 자본이동은 기술이전과는 관련이 거의 없는 것으로 인식되고 있다. 과연 이러한 일반적 인식이나 이해들이 타당한지를 실증자료를 이용하여 파악한다. 둘째, 자본이동 유형별로 자본이동이 경제성장에 미치는 경로를 파악하고자 한다. 즉, 자본이동이 투자증대를 통한 경제성장을 가져오는지, 또는 총요소생산성의 증대를 통하여 경제성장을 가져오는지를 규명하고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 면에서 기존 연구와 차이점을 갖는다. 첫째, 본 연구는 최근 경제성장이론에서 발달된 분석틀을 국제자본이동과 연결시키는 데 있어, 단순히 자본이동과 경제성장 간의 상관관계나 관련성만을 분석하는 것이 아니라 그 경로가 무엇인가를 분석한다는 점에서 기존 연구와는 차이가 있다.

둘째로 기존의 연구가 주로 자본이동 총량에 관심이 많았는데 반해, 본 연구는 유형별(직접투자, 포트폴리오투자, 금융기관 차입 등)로 그 효과가 어떤 차이를 갖는가에 주안점이 주어진다는데 차이점이 있다. 셋째, 본 연구는 연구기법으로 최근 계량경제학에서 급속히 연구되고 있는 비안정적 패널(nonstationary panel)기법을 적용하여 자본이동의 장기적 효과를 분석한다. 기존 연구는 대부분 횡단면자료나 풀링된 패널자료, 또는 일정 기간의 평균자료를 이용하여 정태적 분석을 하거나 모든 국가의 동태성이 동일하다는 가정으로 극히 제한된 동태성만을 고려하였다. 본 연구에서 사용하는 패널공적분기법은 장기관계에서만 아니라 단기적 동태성에서 국가 간 차이를 고려하여 추정할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 한편, 패널공적분기법은 그 동안 비안정적 자료를 활용한 전통적 공적분기법에서 문제되고 있는 검정력문제를 해결하고 나아가 패널 간 상이한 동태성을 감안하여 장기적 관계를 규명하는 데 매우 큰 장점이 있다고 알려져 있다. 마지막으로, 그 동안의 자본이동성과 성장 간의 연구결과에서 주로 사용된 자본이동성지수는 정성지수의 성격을 띠고 있다(Quinn, 1997; Rodrick, 1998). 정성지수에 의한 자본이동성지수는 전통적인 횡단면분석이나 횡단면 패널분석에만 이용가능하지만 동태적인 측면을 제대로 분석할 수 없다. 따라서 본 논문에서는 이러한 문제점을 극복하기 위하여 무역개방도와 같은 형식으로 자본이동지수로 GDP 대비 실제자본이동 비율을 이용하고자 한다. 이러한 지수는 자본이동량이 거시경제정책이나 세계경제환경에 크게 영향을 받는다는 문제점을 지니지만 동태성을 고려하는 시계열 패널분석에 유용하다고 여겨진다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 자본이동과 관련된 기존 연구를 검토한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석을 위한 모형을 설정하고 분석기법으로 본 논문에서 이용하고 있는 비안정적 패널기법을 설명한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과를 설명하고 유형별 자본이동의 효과를 비교분석한다. 제Ⅴ절에서는 요약과 결론으로 논문을 마무리한다.

## II. 기존 연구 검토

### 1. 총자본이동량과 경제성장 간의 관계

자본자유화 또는 자본이동성과 성장 간의 관계에 대한 실증적인 연구는 최근

들어 활발하게 이루어지고 있다. 하지만 실증결과는 연구자나 연구방법에 따라 상충되는 결과를 보이고 있다. 자본이동성과 경제성장 간에 유의한 양의 관계가 존재한다는 대표적인 논문으로는 Quinn(1997), Klein and Olivei(2000), Edwards(2001)를 들 수 있고, 양자 간의 관련성이 없다는 연구결과로는 Grilli and Milesi-Ferretti(1995), Rodrick(1998), Kraay(1998), Edison, Leine, Ricci, and Slock(2002) 등을 들 수 있다. Quinn은 횡단면자료를 이용하여 자본이동성과 경제성장 간의 유의한 양의 관계가 존재함을 보이고 있다. Klein and Olivei와 Edwards는 선진국의 경우 자본이동과 성장 간의 유의한 상관관계가 존재하지만, 개도국의 경우에는 그렇지 못하다는 사실을 횡단면자료를 이용하여 보이고 있다. 이들은 대부분 자본이동지수로 Quinn이 제시한 자본통제의 강도를 고려한 5단계를 이용하고 있다. Rodrick은 1975~1989년까지 선진국과 후진국을 망라한 횡단면분석을 한 결과 자본이동과 경제성장 간의 관련성을 발견할 수 없음을 주장하고 있다. Kraay도 여러 가지 자본이동지수를 이용하여 성장과 자본이동 간의 관련성을 검토하였지만 관련성을 찾지 못하고 있다. Edison, Leine, Ricci, and Slock도 풀링패널자료를 이용하여 자본이동성과 경제성장 간에 관련성이 없음을 보이고 있다. 이러한 연구들은 대부분 사용변수들을 일정 기간 동안의 평균변수를 이용한 횡단면자료이거나 풀링된 패널자료를 사용하여 기본적으로 정태적 분석 또는 매우 제한된 동태분석에 머물러 있다는 문제점을 지니고 있다. 한편, 기존 연구는 자본이동지수를 Quinn이나 Rodrick 등이 제시한 정성적인 차원에서 접근하여 횡단면분석에는 매우 용이하나, 자본이동의 변화에 따른 경제변수들 간의 동태적 효과를 분석하는 데는 많은 문제점을 안고 있다.

## 2. 유형별 자본이동과 경제성장

유형별 자본이동의 효과를 비교하는 연구는 최근에 들어 이루어지고 있다. 이에 대한 연구는 Soto(2000), M. Carlson and L. Hernandez(2002) 그리고 Durham(2003) 등을 들 수 있다. Soto는 이동평균 44개국 개발도상국 패널자료를 이용한 GMM기법을 활용하여 분석하고 있다. 그 결과에 따르면, 외국인 직접투자와 포트폴리오 주식투자는 경제성장과 양의 관계를 지니고, 포트폴리오 채권투자는 경제성장과 관련이 없는 것으로 나타나고 있다. 또한 자본충실도가 낮은 경제에서의 금융기관 뱅크론은 경제성장과 음의 관계를 나타내고 있다. Durham(2003)은 포트폴리오투자자와 기타 해외투자(금융기관 차입) 간의 경제성

장에 미치는 효과를 88개국에 대한 횡단면자료를 이용하여 분석하고 있다. 그는 포트폴리오투자는 경제성장에 영향을 미치지 못하고 기타 해외투자는 경제성장에 부정적인 영향을 미치고 있음을 보이고 있다. 나아가 외국인 포트폴리오투자는 거시경제변동성과 양의 관계를 갖지는 않지만 기타 해외투자는 거시경제 불안정성을 증가시켜 경제성장에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. M. Carlson and L. Hernandez는 유형별 자본이동의 결정요인을 연구하면서, 포트폴리오 주식투자와 외국인 직접투자는 매우 유사하게 반응하고 있음을 보여 주고 있다. 이는 포트폴리오 주식투자는 단기자본 성격을 띠는 일반적 인식과는 달리 외국인 직접투자와 같이 장기자본의 성격을 띠고 있음을 의미한다.

유형별 자본이동의 효과를 직접 비교하지는 않았지만 이와 관련된 연구로서 특정 형태의 자본이동효과에 대한 연구가 이루어졌다. 그 중에서도 특히 직접투자에 대한 연구가 비교적 활발하게 이루어졌는데, 기업 차원의 미시적 연구와 국민경제 차원의 거시적 연구로 구분된다. 미시적 연구는 외국인 직접투자의 기술이전효과에 주안점을 두고, 거시적 연구는 외국인 직접투자가 경제성장에 미치는 효과에 주안점을 두고 있다. Aiken and Harrison(1997)은 외국인 직접투자는 기업 차원에서 기술이전을 가져온다는 증거를 발견하지 못하고 있다. 다른 대부분의 미시적 차원의 연구도 외국인 직접투자가 기술이전이나 경제성장을 촉진한다는 충분한 증거를 제시하지 못하고 있다. 거시적 차원의 연구는 일정 조건하에서 외국인 직접투자가 경제성장을 촉진한다는 결과가 주를 이루는데, 대표적인 연구가 Borensztein, De Gregorio, and Lee(1998), De Melo(1999), Alfaro, Chandra, Kalemli-Ozcan, and Sayek(2002), Nair-Reichert and Weinhold(2001)이다. Borensztein, De Gregorio, and Lee(1998)는 횡단면 직접투자자료를 이용하여 선진국에서 후진국으로의 직접투자는 국내투자 증대보다는 기술이전을 통한 생산성 증대로 경제성장에 양의 효과를 갖는다는 사실을 보이고 있다. 특히, 이러한 효과는 외국인 직접투자에 따른 기술이전을 수용할 수 있을 정도의 인적 자원이 축적된 국가에서 크게 나타남을 보이고 있다. De Melo(1999)는 시계열자료와 패널자료를 이용하여 외국인 직접투자가 성장에 미치는 효과를 분석하고 있는데, 외국인 직접투자는 기술진보와 기술흡수를 통해 경제성장을 촉진하는 것으로 나타나고 있다. 그리고 그 정도는 외국인 직접투자와 국내투자 간의 보완성과 대체성 정도에 의존함을 보이고 있다. Alfaro, Chandra, Kalemli-Ozcan, and Sayek(2002)는 외국인 직접투자가 충분히 발달된 금융시장을 갖는 경제에서 양의 경제성장효과가 있다는 증거를 제시하면서, 외국인 직접투

자가 효과를 얻기 위해서는 국내금융시장이 효율적으로 작동해야 한다고 주장하고 있다. Balasubramanyam, Salisu, and Dapsoford(1996)는 실물시장의 개방, 즉 무역자유화가 외국인 직접투자의 경제성장에 미치는 효과에 매우 중요한 요인임을 밝히고 있다. Nair-Reichert and Weinhold(2000)는 외국인 직접투자와 경제성장 간의 관계를 분석하기 위해, 국가 간 차이를 고려하는 MFR(mixed fixed and random) 패널데이터를 이용하여 분석하고 있다. 그 결과 외국인 직접투자와 국내투자 및 경제성장 간의 관계는 국가마다 차이가 있음을 보이고 국가 간 동일성을 가정한 결과는 잘못된 결과를 가져올 수 있음을 보이고 있다. 그는 외국인 직접투자가 경제성장에 미치는 효과는 무역이 개방된 경제일수록 높게 나타남을 제한적으로 보여 주고 있다.

거시적 차원에서 외국인 직접투자는 경제성장에 기여하지 못한다는 연구가 있는데 대표적으로 Carkovic and Levine(2002)을 들 수 있다. 이 논문은 국가별 국가의 특수성과 내생성의 문제를 고려하기 위하여 5년 단위의 평균을 구한 패널자료를 이용하여 GMM(generalized method of moments)기법을 활용하여 분석한 결과, 국민소득, 교육수준, 국내금융시장 발달, 무역개방을 고려하더라도 해외직접투자가 경제성장에 유의한 영향을 미친다는 증거를 찾지 못하고 있다.

### III. 모형설정과 실증분석방법

#### 1. 모형설정

유형별 자본이동의 효과를 분석하기 위하여 다음과 같은 회귀식을 상정한다.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \beta_i x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

여기에서 설명변수  $x_{it}$ 는  $i$ 국의  $t$ 기 유형별 자본이동을 나타낸다.  $x_{it}$ 의 기울기인 계수  $\beta$ 에 첨자  $i$ 가 들어가는 것은 자본이동의 효과가 국가마다 차이가 있을 수 있음을 함축하고 있다. 그리고  $\alpha_i$ 는 해당 국가의 특수성을 반영하는 고정효과를 나타내는데 첨자  $i$ 가 붙어 있다는 사실은 국가마다 고정효과가 다를 수 있음을 나타낸다. 다음으로  $\delta_t$ 는 공통 시간더미를 나타낸다. 시간더미는 국제적 경기변동 등과 같은 여러 국가 간에 공통적인 교란항을 통제하기 위해 사용된다.  $y_{it}$ 는 자본이동이 영향을 주는 대상변수로, 예를 들어 1인당 실질국민

소득이나 총요소생산성, 1인당 투자량 등을 나타낸다.

여기에서 총요소생산성을 어떻게 구하는가를 간략히 설명하고자 한다. 총요소생산성을 계산하는 데에는 생산요소에 대한 정보를 필요로 한다. 그러나 많은 국가에서 자본량에 대한 정보가 부족한 상황이다. 따라서 본 연구에서는 Easterly and Levine(2001)의 방법을 따라 정상상태에서 초기자본량을 계산하였다. 이렇게 구해진 초기자본량에 해당 기의 투자량을 더하고 여기에 0.07로 주어지는 감가상각률을 빼 주어 자본량을 구하였다. 한편, 총요소생산성을 구하는 데 있어 노동인구는 15세 이상 65세 이하의 인구수를 사용하였다. 또한 노동과 자본의 분배몫을 UN 통계에서 노동( $L$ )과 자본( $K$ )의 분배몫을 이용하였다.<sup>1)</sup> Cobb-Douglas 생산함수를 가정하면 다음과 같다.  $Y_{i,t} = A_{i,t} L_{i,t}^{\alpha} K_{i,t}^{1-\alpha}$ . 이 생산함수에서  $A$ 는 총요소생산성을 나타낸다. 생산함수 양변에  $\log$ 를 취하면 요소생산성은 다음과 같이 주어진다.

$$\log(A_{i,t}) = \log(Y_{i,t}) - \alpha \log(L_{i,t}) - (1 - \alpha) \log(K_{i,t}). \quad (2)$$

자본이동효과를 설명하는 데 있어서 먼저 해결해야 할 문제는 자본이동을 어떻게 측정할 것인가의 문제이다. 본 연구에서는 앞에서 밝힌 바와 같이 자본이동지수로 GDP 대비 실제 자본이동량인 정량변수를 이용한다. 이러한 정량변수는 시계열패널자료를 분석하는 데 매우 유용할 것으로 판단된다. 한편, 실제 자본이동량을 사용하는 데 있어 누적치인 스톡변수와 일정 기간 동안의 자본이동인 플로변수가 있는데, 본 연구에서는 스톡변수를 이용하였다.<sup>2)</sup>

## 2. 실증분석기법

기존의 실증연구는 초기에는 주로 횡단면자료를 이용한 OLS추정법을 사용하다가 최근에는 제한적이거나 동태성을 고려하기 위하여 GMM방법이 이용되고 있다. OLS 추정은 국가의 특수효과를 전혀 고려하지 못하고 내생성의 편의가 발생하며 기본적으로 정태적인 분석이라는 한계를 갖는다. 이러한 문제점을 극복하기 위하여 이용된 방법이 GMM추정법이다. 그러나 대부분의 GMM추정법 역시 제한된 동태성만을 고려한다. 즉, 자본이동과 경제성장 간의 관계가 모든 국가에서 동일하다는 가정을 전제로 하고 있다. 또한 교란항이 계열상관성이

1) Hall and Jones(1999)은 자본비중이 1/3이라고 가정하였다.

2) 플로우변수를 이용한 경우에는 대부분이 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다.

없고 설명변수가 외생적이라는 가정을 전제로 한다. 따라서 GMM 역시 상당히 많은 제약을 지니고 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 문제를 극복할 수 있는 패널공적분기법을 이용하고자 한다. 즉, 국가 간 상이한 동태성을 가정하고 외생성을 전제로 하지 않는 장기적 관계를 분석하는 방법으로 패널공적분방법을 이용한다. 이하에서는 본 연구에서 주로 사용되는 분석기법을 간략히 소개하고자 한다.

그 동안 계량경제학에서 활발히 연구된 비안정적인 시계열분석에 대한 공적분기법은 장기적인 관계를 설명하는 데 매우 큰 효과가 있지만 검정력이 낮다는 문제점을 지닌다. 이러한 검정력의 문제를 개선하려는 노력이 이루어져 왔고, 이러한 방법으로서 패널자료를 활용하는 방안이 매우 유력하게 제안되었다(B. Baltagi and C. Kao, 2000). 또한 시계열 패널분석에 있어 가장 큰 문제 중의 하나는 멤버 간에 존재하는 이질성을 어떻게 해결하는가의 문제이다. Pedroni(1996, 2000)는 멤버 간의 이질성을 고려한 패널공적분기법으로 그룹평균 패널공적분(group mean panel cointegration)기법을 제시하였다. 따라서 본 연구에서는 국가별로 동태성이 상이할 수 있다는 사실을 고려하여 장기적인 관계를 분석하는 데 매우 유력한 Pedroni의 그룹평균 완전수정 OLS(group mean fully modified OLS)기법을 이용한다.

비안정적 패널분석의 순서는 일반적인 시계열자료와 마찬가지로 먼저 패널변수들의 안정성을 분석하고 변수들 간의 패널공적분관계를 검정한다. 마지막으로 패널공적분벡터를 추정한다. 패널단위근에 대한 연구는 Levin, Lin, and Chu(2002, 최초 논문 1993, 이하 LLC)와 Quah(1994) 등에 의해 최초로 이루어졌고 Im, Pasaran, and Shin(1997, 이하 IPS), Maddala and Wu(1999), Choi(2001) 등에 의해 발전되었다. LLC는 대립가설이 동일한 자기회귀근을 전제로 하는 반면, IPS는 동일한 자기회귀근을 전제로 하지 않는다는 점에서 더욱 일반적이라 할 수 있다.

LLC는 고정효과, 개별 추세 및 공동시간효과 및 이질적 동태성을 고려한 패널단위근 검정기법을 제시하고 있는데, 다음과 같은 단위근 식을 제시하고 있다.

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} &= \alpha_i + \delta_{it} + \theta_t + \rho_i y_{i,t} + \zeta_{i,t} \\ i &= 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T. \end{aligned} \quad (3)$$

여기에서  $i$ 는 횡단면을 나타내고  $t$ 는 시계열을 의미한다.  $\theta_t$ 는  $t$ 기에 모든 횡단면자료에서 공통적으로 발생하는 효과를 통제하는 시간더미를 나타낸다. 또

한  $\zeta_{i,t}$ 는 오차항을 나타낸다. LLC는 다음과 같은 귀무가설과 대립가설을 상정하고 있다. 귀무가설  $H_0$ : 모든  $i$ 에 대해  $\rho_i=0$ , 대립가설  $H_1$ : 모든  $i$ 에 대해  $\rho_i=\rho<0$ .

식 (3)의 오차항이 상이한 계열상관관계를 갖는 경우, LLC는 개별 시계열에 대해 ADF검정기법을 적용하여  $t$ 값을 구하고, 이를 일정한 방법으로 표준화시키면 그 통계량은 점근적으로 평균이 0이고 표준편차가 1인 정규분포를 갖게 됨을 보이고 있다. LLC는 최초로 패널단위근 추정량이 Gaussian분포를 갖기 위하여 요구되는 수정항과 표준화 요소를 보여 주었다는 점에서 중요한 의미가 있다. 그러나 LLC는 모든 멤버  $i$ 에 대해 동일한 자기회귀계수를 갖는다는 대립가설을 전제로 한다는 점에서 매우 제한적이다.

Im, Pesaran, and Shin(1997)은 이러한 제약을 완화한 상태하에서 패널단위근 검정기법을 제시하고 있다. 그들도 식 (3)에서 제시된 단위근 식을 상정하고 있다. 귀무가설은 LLC와 동일하지만, 대립가설( $H_1$ )은 “일부  $i$ 에 대해  $\rho_i<0$ ”으로 설정하여 그룹 간의 이질성을 허용하고 있다. 또한 오차항은 LLC와 마찬가지로 그룹 간에 상이한 계열상관계수를 허용한다. IPS는 상기의 귀무가설과 대립가설을 전제로 다음과 같은 ADF 회귀식하에 group mean LM통계량을 제시하고 있다.

$$\Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad t=1, 2, \dots, T. \quad (4)$$

귀무가설하에서 LM이 구해지면 이들의 평균(LM)을 구한 후 LM을 표준화한다.

$$\phi_{LM} = \sqrt{N} \left[ \overline{LM} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LM_{i,t} \right] \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(LM_{i,T})}. \quad (5)$$

상기  $\phi_{LM}$ 는 점근적으로 표준정규분포를 갖는다. 여기에서  $\overline{LM} = 1/N \sum_{i=1}^N LM_{i,T}$ 로 정의된다. 한편, group mean  $\bar{t}$  통계량( $\bar{t}_{GM}$ )을 제시하고 있는데, 이는 다음과 같다.

$$\bar{t}_{GM} = \sqrt{N} \left[ \bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E(t_{i,T}) \right] \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(t_{i,T})}. \quad (6)$$

여기서  $\bar{t}$ 는 개별 시계열에 대한  $t$ -통계량의 평균을 의미한다. 그들은 이러한 그룹평균 통계량이 LLC보다 우수한 소표본 성과를 갖는 것을 보여 주고 있다.

상기의 방법으로 패널자료가 비안정적이라 판단될 때 다음으로 변수들 간의 패널공적분검정을 실시하게 된다. 패널공적분검증에 대한 대표적인 연구로는 Pedroni(1995, 1999)와 Kao(1999) 등을 들 수 있다. 본 연구에서는 주로 멤버 간의 이질적 단기동태성을 고려하는 데 강점이 있는 Pedroni기법을 이용하기 때문에 여기에서는 Pedroni방법을 소개하고자 한다. 일반적인 공적분관계식이 식 (1)과 같이 주어져 있다고 하자. 적어도 일부 그룹에 대해 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설하에서는 패널추정의 오차항( $e_{i,t}$ )은 비안정적이 되고, 반대로 모든 멤버 간에 공적분이 존재한다는 대립가설하에서는 오차항이 안정적이 된다. Pedroni(1995)는 두 가지 유형의 패널공적분 검정통계량을 제시하고 있다. 하나는 그룹 내 통계량(within dimension statistic)이고, 다른 하나는 그룹 간(between group) 또는 그룹평균(group mean) 통계량이다.

먼저 그룹 내 통계량을 살펴보고자 한다. Pedroni는 이를 풀링된 패널공적분 통계량(pooled panel cointegration statistic)이라고 부르고 있는데, 이는 그룹의 특수한 계열상관계수를 수정하면서 식 (1)에서 추정된 오차의 자기회귀계수를 풀링한 것이다. Phillips-Perron(P-P)통계량과 유사한 비모수  $t$ -통계량( $Z_{tpp}$ )은 다음과 같이 도출된다.

$$Z_{tpp} = \left( \sigma_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (e_{i,t-1} \Delta e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i). \quad (7)$$

여기서  $e_{i,t}$ 는 식 (1)에서의 추정오차이고,  $\hat{\lambda}_i$ 는 Phillips-Perron 추정량에서 볼 수 있는 비모수 계열상관 수정항이다. 또한  $\sigma_{NT}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2$ 이고  $\sigma_i^2$ 은 자기회귀식에서 잔차의 장기분산을 나타낸다. 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설하에서 상기 통계량을 일정한 방법으로 표준화하면 표준정규분포에 수렴한다. 한편, 식 (7)에서  $\hat{\lambda}_i = 0$ 으로 대치하고  $\sigma_{NT}^2$  대신에 ADF 자기회귀식 잔차의 현 시간 분산의 평균으로 대치하면 모수 ADF 풀링 패널공적분  $t$ -통계량이 정의된다. 비모수  $t$ -통계량이나 ADF에 근거한  $t$ 값 역시 일정한 방식으로 표준화하면 점근적으로 표준정규분포를 갖게 된다.

다음에는 그룹평균 또는 그룹 간에 의거한 패널공적분  $t$ -통계량( $Z_{GPP}$ )은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$Z_{GPP} = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \sigma_i^{-2} e_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (e_{i,t-1} \Delta e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i). \quad (8)$$

여기서 그룹 간 통계량은 특정  $i$ 멤버에 대한 전통적 시계열분석 통계량을 구하

고 이를 다시 전체 그룹에 대하여 평균을 구한 값이다. 또한 ADF에 근거한 그룹 간 패널공적분  $t$ 값 역시 그룹 내  $t$ -통계량과 마찬가지로  $\hat{\lambda}_i=0$ 으로 대체하고  $\sigma_{NT}^2$  대신 ADF 자기회귀식으로부터 잔차의 단순현시점분산(contemporaneous variance)의 평균으로 대체하면 구해진다. 이들 역시 일정한 방식으로 표준화하면 표준정규분포를 따르게 된다.

마지막으로 변수들 간에 패널공적분이 존재한다는 결론이 나오면 공적분벡터를 추정한다. 패널공적분을 추정하는 방법으로는 Pedroni(2000)가 제시한 FMOLS (fully modified OLS)와 Kao and Chiang(2000)이 제시한 DOLS(dynamic OLS)방법이 많이 사용된다. 본 연구에서는 멤버들 간에 이질적 공적분계수의 추정에 보다 우월하다고 인식되는 Pedroni의 FMOLS방법을 살펴보기로 한다. 그는 패널공적분 통계량과 마찬가지로 풀링기법에 따라 그룹 내 패널 FMOLS와 그룹 간 패널 FMOLS를 제시하고 있다. 그는 소표본하에서는 그룹 간 패널 FMOLS가 그룹 내 패널 FMOLS에 비해 검정크기의 왜곡(size distortion)이 작고 더욱 현실적인 귀무가설을 가정하고 있다는 사실을 지적하고 있다. 특히, 점추정을 할 때 그룹 간 FMOLS 추정치는 개별 공적분벡터의 평균치로 해석되면서 점근적으로 개별 공적분벡터의 평균값에 수렴한다는 점에서 그룹 간 FMOLS 추정치가 우월하다고 주장하고 있다. 그룹 내 패널 FMOLS 추정량( $\beta_{WF}^*$ )과 그룹 간 패널 FMOLS 추정량( $\beta_{GF}^*$ )은 각각 다음과 같다.

$$\beta_{WF}^* = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2 \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=0}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i) y_{i,t}^* - T \lambda_i \right) \right], \quad (9)$$

$$\beta_{GF}^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[ \frac{\sum_{t=1}^T \{ (x_{i,t} - \bar{x}_i) y_{i,t}^* - T \lambda_i \}}{\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2} \right]. \quad (10)$$

여기서,  $y_{i,t}^* = (y_{i,t} - \bar{y}_i) - \frac{\Omega_{21,i}}{\Omega_{22,i}} \Delta x_{i,t}$

$$\hat{r} = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21,i}^0 - \frac{\Omega_{21,i}^*}{\Omega_{22,i}} (\Gamma_{22,i} + \Omega_{22,i}^0)$$

$\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$ 는 회귀식으로부터의 잔차와 독립변수 변화로 구성되는 안정적인 벡터의 장기공분산 행렬이다.  $\Omega_{21,i}^0$ 는 식 (1)에서의 안정적인 오차항과 단위근 자기회귀오차항 간의 장기공분산을 나타낸다. 그리고  $\Omega_{22,i}^0$ 는 독립변수 차분에 대한 장기공분산을 나타낸다.  $\Gamma_i$ 는 자기공분산의 가중합이다. 그룹 내 패널 FMOLS 추정량과 그룹 간 패널 FMOLS의  $t$ -통계량은  $T$ 와  $N$ 이 무한대로

증가함에 따라 정규분포를 갖게 된다.

본 연구에서는 주로 Pedroni(1996, 2000)기법을 이용하는데, 그 이유로는 다음과 같다. 첫째, 그룹 간 패널 FMOLS는 멤버들 간에 공적분벡터가 같을 필요가 없다는 것을 대립가설로 하기 때문에 국가 간 차이를 고려해야 하는 실증분석에서 매우 유용하다. 둘째로 Pesaran and Smith(1999)가 지적하였듯이 참의 기울기계수가 동일하지 않을 때, 그룹 간 패널 FMOLS 추정량은 이질적 공적분벡터에 대한 표본평균의 일치추정량이 된다. 마지막으로 공적분벡터의 주위에서 이질적인 잔차의 동태성이 존재하는 상황에서 또는 변수의 내생성이 존재하는 상황에서 그룹 간 패널 FMOLS 추정량은 2차편의(second order bias)가 존재하지 않아 검정크기(size)의 왜곡이 작아진다. 원래 FMOLS는 Phillips and Hansen(1990)이 설명변수의 내생성이나 오차항의 계열상관관계가 존재할 때 공적분벡터의 2차편의를 해결하기 위하여 설명변수 차분의 가중치를 수단변수로 사용하여 OLS로 추정하는 방법이다. Pedroni는 이러한 방법을 그룹평균 추정법에 입각하여 비안정적 패널에 적용하였다. 그 결과는 장기 공적분관계나 계열상관동태성에 공히 발생하는 이질성의 문제를 해결할 수 있게 되었다. 결과적으로 그룹평균 패널 FMOLS 추정량은 개별 멤버에 대한 FMOLS 추정치를 구하여 이의 평균값을 구한 값과 같아진다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 패널단위근검정과 패널공적분검정 결과

먼저 본 논문에서 사용되는 자료들에 대하여 간략히 설명하기로 한다. 자본이동의 유형을 직접 경영참가에 목적이 있는 직접투자, 경영참가가 목적이 아니고 배당금이나 자본이득의 차이를 목적으로 하는 포트폴리오투자, 그리고 금융기관이 주체가 되어 자본을 차입하는 금융기관 차입으로 구분하였다. 표본은 기본적으로 OECD 16개국을 대상으로 1980년부터 1998년까지의 연도별 자료이다.<sup>3)</sup> 이러한 기간을 설정한 이유는 많은 선진국들이 1980년대 들어 본격적인 자본자유화를 실시하였기 때문이다. 자료는 주로 Lane, and Milesi-Ferreti(2001)

3) OECD 16개국은 오스트레일리아, 오스트리아, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 일본, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국이다.

자료를 활용하였고 추가적으로 International Financial Statistic, World Development Indicator를 이용하였다.

자본이동효과를 분석하고 있는 기존 연구에서 종속변수로 1인당 실질GDP, 총요소생산성 그리고 1인당 투자량 등을 고려하고 있다. 따라서 본 연구에서도 1인당 실질GDP, 총요소생산성 그리고 1인당 투자량을 자본이동효과의 주요 변수로 간주하였다. 이러한 변수들에 대해서는 로그값을 취하여 분석하였다. 다음으로 자본이동의 효과를 분석하는 데 있어 통제변수로는 개방도 그리고 금융발전지수를 사용하였다. 이는 기존의 논문에서 많이 논의되고 있는 자본이동 개방도나 금융발전 정도에 의존한다는 주장에 근거하고 있다. 금융발전 정도를 나타내는 지수로는 많은 변수들이 있지만 본 연구에서는 주로 GDP 대비 유동성 비율인 M3/GDP를 이용하였고, M3자료가 없는 경우에 한해서 금융기관 민간대출로 대체하여 사용하였다.

먼저 패널단위근검정의 결과를 살펴보기로 한다. 패널단위근을 검정하는 데 있어 앞에서 논의된 LLC와 IPS방법을 모두 사용하였다. <표 1>은 각 변수들에 대해서 LLC와 IPS방법을 이용한 단위근검정 결과를 제시하고 있다. 단위근검정 결과를 살펴보면, 두 통계량 모두 모든 국가에 대해서 단위근을 갖는다는

<표 1> 패널단위근검정(16개국)

변 수	LLC 통계량	IPS 통계량
1인당 실질GDP	2.40	2.46
총요소생산성	1.31	1.41
1인당 투자	0.65	-0.54
외국인 직접투자	4.75	6.53
해외직접투자	3.95	5.24
개방도(수출입/GDP)	0.46	-0.95
금융발전 정도: 유동성 비율(M3/GDP)	0.50	-0.49
외국인 포트폴리오투자	2.27	1.28
해외포트폴리오투자	3.85	5.15
금융기관 차입	1.23	1.12

주: 1) 고정효과가 포함되어 있다.

2) 종속변수로 사용될 1인당 실질GDP, 총요소생산성 그리고 1인당 투자는 로그값을 취한 값이고, 다른 변수는 지수로 그대로 사용하였다.

3) 각 통계량은 표준정규분포를 갖도록 정규화된 값이다.

귀무가설을 기각하지 못하고 있음을 보여 주고 있다. 즉, 고려변수들이 모두 패널단위근을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이러한 사실에 기초하여 변수들 간의 패널공적분관계를 검정하도록 한다.

다음에는 변수들 간의 패널공적분검정 결과를 살펴보고자 한다. 공적분검정을 하는데 있어서는 kernel 추정량을 위한 band width의 시차수를 설정하여야 하는데 여기에서는 Newey and West의 방법을 따른다.<sup>4)</sup> 먼저 최근 국가 간 자본이동의 주요 채널이 되고 있는 직접투자와 주요 변수들 간의 공적분관계에 대하여 살펴보기로 한다. 먼저 통제변수를 설명하면 다음과 같다. 본 연구에서도 기존의 자본이동효과를 분석하는 데 있어 자주 통제변수로 사용되는 금융발전 정도와 개방도를 포함하였다.<sup>5)</sup> 또한 각국의 특수효과를 통제하기 위하여 공적분검정에 고정효과를 포함하고 있다.

직접투자는 직접투자의 유입과 유출로 구분되어 설명될 수 있는데, 직접투자의 유입은 외국인 직접투자(FDI)라고 하고 직접투자의 유출은 해외직접투자(ODI)라고 한다. <표 2>는 외국인 직접투자 또는 해외직접투자와 금융발전 정도와 개방도의 통제변수를 고려한 상황에서 주요 변수들 간의 공적분검정 결과를 보여 주고 있다. 먼저 외국인 직접투자에 대하여 살펴보기로 한다. 개방도와 금융발전 정도를 포함한 경우 실질GDP와 외국인 직접투자 간의 공적분관계를 살펴보면, 모든 통계량이 10% 이상의 유의수준에서 패널공적분관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 특히 그룹 내, 그룹 간 ADF 패널통계량의 경우 5% 이상의 유의수준에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 강하게 기각하고 있다. 다음으로 총요소생산성과 외국인 직접투자 간의 관계를 살펴보면 통계량마다 상이한 결과를 보이고 있다. PP 패널통계량의 경우에는 총요소생산성과 외국인 직접투자 간에는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고, ADF 패널통계량에 의해서는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 마지막으로 1인당 투자량과 외국인 직접투자의 경우에도 총요소생산성의 경우와 매우 유사한 결과를 보이고 있다. 즉, PP 패널통계량에 따르면 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나지만, ADF 패널통계량에 따르면 공적분관계가 강하게 존재하는 것으로 나타나고 있다.<sup>6)</sup> 이러한 결과를 요약해 보면 다음과 같

4) 그들은  $\text{lag } n(k)$ 를  $k=4(T/100)^{2/9}$ 로 주어진 값에 가까운 정수값으로 선택할 것을 제안하고 있다. 여기에서  $T$ 는 표본수를 나타낸다.

5) 자본이동효과를 분석하는 데 인적자본도 자주 통제되지만 연도별 자료가 없어 패널자료에서는 사용이 불가능하다.

6) 패널 실증분석에 있어 통계량 간의 일치된 결론이 나오지 않는 경우가 많은데 Pedroni

〈표 2〉 외국인 직접투자(FDI)와 해외직접투자(ODI) 패널공적분검정(47개국)

변 수		통 계 량		통 계 량	
		그룹 내 통계량		그룹 간 통계량	
관심 변수	자본이동 및 통제변수	PP	ADF	PP	ADF
1인당 실질GDP	FDI, 개방도, 금융발전 정도	-1.90*	-2.47**	-1.68*	-3.34***
총요소생산성	FDI, 금융발전 정도, 개방도	-0.42	-2.24**	-0.82	-2.42**
1인당 투자	FDI, 개방도, 금융발전 정도	-0.63	-2.38**	-0.39	-3.55***
1인당 실질GDP	ODI, 금융발전 정도, 개방도	-0.64	-1.32	-0.63	-2.94**
총요소생산성	ODI, 금융발전 정도, 개방도	-1.32	-1.95*	-1.17	-3.05**
1인당 투자	ODI, 금융발전 정도, 개방도	-0.06	-0.93	0.35	-1.63

- 주: 1) FDI는 외국인 직접투자를 의미하고, ODI는 해외직접투자를 의미한다.  
 2) 고정효과가 포함되어 있다.  
 3) 각 값들은 표준정규분포를 갖도록 정규화된 값이다.  
 4) \*, \*\*, \*\*\* 표시는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

은 결론이 가능하다. 즉, 외국인 직접투자는 1인당 실질GDP와 장기적 안정관계가 존재하는 것으로 파악되고 총요소생산성과 1인당 투자와는 약한 장기적 안정관계가 존재하는 것으로 판단된다.

다음에는 직접투자의 유출인 해외직접투자(ODI)와 주요 관심 경제변수와의 패널공적분관계를 살펴보기로 한다. 해외직접투자와 1인당 실질GDP 간에는 그룹 간 ADF 패널통계량만이 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나고, 다른 통계량에 따르면 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 한편, 총요소생산성과 해외직접투자 간에는 통계량마다 차이가 있지만 ADF 패널통계량은 공적분관계가 존재함을 강하게 제시하고 있다. 반면, 해외직접투자와 1인당 투자 간에는 어떤 통계량도 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 따라서 해외직접투자는 1인당 실질GDP, 그리고 총요소생산성 간에 각각 약한 장기적 안정관계가 존재하는 반면, 해외직접투자와 1인당 투자 간에는 장기적인 안정관계가 존재하지 않는 것으로 파악된다.

다음에는 포트폴리오투자에 대한 패널공적분 결과를 살펴보기로 한다. 외국인이 국내에 투자하는 포트폴리오투자를 외국인 포트폴리오투자라 하고, 자국

(1995)는 먼저 그룹 간 통계량을 중시하여 해석할 것을 권하고 있다. 본 논문에서는 모든 값이 동일한 결과를 가져다 줄 때는 안정적 장기관계가 존재한다고 표현하였고, ADF 통계량과 PP 통계량의 결론이 다를 때는 약한 안정적 장기관계가 존재한다고 표현하였다.

72 비안정적 패널자료를 활용한 유형별 국제자본이동효과 비교분석

〈표 3〉 포트폴리오투자의 패널공적분검정(OECD 16개국)

해당 변수		그룹 내 공적분검정		그룹 간 공적분검정	
		PP	ADF	PP	ADF
관심 변수	자본이동 및 통제변수				
1인당 실질GDP	외국인 포트폴리오투자, 금융발전 정도, 개방도	-2.25**	-0.89	-3.71***	-0.63
총요소생산성	외국인 포트폴리오투자, 금융발전 정도, 개방도	-2.68**	-0.95	-5.32***	-1.25
1인당 투자	외국인 포트폴리오투자, 금융발전 정도, 개방도	-0.64	-0.48	-0.91	-0.14
1인당 실질GDP	해외포트폴리오투자, 금융발전 정도, 개방도	-2.68**	-0.85	-4.60***	-1.33
총요소생산성	해외포트폴리오투자, 금융발전 정도, 개방도	-3.16**	-1.43	-4.75***	-1.88*
1인당 투자	해외포트폴리오투자, 금융발전 정도, 개방도	-1.20	0.57	-1.66	0.78

주: 고정효과가 포함되어 있다. 각 값들은 표준정규분포를 갖도록 정규화된 값이다.

\*, \*\*, \*\*\* 표시는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

민이 외국에서의 포트폴리오투자를 해외포트폴리오투자라 한다. 그 결과는 〈표 3〉에 제시되어 있다. 외국인 포트폴리오투자와 1인당 실질GNP는 PP 패널통계량만이 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나고 ADF 패널통계량의 경우에는 공적분관계가 없는 것으로 나타나고 있다. 한편, 총요소생산성과 외국인 포트폴리오투자 간에도 PP 패널통계량의 경우에는 공적분관계가 있는 것으로 나타나지만, ADF 패널통계량의 경우에는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 반면에 1인당 투자는 외국인 포트폴리오투자와 모든 통계량이 공적분관계가 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 종합하여 볼 때, 외국인 포트폴리오투자는 1인당 실질GDP와 총요소생산성과는 각각 장기적인 안정관계를 지니지만, 1인당 투자와는 장기적인 안정관계가 존재하지 않는 것으로 파악된다. 외국인 포트폴리오투자는 1인당 투자와는 장기적인 관련이 없다는 사실은 외국인 포트폴리오투자가 국내투자의 증대로 연결되지 않는다는 사실을 의미한다.

다음에는 해외포트폴리오투자를 살펴본다. 여러 가지 통제변수를 고려한 경우 PP 패널통계량은 해외포트폴리오투자와 1인당 실질GDP 간에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나지만, ADF 패널통계량의 경우에는 변수들 간에 공

〈표 4〉 금융기관 차입의 패널공적분검정

해당 변수		그룹 내 공적분검정		그룹 간 공적분검정	
		PP	ADF	PP	ADF
고려 변수	자본이동 및 통제변수				
1인당 실질GDP	금융기관 차입, 금융발전 정도, 개방도	-0.69	0.17	-1.79*	-0.02
총요소생산성	금융기관 차입, 금융발전 정도, 개방도	-0.68	-0.18	-1.65*	-0.28
1인당 투자	금융기관 차입, 금융발전 정도, 개방도	-1.15	0.05	-1.37	-0.54

주: 고정효과가 포함되어 있다. 각 값들은 표준정규분포를 갖도록 정규화된 값이다.

\* 표시는 각각 10% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 총요소생산성과 해외포트폴리오투자 간에는 그룹 내 ADF 패널통계량을 제외하고 장기적인 안정관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 또한 해외포트폴리오투자와 1인당 투자 간에는 모든 통계량이 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 결론적으로 해외포트폴리오투자는 금융발전 정도와 개방도를 통제하면, 1인당 실질GDP와 총요소생산성과 장기적 안정관계가 존재하고 1인당 투자와는 장기적 안정관계가 존재하지 않는 것으로 여겨진다. 해외포트폴리오투자와 1인당 투자가 장기적인 관련이 없다는 사실은 해외로 포트폴리오투자가 이루어진다고 해서 국내 투자를 감소시킨다든지 또는 증가시키는 것은 아니라는 사실을 의미한다.

마지막으로 금융기관 차입의 경우를 살펴보도록 한다. 그 결과는 〈표 4〉에 나타나 있다. 여러 가지 통제변수를 고려하고 1인당 실질GDP와 금융기관 차입 간에는 그룹 간 PP 패널통계량을 제외하고는 패널공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 총요소생산성과 금융기관 차입 간에 있어서도 그룹 간 PP 패널통계량을 제외하고는 패널공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 1인당 투자와 금융기관 차입 간에는 어떤 통계량에 의해서도 패널공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 이를 통해서 볼 때, 금융기관 차입은 총요소생산성이나 1인당 투자량, 국민소득과 안정적인 장기관계가 존재하지 않는 것으로 판단된다.<sup>7)</sup> 이러한 결과는 금융기관 차입은 국민소득이나 총요

7) 여기에서 시계열자료는 19이고 국가수는 15개로 패널수가 상대적으로 적기 때문에 검정력이 떨어진다는 사실을 감안하여야 할 것이다.

소생산성과 관련이 없다는 기존 연구와 일치하는 결론이다. 또한 금융기관 차입이 증가한다고 해서 국내투자를 증가시키는 것은 아니라는 사실을 의미한다.

상기와 같은 패널공적분관계를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 외국인 직접투자는 개방도와 금융시장 발전을 동시에 고려하는 경우 1인당 실질GDP, 총요소생산성 그리고 1인당 투자량과 장기적인 안정관계가 존재하는 것으로 판단된다. 둘째, 해외직접투자는 1인당 실질GDP와 총요소생산성과는 약한 장기적인 안정관계가 존재하지만 1인당 투자와는 장기적인 관계가 존재하지 않는 것으로 판단된다. 셋째, 외국인 포트폴리오투자는 1인당 실질GDP와 총요소생산성과 장기적인 안정관계를 지니고 있지만, 투자와는 장기적인 관계가 존재하지 않는다. 넷째, 해외포트폴리오투자의 경우에 1인당 실질GDP와 총요소생산성과 장기적인 안정관계가 존재하지만 1인당 투자와는 안정적인 관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다. 마지막으로, 금융기관 차입은 총요소생산성이나 1인당 투자량, 나아가 국민소득과 안정적인 장기관계가 존재하지 않는 것으로 판단된다.

## 2. 패널공적분 추정결과

여기에서는 앞의 패널공적분검정 결과 유의한 패널공적분관계가 존재하는 경우에 한해서, 그룹평균 완전수정 공적분추정량(group mean FMOLS)을 이용하여 공적분계수를 추정하고자 한다. 먼저 외국인 직접투자 및 해외직접투자의 각 변수에 대한 공적분벡터는 <표 5>에 나타나 있다. 1인당 실질GDP로 정규화한 경우인 첫 번째 행을 살펴보면, 모든 변수의 계수는 예상한 바와 같이 유의한 양의 값을 나타내고 있다. 특히, 외국인 직접투자의 계수는 0.097로 유의하게 나타나고 있다. 다음으로 총요소생산성의 경우 외국인 직접투자와 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 그 계수는 1인당 실질GDP와 상당히 유사한 0.092로 나타나고 있다. 그러나 1인당 투자의 경우 그 계수가 상대적으로 작은 음의 값을 가지면서 10% 유의수준에서도 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 외국인 직접투자의 유입은 1인당 소득을 증가시키는 데 있어 투자의 증대가 아니라 주로 총요소생산성의 증대를 통해서 이루어진다는 사실을 시사한다.

한편, 마지막 두 행은 해외직접투자가 1인당 실질GDP와 총요소생산성에 미치는 효과를 나타내고 있는데, 1인당 실질GDP의 경우 해외직접투자의 계수는 0.148로 나타나고 총요소생산성의 경우에는 그 계수가 0.153으로 나타나고 있

〈표 5〉 직접투자 패널공적분벡터 추정

고려 변수 정규화 변수	외국인 직접투자	해외직접투자	개 방 도	금융발전 정도
1인당 실질GDP	0.097 (18.91)		0.024 (7.40)	0.239 (20.96)
총요소생산성	0.092 (24.71)		-0.15 (-2.33)	0.23 (27.2)
1인당 투자	-0.028 (-1.60)		0.071 (4.63)	0.24 (8.80)
1인당 실질GDP		0.148 (32.67)	-0.015 (-0.42)	0.011 (5.99)
총요소생산성		0.153 (32.13)	0.18 (7.06)	0.12 (9.23)

주: 고정효과가 포함되어 있다. ( )의 수치는  $t$  값을 나타낸다.

다. 이러한 결과를 앞의 패널공적분검정에서 살펴보았던 해외직접투자와 1인당 투자 간에 장기적인 안정관계가 존재하지 않는다는 결과를 동시에 고려하면, 해외직접투자는 주로 총요소생산성의 증대를 통해서 국민소득을 증가시킨다고 말할 수 있다.

위와 같은 실증결과를 통해서 볼 때, 외국인 직접투자는 투자의 증대가 아니라 주로 생산기술 이전이나 경영기법의 이전 등을 통해 총요소생산성을 증가시켜 국민소득을 증가시키는 것으로 파악된다.<sup>8)</sup> 따라서 많은 국가들에서 외국인 직접투자의 유입을 위해 많은 유인책을 제공하는 것은 상당한 근거를 갖는 것으로 판단된다. 한편, 해외직접투자도 외국인 직접투자와 마찬가지로 생산성 향상을 통해 총요소생산성을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 이는 해외직접투자를 통해 현지에서의 생산기술이나 새로운 경영기법을 흡수하는 중요한 통로가 된다는 사실을 의미한다. 그러나 해외직접투자는 국내투자와는 특별한 장기 관계를 갖지 않아 해외직접투자가 증가한다고 해서 국내투자가 감소하는 것은 아닌 것으로 판단된다.

8) 만일 두 변수만을 고려하는 경우에는, 예를 들어 총요소생산성과 외국인 직접투자 간의 양의 공적분관계를 이용하여 외국인 직접투자가 총요소생산성을 증대시킨다고 말할 수 없다. 왜냐하면, 총요소생산성의 증가가 외국인 직접투자를 유인하는 결과가 존재할 수 있기 때문이다. 즉, 인과관계의 문제가 존재할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 통제변수를 고려하였기 때문에 이러한 문제는 존재하지 않는다. 만일 두 변수 간의 장기패널 인과관계에 대한 문제는 Canning and Pedroni(2001)를 참조할 수 있고, 외국인 직접투자와 실질GDP 간의 장기패널 인과관계는 김홍기(2004)를 참조하기 바람.

〈표 6〉 외국인 및 해외포트폴리오투자 공적분벡터 추정

고려 변수 정규화 변수	외국인 포트폴리오투자	해외포트폴리오 투자	금융발전 정도	개 방 도
1인당 실질GDP	0.067 (33.62)		0.125 (6.09)	0.11 (3.80)
총요소생산성	0.072 (38.64)		0.094 (3.73)	0.132 (0.80)
1인당 실질GDP		0.092 (51.44)	0.29 (10.72)	0.25 (24.69)
총요소생산성		0.094 (60.28)	0.032 (16.58)	0.129 (18.66)

주: 고정효과가 포함되어 있다. ( )의 수치는 t 값을 나타낸다.

다음에는 포트폴리오투자에 대한 공적분벡터를 살펴보기로 한다(〈표 6〉 참조). 우리는 앞에서 외국인(해외) 포트폴리오투자는 1인당 투자와는 안정적인 관계를 갖지 않고, 1인당 실질GDP나 총요소생산성과 안정적인 장기관계가 존재함을 살펴보았다. 따라서 여기에서 1인당 실질GDP 및 총요소생산성에 대한 공적분벡터를 추정하였다. 〈표 6〉에서 제시되었듯이, 1인당 실질GDP와 총요소생산성으로 각각 정규화한 경우에, 외국인 포트폴리오투자의 계수가 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 즉, 이러한 사실은 외국인 포트폴리오투자 유입은 생산기법이나 경영기술의 향상을 통한 생산성 증대에 유의한 영향을 미쳐 국민소득을 증가시킨다고 해석될 수 있다.

다음으로 해외포트폴리오투자의 경우를 살펴보면 다음과 같다. 실질GDP, 총요소생산성이나 1인당 투자로 정규화한 모든 경우에 해외포트폴리오투자의 계수는 유의한 양의 값을 지니고 있다. 이러한 실증결과는 해외포트폴리오투자도 외국인 포트폴리오투자와 마찬가지로 장기적으로 총요소생산성을 증가시켜 국민소득을 증가시킨다고 해석될 수 있다.

앞에서는 개별 자본이동의 유형이 국민소득이나 총요소생산성에 미치는 효과를 살펴보았다. 다음에는 자본유입 및 자본유출의 형태, 즉 외국인(해외) 직접투자와 외국인(해외) 포트폴리오투자 간에 실질GDP나 총요소생산성에 미치는 효과에 있어 어느 효과가 상대적으로 더 큰지를 비교하여 보기로 한다. 이를 위해 외국인(해외) 직접투자와 외국인(해외) 포트폴리오투자를 동시에 포함시켜 공적분벡터를 추정하기로 한다. 이의 결과는 〈표 7〉에 제시되어 있다. 먼저 이

〈표 7〉 직접투자와 포트폴리오투자 공적분벡터 추정

고려 변수 정규화 변수	외국인 직접투자	외국인 포트폴리오투자	금융발전 정도	패널공적분검정
1인당 실질GDP	0.072 (13.01)	0.049 (13.72)	0.144 (249)	그룹 간 PP: -1.83 그룹 간 ADF: -3.12
총요소생산성	0.055 (12.82)	0.036 (12.82)	0.127 (6.30)	그룹 간 PP: -1.65 그룹 간 ADF: -2.90
1인당 투자				그룹 간 PP: -1.50 그룹 간 ADF: -1.55
	해외직접투자	해외 포트폴리오투자	금융발전 정도	
1인당 실질GDP	0.015 (9.48)	0.053 (18.25)	0.20 (6.82)	그룹 간 PP: -5.31 그룹 간 ADF: -4.75
총요소생산성	-0.019 (-1.42)	0.061 (23.35)	0.185 (6.82)	그룹 간 PP: -3.05 그룹 간 ADF: -2.99
1인당 투자				그룹 간 PP: -1.57 그룹 간 ADF: -0.45

주: 고정효과가 포함되어 있다. ( )의 수치는 *t* 값을 나타낸다.

러한 변수들을 동시에 추정하는 경우 공적분관계가 존재하는지는 마지막 행 패널공적분검정에 제시되어 있다. 여기에서는 그룹 간 패널통계량 값만을 제시하였는데, 자본유출이나 자본유입 모두 1인당 실질GDP와 총요소생산성의 경우에는 대부분의 통계량이 공적분이 존재함을 나타내지만 1인당 투자의 경우에는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 먼저 자본유입을 살펴보기로 한다. 표에서 제시된 바와 같이 외국인 직접투자와 외국인 포트폴리오투자는 1인당 실질GDP에 유의한 양의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 외국인 직접투자의 계수는 0.072로 외국인 포트폴리오투자의 계수 0.049에 비해 큰 값을 갖고 있다. 즉, 외국인 직접투자의 유입은 포트폴리오투자의 유입에 비해 국민소득에 더 큰 영향을 주는 것으로 파악된다. 총요소생산성으로 정규화한 경우에도 외국인 직접투자와 외국인 포트폴리오투자의 계수가 유의한 양의 값을 나타내고 있다. 또한 외국인 직접투자의 계수는 0.055이고, 외국인 포트폴리오투자는 0.036으로 외국인 직접투자의 계수가 크게 나타나고 있다. 따라서 이러한 결과를 종합하면 자본유입의 형태에 있어 외국인 직접투자 형태의 자본유입이 포트폴리오투자 형태의 자본유입에 비해 총요소생산성이나 국민소득에 더

큰 영향을 준다고 말할 수 있다.

다음에는 자본유출의 경우를 살펴보기로 한다. 이 결과는 <표 7>의 마지막 두 행에 제시되어 있다. 1인당 소득으로 정규화한 경우 해외직접투자와 해외포트폴리오투자의 계수는 모두 유의한 양의 값을 갖고 있다. 그러나 이 경우에는 해외포트폴리오투자의 계수는 0.053으로 해외직접투자의 계수 0.015보다 상대적으로 큰 값을 갖고 있다. 한편, 총요소생산성의 경우에는 해외포트폴리오의 계수는 0.061로 유의한 값을 갖지만 해외직접투자의 계수는 유의하지 않은 음의 값  $-0.019$ 로 나타나고 있다. 이러한 사실을 종합하면 자본유출의 경우 포트폴리오투자 형태의 자본유출이 직접투자 형태의 자본유출보다 국민소득이나 총요소생산성에 더 큰 영향을 미친다는 사실을 알 수 있다.

상기와 같은 결과를 통해 자본유입과 자본유출의 유형별 효과를 비교하여 보면 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다. 자본유입의 경우에는 직접투자가 포트폴리오투자보다 총요소생산성이나 국민소득에 더 큰 영향을 미치는 데 반해, 자본유출의 경우에는 포트폴리오투자가 직접투자에 비해 총요소생산성이나 국민소득에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다.

이러한 공적분백터의 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 외국인 직접투자는 장기적으로 국내투자와 총요소생산성을 증대시켜 실질소득을 증가시킨다. 해외직접투자도 외국인 직접투자와 마찬가지로 총요소생산성을 증대시켜 국민소득을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 이러한 사실은 많은 국가들이 외국인 직접투자를 유치함으로써 선진기술을 흡수하여 생산성 향상이나 국내투자를 증대시키려는 노력의 타당성을 뒷받침해 준다. 또한 해외직접투자도 선진 경영기법이나 기술을 흡수하여 국내의 생산성을 증대시키는 중요한 통로가 되고 있음을 보여 주고 있어 매우 흥미로운 발견이라 여겨진다. 특히, 한국 경제에 있어 해외투자의 급속한 증대가 국내경제에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 문제 제기는 본 연구의 실증결과와는 일치되지 않는 것이라 판단된다. 둘째, 외국인 포트폴리오투자는 총요소생산성에 유의한 양의 영향을 미쳐 국민소득을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 한편, 해외포트폴리오투자도 총요소생산성을 증대시켜 국민소득을 증가시킨다. 셋째, 금융기관 차입은 장기적으로 총요소생산성이나 국내투자, 나아가 실질소득에 영향을 주지 못하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 금융기관 차입은 주로 국제수지 불균형이나 다른 부문의 불균형을 보완하기 위해 이루어지는 경우가 많다는 사실을 고려하면 타당한 결론이라 판단된다. 넷째, 자본유입의 경우에 직접투자가 포트폴리오투자보다 총요소생산성

이나 국민소득에 더 큰 영향을 미치는 데 반해, 자본유출의 경우에는 포트폴리오투자가 직접투자에 비해 중요소생산성이나 국민소득에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다.

## V. 요약 및 결론

본 논문은 OECD 16개국의 비안정적인 패널자료를 활용하여 유형별 자본이동의 장기효과에 대하여 실증분석하였다. 고려하고 있는 대부분의 변수는 패널단위근을 지니는 특성을 지니고 있어 비안정적 패널기법을 활용하는 데 적절하다고 판단되었다. 패널공적분 결과는 고려하는 변수마다 큰 차이를 보이고 있다. 패널공적분관계를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 외국인 직접투자는 실질 GDP와 장기적인 안정관계가 존재하고, 중요소생산성과 1인당 투자량과는 약한 장기적 관계가 존재하는 것으로 판단된다. 둘째, 해외직접투자는 1인당 실질 GDP와 중요소생산성과는 장기적인 안정관계가 존재하는 반면, 1인당 투자와는 장기적인 관계가 존재하지 않는 것으로 판단된다. 셋째, 외국인 포트폴리오투자는 중요소생산성과 실질 GDP와 장기적인 안정관계를 지니고 있지만, 투자와는 장기적인 관계가 존재하지 않는다. 넷째, 해외포트폴리오투자는 경우에 실질 GDP와 중요소생산성과 장기적인 안정관계가 존재하고 투자와는 공적분관계가 존재하지 않는다. 마지막으로, 금융기관 차입은 중요소생산성이나 1인당 투자량, 나아가 국민소득과 안정적인 장기관계가 존재하지 않는다.

다음으로 패널공적분벡터를 추정된 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 외국인 직접투자는 장기적으로 중요소생산성을 증대시켜 실질소득을 증가시킨다. 해외직접투자도 장기적으로 중요소생산성을 증대시켜 1인당 실질 GDP에는 유의한 영향을 미친다. 둘째, 외국인 포트폴리오투자는 중요소생산성에 유의한 영향을 미쳐 국민소득을 증가시킨다. 한편, 해외포트폴리오투자도 중요소생산성을 증대시켜 실질소득을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 셋째, 자본유입의 경우에 있어 직접투자 형태의 자본유입이 포트폴리오투자의 자본유입보다 중요소생산성이나 국민소득에 더 큰 영향을 미치는 데 반해, 자본유출의 경우에는 포트폴리오투자 형태의 자본유출이 직접투자 형태의 자본유출보다 중요소생산성이나 국민소득에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다. 넷째, 금융기관 차입은 장기적으로 중요소생산성이나 국내투자, 나아가 실질소득에 영향을 주지 못하

는 것으로 나타난다.

마지막으로 본 연구의 한계를 지적하는 것으로 논문을 마무리하고자 한다. 첫째, 패널공적분의 결과가 사용통계량마다 상이하다는 문제점을 안고 있다. 이는 통계량의 특성에 기인한 측면도 있지만 자료의 신뢰성에 기인한 측면도 존재하는 것으로 파악된다. 둘째, 유형별 자본이동의 형태를 규명하는 데 있어 아직 OECD 16개 선진국만을 고려하였기 때문에 본 논문의 실증결과로 한국과 같은 개도국의 자본이동효과를 설명하는 데 한계가 있을 것으로 추론된다. 셋째, 통제변수로 보다 많은 변수, 예를 들어 인적자본이나 기술변수를 고려하지 못하였다는 한계를 들 수 있다. 이러한 문제점은 추후 연구과제로 삼고자 한다.

## 참 고 문 헌

- 김흥기, 「비안정적 패널자료를 이용한 외국인 직접투자의 장기효과: 개도국을 중심으로」, 『국제경제연구』 제10권 제1호, 한국국제경제학회, 2004.
- Aitken and Harrison, “Spillovers, Foreign Investment and Export Behavior,” *Journal of International Economics*, Vol. 43, 1997, 103~132.
- Alfaro, Chandra, Kalemi-Ozcan, and Sayek, “FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Market,” Harvard Business School Working Paper 01-083, 2002.
- Arteta, C., Barry Eichengreen, and Charles Wyplosz, “When does Capital Account Liberalization Help More than It Hurts?,” NBER Working Paper No. 8414, 2001.
- Balasubramanyam, Salisu and Dapsoford, “Foreign Direct Investment and Growth in EP and IP Countries,” *Economic Journal*, 106, 1996.
- Baltagi, H.B., C. Kao, and Nonstationary Panels, “Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey,” *Advances in Econometrics*, Vol. 15, 2000, 7~51.
- Basu, Chakraborty and Reagle, “Liberalization, FDI and Growth in Developing Countries: A Panel Cointegration Approach,” *Economic Inquiry*, forthcoming, 2002.
- Bekaert, G., C. Harvey, and C. Lundblad, “Does Financial Liberalization Spur

- Growth?," NBER Working paper No. 8245, 2001.
- Borenstein, E., J. de Gregorio, and J. Lee, "How does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?," *Journal of International Economics*, Vol. 45, No. 1, 1998.
- Canning, D. and Peter Pedroni, "Infrastructure and Long Run Economic Growth," unpublished, Cornell University, 2001.
- Carkovic, M. and R. Levine, "Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?," unpublished, University of Minnesota, 2002.
- Carlson, M. and L. Hernandez, "Determinants and Repercussion of the Composition of Capital Flows," IMF Working Paper WP/02/86, 2002.
- Choi, I., "Unit Root Test for Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, 20, 2001, 249~272.
- De la Potteri and F. Lichtennerg, "Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders?," *Review of Economics and Statistics*, forthcoming, 2002.
- De Mello, L.R., "Foreign Direct Investment-led Growth," *Oxford Economic Papers*, Vol. 51, No. 1, 1999, 135~151.
- Durham, J.B., "Foreign Portfolio Investment, Foreign Bank Lending and Economic Growth," International Financial Discussion Papers 757, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003.
- Easterly, William and Ross Levine, "Its Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models," *The World Bank Economic Review*, Vol. 15, No. 2, 2001, 177~219.
- Edison, H., M.W. Klein, Luca Ricci, and Torsten Sloek, "Global Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis," NBER Working Paper No. 9100, 2002.
- Edwards, Sebastian, "Capital Mobility and Economic Performance: Are Emerging Economies Different?," NBER Working Paper No. 8076, 2001.
- Eichengreen Barry, "Capital Account Liberalization: What do the Cross Country Studies Tell Us?," University of California, Berkeley, 2001.
- Grilli and Milesi-Ferreti, "Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls," *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 3, 1995.

- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. C. Shin, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, unpublished manuscript, 1997.
- Klein, M. W. and G. Olivei, "Capital Account Liberalization, Financial Depth and Economic Growth," NBER Working Paper No. 7384, 1999.
- Kao, C. and M. H. Chiang, "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data," *Advances in Econometrics*, 15, 2000, 179~222.
- Lane, P. Milesi-Ferretti, "Long-Term Capital Movement," NBER Macroeconomics Annual 2001, 2001.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108, 2002, 1~24.
- Maddala, G. S. and S. Wu., "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issues, 1999, 631~652.
- Mark and Sul, "A Computational Simple Cointegration Vector Estimation for Panel Data," The Ohio State University, Department of Economics Working Papers, 2002.
- Nair-Reichert, Usha and Diana Weinhold, Causality Tests for Cross Country Panels: New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 63. No. 2, 2001, 153~171.
- O'Donnel, Barry, "Financial Openness and Economic Performance," unpublished, Trinity College Dublin, 2001.
- Pedroni, P., "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis," Working Paper No. 95~013, Indiana University, 1995.
- \_\_\_\_\_, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issues, 1999, 653~670.
- \_\_\_\_\_, "Fully Modified OLS For Heterogeneous Cointegrated Panels," *Advanced in Econometrics*, Vol. 15, 2000, 93~130.

- \_\_\_\_\_, "Purchasing Power parity Tests in Cointegrated panels," *Review of Economics and Statistics*, 83, 2001, 723~741.
- Pesaran and Smith, "Estimation of Long Run Relationship from Dynamic heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 68, 1995, 79~113.
- Phillips and Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Process," *Review of Economic Studies*, 57, 1990, 99~125.
- Quah, D., "Exploiting Cross Section Variation for Unit Root Inferences in Dynamic Panel Data," *Economic Letters*, 44, 1994, 1353~1357.
- Quinn, Dennis, "The Correlation of Change in International Financial Regulation," *American Political Science Review*, Vol. 91, No. 3, 1997, 531~551.
- Rappaport Jordan, "How Does Openness to Capital Flows Affect Growth?," RWP 00-11, 2000.
- Rodrick, Dani, "Who Needs Capital Account Convertibility?," *Essays in International Finance*, No. 207, 1998.
- Soto, Marcelo, "Capital Glows and Growth in Developing Countries: Recent Empirical Evidence," OECD Technical Papers No. 160, 2000.

[Abstract]

## The Long Run Effects of International Capital Movement by Types Using Nonstationary Panel Data

Hongkee Kim

This paper analyzes the effects of international capital movement by types using nonstationary panel data. The empirical works show several interesting results. Firstly, Both the inward direct investment and outward direct investment have a positive long run effects on real GDP through an increase in total factor productivity, not through an increase in investment. Secondly, inward portfolio investments and outward portfolio investment lead to increase in real GDP through an increase in total factor productivity. Thirdly, borrowings by financial institution do not have a long run effects on fixed investment, total factor productivity and real GDP. Finally, direct investment has a bigger effect on total factor productivity and real GDP than the portfolio investment in the case of capital inflow, while the portfolio investment has a bigger effect on total factor productivity and real GDP than the direct investment in the case of capital outflow.

**Keywords:** Panel cointegration, group mean FMOLS, international capital movement by types, total factor productivity

**JEL Classification:** F12, F23