동아시아 국가의 자본이동성 평가

김 홍 기

본 논문은 패널공적분 추정기법을 이용하여 동아시아 9개국의 저축과 투자의 관계를 추정함으로써 자본이동성 크기를 측정하고 있다. 저축과 투자는 패널자료로 각각 비안정적으로 나타나고 있고, 두 변수 간에는 장기적인 안정관계가 존재하는 것으로 확인되었다. 그룹 내, 그룹 간 FMOLS와 DOLS 방법을 이용한 저축보유계수 추정치는 1980년대 중반 이후 크게 감소하여 그 이전과 비교하여 자본이동성이 크게 높아진 것으로 평가되고 있다. 더욱이 그룹 내 패널공적분 추정치에 의하면 1980년대 중반 이후 국가간에 자본이동성이 완전한 것으로 나타나고 있다. 패널공적분 기법에 의거한 저축보유계수 추정치는 최근 정보통신기술의 발달, 범세계적인 자본이동자유화 등을 고려할 때 1980년대 이후 자본이동성이 급속히 증가하였다는 일반적 인식과 부합되는 결론이라 하겠다. 따라서 패널공적분 추정기법에 의한 저축보유계수는 자본이동성을 측정하는데 유효한 기법이라 판단된다.

1. 서 론

1980년대 중반 이후 국제경제환경 변화의 중심축으로 역할하고 있는 것은 급속한 국가간 자본이동이다. 그 일례로 금융개방도를 나타내는 GDP대비 해외 자산과 부채 합의 비율이 전 세계적으로 1985년 0.86에서 2001년에 2.3, 2003년에는 2.64로 급속히 증가하고 있다. 이를 통해 볼 때 양적으로 자본이동성이 크게 증가하고 있는 것은 사실이다. 이렇게 자본이동성이 크게 증가하고 있는 이유는 정보통신기술의 발달과 함께 자본이동의 자유화에 힘입은 바 크다. 또한 무역의 증대, 국내금융시장발달, 경제발전 등도 자본이동을 증가시킨 요인으로 작용한다.

자본이동성은 국민경제에 매우 중요한 의미를 지닌다. 국제자본이동은 위험분산, 투자재원의 제약 완화나 여유자금의 보다 높은 수익률 확보, 시제간의 소비평준화 그리고 금융시장에서의 경쟁 촉진 및 새로운 금융혁신으로 인한 금융발전 등을 통해 경제성장을 촉진하는 순기능을 갖는다고 알려져 있다. 한편 국제간 자본이동은 과도한 자본유입으로 인한 주식이나 부동산의 급격한 가격상승을 가져오는 버블심화, 환율의 불안정성의 심화에 따른 위험 증대, 실질환율의 장기이탈현상, 자본이동의 급속한 역전, 경제정책의 효율성 약화, 금융제도의 불안정성 심화 등 다양한 문제점을 수반할 수도 있다. 이렇듯 자본

이동성은 국민경제에 한편으론 많은 이익을 가져오기도 하지만 다른 한편으론 큰 부담으로 작용하기도 한다. 특히 자본이동성은 금융정책의 실효성에 큰 영향을 주기 때문에, 금융정책을 실시하는 데 있어 자본이동성에 따른 구조적 변화를 고려해야 한다. 따라서 자본이동성의 크기에 대한 정보는 경제정책이나 경제의 안정적 운영에 매우 중요한 역할을 한다.

한편 EU의 경제통합을 필두로 지역적인 경제통합이 급속히 진전되면서 아시아 국가에서도 경제통합에 대한 많은 논의가 이루어지고 있다. 특히 아세안+3으로 일컬어지는 동아시아국가에서도 세계적인 지역통합과 금융위기에 대한 공동대처를 위해 경제통합에 대한 논의가 급속히 진전되고 있다. 특히 2005년 소위 치앙마이이니셔티브(Chiang Mai Initiative: CMI)에서 외환위기의 재발방지를 위해 양자간 통화스왑협정을 하기로 하고 아시아의 외환위기나 금융위기를 재발하지 않도록 공동노력을 하기로 하였다. 2009년 5월에는 인도네시아 발리에서 개최된 ASEAN+3 재무장관회의에서 아시아 공동기금의 출범에 대한 합의가 이루어져 CMI의 다자화가 성사되었다. 이에 따르면 아시아 공동기금을 1,200억 달러로 하고 이중 한국과 중국, 일본의 CMI 분담비율은 16%, 32%, 32%로 분담금 총액 중 960억 달러에 이른다. 또한 아시아채권시장 이니셔티브를 위해 신용보증투자기구를 ADB 내에 설립하기로 하고 자본금 확충을 논의하였다. 이에 따라 아시아 지역에서의 금융위기 대응능력을 한 단계 높였고 나아가 아시아통화기금(Asian Monetary Fund: AMF)의 기반을 확립하였다. 그러나 아직 많은 한계를 지니고 있다. 현재에는 IMF의 동의 없이 역내국가 간의 합의만으로 자금 공급이 가능한 부분은 전체기금의 20%에 한정되어 있다. 또한 아시아 공동기금은 회원국이 외환위기가 발생한 경우로 한정되어 있다. 그럼에도 불구하고 CMI의 다자화는 동아시아 금융협력을 한 단계 강화시킨 것으로 아시아 차원의 통화기금 출범의 길을 열었다는 점에서 큰 의의를 갖는다. 특히 아시아채권시장 이니셔티브를 위해 신용보증투자기구를 설립하기로 한 것은 역내국 간의 자본이동을 크게 증가시키는 데 매우 중요한 역할을 할 것으로 가대된다. 그동안 아시아 국가들은 역외국에 대한 수출자금을 역내국이 아닌 역외국에 투자하는 형태로 진행되었다. 이에 따라 아시아 역내국 간의 무역연계성은 높음에도 불구하고 금융부분은 역내 연계성이 떨어지는 문제점을 안고 있었다.

이러한 맥락에서 아시아 국가들의 자본이동성은 어느 정도가 되는지를 살펴보는 것은 매우 의미가 있다고 판단된다. GDP대비 해외 자산과 부채 합의 비율이 ASEAN+3 개국에 있어서는 그 비율이 1980년대에는 50～60%에 머물던 것이 90년대에는 100%를 넘었고 2000년대 들어서는 250%를 초과하고 있다. 이는 세계적인 평균 수준을 초과하고 있

고 특히 최근 들어 증가율이 매우 높게 나타나고 있다는 사실이다.

자본이동의 크기를 파악하는 방법에는 여러 가지가 있는데 대표적인 방법으로 금리평가(interest parity condition)에 의한 방법과 저축-투자관계를 이용한 방법을 들 수 있다. 일반적으로 금리평가를 이용한 방법은 단기자본 이동성의 측정에 사용되고 저축과 투자의 관계는 자본의 장기이동에 초점을 맞추고 있다. 금리평가에 의한 자본이동성 측정은 국가간에 자본이동이 완전히 자유로우면 동일한 통화로 표시한 양국의 수익률이 같아질 것이기 때문에, 이러한 상태로부터 얼마나 벗어나느냐를 기준으로 자본이동성을 측정한다. 그러나 금리평가에 의한 자본이동성 측정에는 실제로 많은 어려움이 따르는데 특히 유동성이나 위험성, 만기 등이 동일한 금융상품을 비교해야 하는데 실제로 이를 찾기가 쉽지 않다.

Feldstein and Horioka(1980: 이하 FH)은 금리평형조건에 의한 자본이동성 측정과는 달리 쉽게 파악이 가능한 국민저축과 국내투자라는 변수를 이용하여 이들 간의 상관관계를 통해 자본이동성 크기를 측정하고 있다. 일반적으로 국가간의 자본이동이 완전한 경우에는 국내저축은 전 세계를 대상으로 높은 수익률을 찾아 운용될 것이고, 국내투자를 위한 재원확보도 전 세계를 대상으로 이루어질 것이다. 따라서 자본이동성이 완전하다면 일국의 저축과 투자는 관련성이 없게 되어 국민저축과 국내투자의 상관관계(FH계수)는 0이 될 것이다. 반대로 국가간의 자본이동이 없는 경우에는 일국의 저축증가는 반드시 그 국가의 투자를 증가시키게 되어 저축과 투자의 상관관계가 1이 될 것이다. 즉, 저축과 투자의 상관관계가 클수록 자본이동성이 낮고 반대로 그 상관관계가 작을수록 자본이동성이 높게 나타날 것이다. 따라서 저축과 투자의 관계가 자본이동성을 측정하는 지표가 된다고 보았다. 그러나 FH는 자본이동성이 높다고 인식되는 16개 OECD 국가를 대상으로 횡단면자료를 이용하여 저축과 투자의 관련성을 검토하였는데, 예상외로 그 상관관계가 크게 나타났고 더욱이 그 상관관계가 1이라는 가설을 기각하지 못하였다. 그 이후 저축과 투자의 관계를 검토하는 많은 연구가 이루어졌는데 대부분 FH와 유사한 결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 FH 수수께끼라고 불려지고 있다. FH의 수수께끼가 발생하는 이유에 대한 많은 연구가 이루어졌다. 즉, 예산제약의 문제, 정책의 문제, 대상국가의 선정문제, 누락변수의 문제, 그리고 추정방법의 문제 등으로 저축과 투자의 상관관계를 통한 자본이동성 측정에는 한계가 있다고 보고 있다.

본 연구는 FH의 퍼즐이 주로 추정방법론상의 문제로 인해 발생한다는 점에 주안점을 두고 동아시아 국가들에 대해 자본이동성을 측정하고자 한다. 그 동안 저축과 투자의 관련성을 이용하여 자본이동을 측정하는 많은 연구들이 이루어졌지만 초기에는 주로 횡단

면자료를 이용하여 자본이동성을 측정하였다. 그 이후 시계열자료를 이용한 분석도 진행되었다. 일반적으로 저축율과 투자율은 비안정적이라고 알려지고 있어, 공적분 관계를 확인해야 가성회귀의 분석을 회피할 수 있다. 따라서 공적분 방법으로 저축-투자의 관련성 크기를 추정하려는 연구들이 진행되었다.(1) 그러나 Engle and Granger의 2단계 공적분 기법이나 Johansen의 최우추정법을 이용한 전통적인 공적분 기법은 검정력이 낮다는 문제점을 지니고 있다. 본 연구에서는 검정력을 증대시키는 패널자료를 이용하고자 한다. 한편 김홍기(2003)는 패널공적분 방법에 의한 FH계수 추정은 자본이동을 추정하는 데 매우 유력한 방법임을 실증분석을 통해 확인하고 있는 바 본 연구에서도 패널공적분 방법에 의해 동아시아 국가에서의 자본이동성을 측정하고자 한다.

본 연구에서는 최근에 급속히 개발되고 있는 비안정적 패널 기법을 이용하여 동아시아 9개국의 저축율과 투자율의 관계를 분석함으로써 자본이동성의 크기를 추정하고자 한다. 본 논문은 다음과 같은 점에서 기존의 연구와 차별된다. 첫째, 비안정적 패널기법을 저축과 투자의 장기적 관계에 적용한다. 둘째로, 공적분 추정량의 그룹 간 추정량과 그룹 내 추정량을 비교하여 어떠한 차이를 가져오는지를 검토한다. 또한 Pedroni(2000)의 패널 Fully Modified OLS(FMOLS)와 Kao and Chiang(2000)의 패널 Dynamic OLS(DOLS) 추정량을 사용하여 이 결과를 비교 검토한다. 셋째, 상기의 기법을 이용하여 기간에 따라 FH계수를 추정하여 자본이동성의 추이를 검토한다. 마지막으로 상기에서 추정한 결과를 다른 기존의 추정결과와 비교하여 동아시아 국가들의 자본이동성이 어느 정도인지를 비교한다.

본 연구는 다음과 같은 방법으로 진행된다. 2장에서는 주로 패널자료를 이용한 저축과 투자관계에 대한 기존의 연구를 검토하고 3장에서는 실증분석을 위한 비안정적 패널기법을 소개한다. 4장에서는 실증분석결과를 분석하고 이를 해석한다. 마지막으로 5장에서는 요약과 결론을 맺는다.

2. 기존 연구 검토(2)

저축과 투자의 관계를 이용한 자본이동성 측정에 대한 최초의 연구는 Feldstein and Horioka(1980)에 의해 이루어졌는데 다음과 같은 식을 이용하였다.

---

(1) 저축과 투자 간의 공적분 분석의 대표적인 연구로는 Argimon and Roldan(1994), Jansen and Schulze(1996) 등을 들 수 있다.

(2) 김홍기(2004)에서 제시된 내용을 참조.

$$IR_i = \alpha + \beta SR_i + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

여기에서 IR_i는 i국의 평균 투자율을 나타내고 SR_i는 i국의 평균 저축률을 의미한다. 여기에서 β를 FH계수, 혹은 저축보유계수(savings retention coefficient)라 하고 이 값이 1에 가까우면 자본이동성이 낮은 것이고 0에 가까우면 자본이동성이 완전한 것이다. Feldstein and Horioka의 추정결과, β는 0.89로 나타나 자본이동성이 높을 것이라는 일반적 예상과는 반대되는 결과가 나타났다. 일부 연구는 자본이동성이 완전한 상태에서도 비교역재나 경상수지 안정정책, 혹은 시제적 예산제약(intertemporal budget constraint)으로 β값이 매우 큰 값을 가질 수 있다는 사실을 보이면서 FH계수가 자본이동성을 추정하는데 적절하지 못하다는 주장을 하기도 한다〔Coakley, Kulasi and Smith(1998)〕. 그러나 아직도 자본이동성 측정 측면에서 FH계수 추정에 대한 연구는 활발하게 진행되고 있고 최근에는 Panel자료를 이용한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 이하에서는 주로 Panel자료를 이용한 연구를 검토하고자 한다.

Krol(1996)은 일정기간의 저축과 투자의 평균자료를 이용한 저축투자의 관계는 자본이동성 크기를 측정하는 데 부적합하다고 주장하고 있다. 왜냐하면 시제적 예산제약(intertemporal budget constraint) 때문에 미래예상 경상수지 현재가치는 0이 되어야 하고, 경상수지는 저축과 투자의 차이로 나타나기 때문에 장기적으로 저축율과 투자율의 상관관계는 매우 높게 나타나게 된다고 보고 있다. 따라서 그는 자본이동을 측정하기 위하여 상대적으로 오랜 기간동안의 저축과 투자에 대한 평균자료를 이용한 자본이동성 측정은 자본이동성을 측정하기 보다는 시제적 예산제약에 대한 검정에 불과하다고 보고 있다. 그는 평균자료 대신에 연간자료로 구성된 저축과 투자의 패널자료를 이용하여 저축-투자 관계를 분석하였다. 그 결과 FH계수가 0.16-0.2로 매우 낮은 값을 보여, 연간패널자료를 이용한 저축과 투자의 상관관계가 자본이동성 측정에 매우 효과적이라고 주장하고 있다.

Coakley *et al.*(2001)은 횡단면자료는 국가들 간의 이질성(heterogeneity)을 고려하지 못한다는 문제점이 있다는 사실을 지적하면서 횡단면자료의 사용에 문제를 제기하고 있다. 또한 전통적인 패널 역시 고정효과에만 이질성을 고려하고 기울기에 대한 이질성은 고려하지 못하고 있다는 한계를 지적하면서 패널에서 기울기에도 이질성을 고려할 수 있는 그룹 간(group mean) 추정량을 사용할 것을 주장하고 있다. 특히 그들은 패널에서 각 그룹에 대해 추정을 하고 이들에 대한 평균을 취하면 비안정적인 오차항과 회귀변수 간의 공분산은 약화된다는 결과를 이용하여 그룹 간 추정량이 장기효과의 일치추정량을 얻을 수 있다고 보고 있다. 이를 근거로 그들은 패널 단위근과 패널공적분 기법을 사용하지

않고 Coakley, Fuertes and Smith(2001)가 제안한 그룹 간 패널추정량을 이용하여 FH계수를 추정하고 있다. 그 결과 FH계수가 횡단면자료를 이용하면 0.68이지만 그룹 간 패널추정량을 이용하면 그 값이 0.33으로 감소한다는 사실을 보이고 있다. 즉, 그룹 간 패널추정량이 FH 수수께끼에 대한 해결책을 제시한다고 주장하고 있다.

Ho(2002)는 최초로 패널공적분 기법을 이용하여 FH계수를 추정하고 있다. 그는 그룹 내(within group)기법에 의거 Kao and Chiang(2000)이 제시한 DOLS와 FMOLS를 이용하여 1961년부터 1997년까지 OECD 20개국에 대하여 FH계수를 추정하고 있다. 그 결과 FH계수가 FMOLS 추정량에 의해서는 0.84에 머무르지만 DOLS 추정량에 의해서는 0.47로 하락함을 보이고 있다.

김홍기(2003)은 패널공적분 추정기법을 이용하여 OECD 국가군과 아시아 국가군에 대해 저축과 투자의 관계를 추정한 결과, 저축보유계수(F-H) 추정치는 1980년대 이후 크게 감소하여 자본이동성이 매우 높은 것으로 나타나고 있다. 더욱이 그룹 내 패널공적분 추정치에 의하면 1980년대 이후 국가간에 자본이동성이 완전한 것으로 나타나고 있다. Kim, Oh and Jung(2005)에서도 다양한 패널공적분 추정방법을 이용한 결과 아시아에서도 1980년대 이후 자본이동성이 크게 증가하는 것으로 나타나고 있다. 김홍기(2004)에서도 EU의 경우 패널공적분 추정법에 의하면 1980년대 이후 자본이동성이 크게 증가한 것으로 나타나고 있다.

앞에서 살펴본 바와 같이 패널을 이용한 연구는 주로 전통적 패널기법을 이용하고 있다. 그러나 전통적 패널기법은 가성회귀의 문제가 발생할 수 있고 만일 일정기간의 평균을 이용한 자료일 경우에는 단기적 동태성을 고려하지 못한다는 문제점을 지니고 있다. 한편 단기적 동태성을 고려한다 할지라도 매우 제한된 경우, 예를 들어 그룹들 간의 동태성이 동일하다는 가정을 전제로 하고 있다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위하여 패널공적분 기법을 이용하고자 한다. Ho(2002)는 이러한 인식하에 패널공적분 기법을 이용하고 있는데 단지 그룹 내(within group) 패널공적분 추정기법만을 이용하고 있다. Pedroni(2001)가 지적하듯이 점추정을 하고자 하는 경우에는 그룹 간 기법을 사용하는 것이 바람직하다.(3) 따라서 본 연구에서는 Pedroni가 지적한 방법을 활용한 김홍기(2003)의 방법을 따라 공적분 검정이나 공적분벡터 추정시 그룹 내 기법만이 아니라 그룹 간 기법을 동시에 이용한다.

(3) group mean 추정량은 각 그룹의 추정계수의 평균에 점근적으로 일치하게(consistent) 된다.

3. 실증분석 기법(4)

3.1. 패널 단위근 및 공적분 검정기법

잘 알려져 있듯이 개별자료에 대한 전통적인 단위근 검정은 낮은 검정력 문제가 존재한다. 또한 국가나 산업간의 상호의존성을 고려할 수 없다는 문제점을 지닌다. 패널자료는 관측수를 늘려 검정력을 높이고 또한 그룹 간의 상호의존성도 어느 정도 고려할 수 있다는 장점을 지니고 있다.(5) 패널 단위근에 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.(6) 여기에서는 패널 단위근 검정에 대해 비교적 상세히 소개하고자 한다.

LLC는 고정효과, 개별추세 및 공동시간효과 및 이질적 동태성을 고려한 패널 단위근 검정기법을 제시하고 있는데 다음과 같은 단위근 식을 제시하고 있다.(7)

$$(3.1) \qquad \Delta y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \theta_t + \rho_i y_{i,t} + \zeta_{i,t} \quad i = 1, 2, \cdots, N, \quad t = 1, 2, \cdots, T$$

여기에서 t는 시간추세를 나타내고, θ_t는 t기에 모든 횡단면자료에서 공통적으로 발생하는 효과를 통제하는 시간더미를 나타낸다. 또한 $\zeta_{i,t}$는 오차항을 나타낸다. i는 횡단면을 나타내고 t는 시계열을 의미한다. LLC는 다음과 같은 귀무가설과 대립가설을 상정하고 있다. 귀무가설 H0: 모든 i에 대해 $\rho_i = 0$, 대립가설 H1: 모든 i에 대해 $\rho_i = \rho < 0$.

식 (3.1)의 오차항이 상이한 계열상관관계를 갖는 경우, LLC는 각 개별 시계열에 대해 ADF 검정기법을 적용하여 t값을 구하고 이를 일정한 방법으로 표준화시키면 그 통계량은 점근적으로 평균이 0이고 표준편차가 1인 정규분포를 갖게 됨을 보이고 있다. 그러나 LLC는 모든 i에 대해 동일한 자기회귀계수를 갖는다는 대립가설을 전제로 한다는 점에서 매우 제한적이다.

Im, Pesaran and Shin(1997)은 이러한 제약을 완화한 상태하에서 패널 단위근 검정기법을 제시하고 있다. 그들도 식 (3.1)에서 제시된 단위근 식을 상정하고 있다. 귀무가설은

(4) 이 부분은 김홍기(2003)에서 제시된 내용을 인용하였음.
(5) 시계열패널의 장점에 대해서는 Wooldridge(2002)를 참조할 것.
(6) 패널 단위근 검정기법에 대해서는 Banerjee(1999)에서 잘 정리되어 있음.
(7) Quah(1994)도 단위근 검정기법을 제시하였는데, 동일한 동태성과 동일한 교란항을 전제로 하고 있기 때문에 현실적인 적용에는 많은 한계를 지니고 있다.

LLC와 동일하지만, 대립가설(H1)은 "적어도 일부 i에 대해 $\rho_i < 0$"으로 설정하여 그룹 간의 이질성을 허용하고 있다. 또한 오차항은 LLC과 마찬가지로 그룹 간에 상이한 계열상관계수를 허용한다. IPS는 상기의 귀무가설과 대립가설을 전제로 ADF 회귀식하에 그룹 간 로그우도(Log-Lokelihood: LM) 통계량을 제시하고 있다. 그들은 이러한 그룹 간 통계량이 LLC보다 우수한 소표본 성과를 갖는 것을 보여주고 있다. 본 연구에서는 주로 LLC 기법과 IPS 기법에 의거하여 패널 단위근 검정을 시도하도록 한다.

최근에는 패널 단위근을 갖는 변수들 간 장기적 관계의 존재를 검증하는 패널공적분 검정기법에 대한 활발한 연구가 진행되고 있다. 지금부터는 패널공적분 검정에 대한 문제를 살펴보고자 한다. 패널공적분 검증에 대한 대표적인 연구로는 Pedroni(1995), McCoskey and Kao(1998) 그리고 Kao(1999) 등을 들 수 있다. 본 연구에서는 주로 멤버들 간의 이질적 단기 동태성을 고려하는데 강점이 있는 Pedroni 기법을 이용하기 때문에 여기에서는 주로 Pedroni 방법을 소개하고자 한다. 일반적인 공적분 관계식이 다음과 같이 주어져 있다고 하자.

$$IR_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \beta_i SR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3.2}$$

상기식은 다양한 이질성(heterogeneity)을 고려한다. 즉, 상이한 기울기(β_i), 상이한 고정효과(α_i) 그리고 공통 시간더미(δ_t) 등을 포함하고 있다. 여기에서 시간더미는 국제적 경기변동 등과 같은 여러 멤버들 간에 공통적인 교란항을 통제하기 위해 사용된다. 적어도 일부 그룹에 대해 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설 하에서는 패널추정의 오차항($e_{i,t}$)은 비안정적이 되고 반대로 모든 멤버들 간에 공적분이 존재한다는 대립가설 하에서는 오차항이 안정적이 된다. Pedroni(1995)는 두 가지 유형의 패널공적분 검정통계량을 제시하고 있다. 하나는 그룹 내에 기초한 그룹 내(within dimension) 통계량이고 다른 하나는 그룹 간에 기초한 그룹 간(between group) 혹은 그룹 평균(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 (3.2)에서 추정된 오차의 자기회귀계수를 풀링한 것이다. Phillips and Perron 통계량과 유사한 비모수 t통계량(Z_{tpp})은 다음과 같이 도출된다.

$$Z_{tpp} = \left(\sigma_{NT}^2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} e_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (e_{i,t-1} \Delta e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i) \tag{3.3}$$

여기에서 $e_{i,t}$는 식 (3.2)에서의 추정오차이고 $\hat{\lambda}_i$는 Phillips and Perron 추정량에서 볼 수 있는 비모수 계열상관 수정항이다. 또한 $\sigma_{NT}^2 = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sigma_i^2$이고 σ_i^2은 자기회귀식에서 잔차의 장기분산을 나타낸다. 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설 하에서 상기 통계량을 일정한 방법으로 표준화하면 표준정규분포에 수렴한다. 한편 윗 식에서 $\hat{\lambda}_i$ = 0으로 대치하고 σ_{NT}^2 대신에 ADF 자기회귀식 잔차의 현시간 분산의 평균으로 대치하면 모수 ADF 풀링 패널공적분 t통계량이 정의된다. 비모수 t통계량이나 ADF에 근거한 t값 역시 일정한 방식으로 표준화하면 점근적으로 표준정규분포를 갖게 된다.

다음에는 그룹평균 혹은 그룹 간에 의거한 패널공적분 t통계량(Z_{GPP})은 각각 다음과 같이 정의된다〔Pedroni(1995)〕.

$$Z_{GPP} = \sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\sigma_i^{-2}e_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}(e_{i,t-1}\Delta e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i) \quad (3.4)$$

여기에서 그룹 간 통계량은 특정 i 그룹에 대한 전통적 시계열분석 통계량을 구하고 이를 다시 전체그룹에 대하여 평균을 구한 값이다. 또한 ADF에 근거한 그룹 간 패널공적분 t값 역시 그룹 내 t통계량과 마찬가지로 $\hat{\lambda}_i$ = 0을 대치하고 σ_{NT}^2 대신에 ADF 자기회귀식으로부터 잔차의 단순현시점분산(contemporaneous varaince)의 평균으로 대치하면 구해진다. 이들 역시 일정한 방식으로 표준화하면 표준정규분포를 따르게 된다.(8)

3.2. FMOLS와 DOLS에 의한 패널공적분 추정량

다음에는 패널공적분벡터를 추정하는 방법에 대하여 살펴보고자 한다. 일반적으로 패널공적분을 추정하는 방법으로는 Pedroni(2000)가 제시한 FMOLS와 Kao and Chiang(2000)이 제시한 패널DOLS 방법이 많이 사용된다. 먼저 Pedroni가 제시한 FMOLS 방법을 살펴보면 다음과 같다. Phillips and Hansen(1990)에 의해 개발된 FMOLS는 공적분을 추정하는데 있어 잔차와 설명변수 간에 상관관계가 존재하는 경우, 즉, 내생성의 문제가 존재하는 경우 효율적인 공적분벡터를 추정하기 위하여 많이 사용된다. 바로 Pedroni가 제시한 패널 FMOLS는 패널공적분 관계식에 FMOLS기법을 적용한 것이다. 패널공적분 통계량과 마찬가지로 풀링기법에 따라 그룹 내 FMOLS와 그룹 간 FMOLS를 제시하고 있다. 그는 특히 그룹 간 FMOLS가 그룹 내 FMOLS에 비해 size distortion이 작고 더욱 현실적인 귀무가설을 가정하고 있다는 사실을 지적하고 있다.(9) 특히 점추정을 할 때 그룹 간

(8) 평균에 대한 차이(demean)의 자료를 이용한 경우, 다음과 같이 표준화된 t통계량은 표준정규분포를 따르게 된다. $\frac{N^{1/2}Z_{GPP} + 2.03\sqrt{N}}{\sqrt{0.66}} \dashrightarrow N(0, 1)$.

FMOLS 추정치는 개별 공적분벡터의 평균치로 해석되면서 점근적으로 개별 공적분벡터의 평균값에 수렴한다는 점에서 그룹 간 FMOLS 추정치가 우월하다고 주장하고 있다. 식 (3.6)이 보여주듯이 그룹 간 FMOLS 추정량은 개별 멤버의 FMOLS 추정량을 평균을 낸 값으로 나타난다. 식 (3.2)에 대한 그룹 내 FMOLS 추정량(β^*_{WFM})과 그룹 간 FMOLS 추정량(β^*_{GFM})은 각각 다음과 같다.

$$\beta^*_{WFM} = [\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(SR_{i,t}-\overline{SR_i})^2]^{-1}[\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=0}^{T}(SR_{i,t}-\overline{SR_i})\,IR^*_{i,t}-T\gamma_i)] \tag{3.5}$$

$$\beta^*_{GFM} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}[\frac{\sum_{t=1}^{T}(SR_{i,t}-\overline{SR_i})^2\,IR^*_{i,t}-T\lambda_i}{\sum_{t=1}^{T}(SR_{i,t}-\overline{SR_i})^2}] \tag{3.6}$$

여기에서 $IR^*_{i,t}=(IR_{i,t}-\overline{IR_i})-\frac{\Omega_{21,i}}{\Omega_{22,i}}\Delta SR_{i,t}$ 그리고 $\hat{r}_i=\hat{\Gamma}_{21i}+\hat{\Omega}^0_{21,i}-\frac{\Omega^*_{21,i}}{\Omega_{22,i}}(\Gamma_{22,i}+\Omega^0_{22,i})$, $\Omega_i=\Omega^0_i+\Gamma_i+\Gamma'_i$ 는 회귀식으로부터의 잔차와 저축율 변화로 구성되는 안정적인 벡터의 장기공분산 행열이다. Ω^0_{21i}는 식 (3.2)에서의 안정적인 오차항과 단위근 자귀 회귀오차항 간의 장기공분산을 나타낸다. 그리고 Ω^2_{22i}는 저축율 차분에 대한 장기공분산을 나타낸다. Γ_i는 자기공분산의 가중합이다. 그룹 내 FMOLS 추정량과 그룹 간 FMOLS의 t통계량은 T와 N이 무한대로 증가함에 따라 정규분포를 갖게 된다.

다음에는 DOLS(dynamic OLS) 기법에 기초한 패널공적분 추정량을 살펴보고자 한다. Kao and Chiang(2000)은 DOLS 기법을 공적분 추정에 적용하고 있다. Kao and Chiang의 DOLS 패널공적분 추정량은 기본적으로 그룹 내 추정량으로 비가중 추정량이다. Pedroni (2001)은 Kao and Chiang과는 달리 그룹 간 DOLS 패널공적분 추정량을 제시하고 있다. 저축과 투자관계식에 대한 패널공적분 DOLS 추정식을 다음과 같이 적시할 수 있다.

$$IR_{i,t}=\alpha_i+\delta_t+\beta_i SR_{i,t}+\sum_{k=-K_i}^{K_i}\gamma_{ik}\Delta SR_{i,t-k}+u^*_{i,t} \tag{3.7}$$

그룹 내 DOLS 패널공적분 추정량(WDOLS)과 그룹 간 DOLS 패널공적분 추정량(GDOLS)은 각각 다음과 같이 표시된다.

(9) 대립가설에서 개별 그룹의 공적분벡터가 동일하다는 가정을 하지 않고 있다.

$$\beta_{WDOLS} = [(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t\neq 0}^{T} Z_{i,t}Z'_{i,t})^{-1}(\sum_{i=i}^{N}\sum_{t=1}^{T} Z_{i,t}IR_{i,t})]_1 \quad (3.8)$$

$$\beta_{GDOLS} = [\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=0}^{T} Z_{i,t}Z'_{i,t})^{-1}(\sum_{t=1}^{T} Z_{i,t}\ \widetilde{IR}_{i,t})]_1 \quad (3.9)$$

여기에서 $Z_{i,t}$는 $2(K+1)*1$의 회귀변수의 벡터로서 $Z_{i,t} = (SR_{i,t} - \overline{SR_i}, \Delta SR_{i,t-k}, \text{ㄴ}, \Delta SR_{i,t+k})$을 의미하고 $\widetilde{IR}_{i,t} = IR_{i,t} - \overline{IR_i}$을 나타낸다.

$\overline{SR_i}$와 $\overline{IR_i}$는 각각 멤버 i의 저축율과 투자율의 평균이다. 문자 위의 직선은 평균을 의미하고 대괄호 밖의 첨자 1은 풀링된 기울기 계수를 얻기 위한 벡터의 첫 번째 요소를 나타낸다. 또한 추정량과 마찬가지로 N과 T가 무한대로 커짐에 따라 상응하는 t값은 표준정규분포를 갖는다.

4. 실증결과

본고에서 이용하는 자료는 IMF의 국제금융통계(IFS) CD Rom에서 발췌하였다. IFS에서 가능하지 않은 자료는 Worldbank Development Indicator에서 구하였다. 또한 시기는 1970～2006년까지로 한정하였고 시기 구분을 1985년으로 삼았다. 시기 구분을 1985년 기준으로 삼은 이유는 1980년대 중반 이후 개도국에서의 자본이동자유화가 급속히 추진되었고 또한 정보통신기술의 발달로 자본이동성이 높아졌다는 사실을 고려하였기 때문이다. ASEAN+3은 현재 13개국으로 구성되어 있으나 1980년대 중반부터 자료를 이용할 수 있는 국가들은 말레이시아, 인도네시아, 싱가포르, 태국, 필리핀, 홍콩, 한국, 중국, 일본 9개국에 불과해 9개국으로 한정하였다.

먼저 패널자료가 단위근을 갖는가를 검정하도록 한다. 패널 단위근 검정으로는 앞에서 설명한 바와 같이 일반적으로 많이 사용되고 있는 LLC와 IPS을 사용하였다. 〈표 1〉이 제시하듯이 저축율의 시계열자료의 경우 1970～2006년 기간에 시간더미를 포함하지 않은 IPS 통계량의 경우를 제외하고는 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 투자율의 경우에는 어떤 경우에도 수준변수는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 따라서 수준변수로서 저축율이나 투자율은 패널 단위근을 지닌다고 할 수 있다. 다음으로 차분변수로서 저축율과 투자율에 대해서는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 강하게 기각하고 있다. 따라서 수준변수로서 투자율과 저축율의 패널자료는 비안정

〈표 1〉 저축율과 투자율에 대한 패널 단위근 검정

수준변수	저축율		투자율	
	LLC	IPS	LLC	IPS
시간더미 미포함	-0.86	-1.88	-0.89	-1.58
시간더미 포함	-1.16	-1.52	-0.83	-1.07
차분변수	저축율 변화		투자율 변화	
시간더미 미포함	-18.3	-24.9	-11.3	-16.2
시간더미 포함	-14.6	-24.1	-15.9	-21.6

주: 귀무가설은 모든 그룹의 시계열자료가 비안정적이다라고 설정되어 있다. 각 통계량은 정규분포를 갖게끔 표준화되었다.

적이고 차분변수는 안정적이라 할 수 있다.

다음으로 저축율과 투자율 간의 장기적 안정관계인 패널공적분 존재 여부를 살펴보기로 한다. 추정결과를 설명하기 전에 먼저 시간더미에 대해 설명하고자 한다. 일반적으로 패널분석에 있어 멤버들 간의 횡단면 의존성(cross sectional dependency)이 발생할 수 있다. 즉 국제적인 경기변동이나 국제적인 충격이 주어졌을 때 대부분의 변수들이 동일한 영향을 받기 때문에 횡단면 의존성이 발생할 수 있다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위해 최근에는 다양한 연구가 진행되고 있다.(10) 그러나 횡단면 상호의존성을 완전히 제거하여 패널공적분 검정을 한다는 것은 현실적으로 어려움이 많고 또한 상호의존성을 완전히 제거하여 공적분검정을 한다는 것은 패널자료를 활용하는 의의도 상실되는 문제를 안고 있다. 따라서 여기에서는 횡단면 상호의존성을 시간더미를 넣어 공통효과를 제거하는 방법을 이용하고 있다. 시간더미를 이용하여 횡단면 상호의존성을 제거하는 기본 논리는 각 자료에서 횡단면평균을 빼주어 이들에 대한 공적분검정을 하면 공통효과를 제거할 수 있다는 것이다. 우리는 앞에서 설명한 그룹 내 그리고 그룹 간 기법에 근거한 패널 PP통계량과 패널 ADF통계량을 이용하여 패널공적분 존재여부를 검정하였다. 그 결과는 〈표 2〉에 나타나 있다. 〈표 2〉에서 알 수 있듯이 저축율과 투자율에 대한 공적분관계의 검정결과를 보면 다음과 같다. 먼저 시간더미를 사용하지 않은 경우에는 ADF검정통계량은 그룹 간 방법이건 그룹 내 방법이건 모두 공적분이 존재하는 것으로 나타나고 있

(10) Chang(2005)은 횡단면 의존성(crosssectional dependency)이 존재하는 경우를 고려한 패널공적분 검정방법을 제시하고 있다. Chang은 횡단면 의존성이 존재하는 경우 적응적 잔차기반테스트(adaptively residual based test) 방법을 제시하고 있다. Westerlund(2007)은 error correction 모형을 이용하여 횡단면 상호의존성을 제거하여 패널공적분 검정기법을 제시하고 있다.

〈표 2〉 국가 그룹별 시기별 패널공적분 검정

국가 그룹		그룹 내		그룹 간	
		Panel pp stat	Panel ADF stat	Group t stat	Group ADF stat
1970～2006	시간더미 미포함	−1.58	−2.33	−1.59	−1.97
	시간더미 포함	−1.33	−1.47	−1.22	−1.50

주: 상기 통계량은 점근적으로 표준정규분포를 갖도록 조정된 값이다.

다. 그러나 PP추정량에 의해서는 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 또한 시간더미를 이용한 경우에는 모든 통계량이 유의한 유의수준에서 패널공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. Pedroni(1995)가 지적하였듯이 Panel *t*통계량과 Panel ADF통계량이 다른 결과를 가져오는 경우에는 Panel ADF 결과를 중시할 수 있다는 의견을 받아들여 시간더미를 포함하지 않은 경우 저축율과 투자율 간에 패널공적분 관계가 존재하는 것으로 파악할 수 있다. 그러나 시간더미를 포함한 경우에는 패널공적분이 존재하지 않는 것으로 나타나는데, Kim *et al.*(2004)에서 보듯이 기간을 확장하면 저축율과 투자율 간에 패널공적분이 존재하는 것으로 나타나기 때문에 여기에서도 전반적으로 저축율과 투자율 간에 패널공적분이 존재한다고 가정하기로 한다.

다음에는 앞에서 설명한 4가지 방법에 의거 공적분벡터를 추정하고자 한다. 즉, 그룹간 FMOLS, DOLS 그리고 그룹 내 FMOLS와 DOLS를 이용하였다. 〈표 3〉은 시기별로 다양한 패널공적분 추정량에 의한 FH계수(저축보유계수) 추정치를 보여 주고 있다. 또한 시간더미를 고려한 것과 고려하지 않은 두 가지 경우에 대해 추정하였다. 먼저 시기별로 전반기(1970～1984)와 후반기(1985～2006)를 비교하여 보도록 하겠다. 모든 추정방법에 대해 전반기보다는 후반기에 FH계수가 월등하게 작게 나타나고 있다. 이는 80년대 중반 이전보다 80년대 중반 이후에 자본이동성이 크게 증가하였다는 일반적 예상을 뒷받침하고 있다. 대부분의 경우 시간더미를 고려한 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 FH계수가 작게 나타나고 있다. 이는 시간더미가 국가간의 상호의존성이나 공통요인을 통제하는 효과를 갖기 때문이다.

다음에는 추정결과를 보다 자세히 살펴보기로 한다. 먼저 시간더미를 포함하지 않는 경우를 살펴보기로 한다. 모든 추정방법에 있어 1970～1984년의 기간에 비해 1985～2006년 기간 동안의 FH추정계수가 일관성있게 작게 나타나고 있다. FMOLS(DOLS) 그룹 간 추정량에 따른 FH계수는 80년대 중반 이전에는 1.025(1.56)에서 80년대 중반 이후

〈표 3〉 국가 그룹별 시기별 패널공적분 벡터 추정

시기			1970～1984	1985～2006
시간더미 없는 경우	그룹 간 추정량	FMOLS	1.02 (12.48)	0.60 (9.03)
		DOLS	1.56 (28.38)	0.86 (15.36)
	그룹 내 추정량	FMOLS	0.76 (2.77)	0.43 (1.17)
		DOLS(un)	0.90 (5.18)	0.67 (2.64)
시간더미 포함한 경우	그룹 간 추정량	FMOLS	0.43 (6.80)	0.29 (3.82)
		DOLS	0.32 (7.17)	0.50 (6.05)
	그룹 내 추정량	FMOLS	0.49 (1.91)	0.23 (0.92)
		DOLS(un)	0.43 (1.60)	0.28 (1.66)

주: ( )는 계수가 0이라는 것에 대한 통계량 t를 의미한다. 본문에서 밝혔듯이 시계열수와그룹수가 무한대로 커짐에 따라 표준정규분포를 갖게 된다.

0.60(0.86)로 크게 작아지고 있다. 이 방법에 의한 추정량은 80년대 중반 이전에는 FH계수가 1이라는 귀무가설을 기각하지 못하여 80년대 중반 이전에는 자본이동성이 극히 낮았다라고 말할 수 있다. 다음으로 그룹 내 추정량의 경우에는 그 FH계수가 더 작게 나타나고 있는데 FMOLS(DOLS)에 의하면 80년대 전반까지는 0.76(0.90)에서 80년대 중반 이후에는 0.43(0.67)로 크게 작아지고 있다. 이 경우에는 80년대 중반 이후에 FMOLS 추정량에 의한 FH계수가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 즉, 그룹 내 방법에 의한 FMOLS 추정량에 의해서는 후반기에 자본이동성이 완전한 것으로 나타나고 있다.

다음에는 국가간 상호의존성이나 공통효과를 통제하기 위해 시간더미를 포함한 경우의 FH계수 추정치를 살펴보기로 한다. 이 경우에도 전반기보다는 후반기에 FH계수가 작아지는 것으로 나타나고 있다. 그룹 간 FMOLS(DOLS)의 FH계수는 전반기에 0.43(0.32)에서 0.29(0.50)로 변화하고 있다. 한편 그룹 내 FMOLS(DOLS)의 FH계수는 전반기에 0.49(0.43)에서 0.23(0.28)로 크게 작아지고 있다. 더욱이 80년대 중반 이후 FMOLS 추

정치와 DOLS 추정치는 FH계수가 0이라는 가설을 기각하지 못하고 있다.

앞에서 살펴본 바와 같이 시간더미를 포함하는가 그렇지 않은가에 따라 FH계수는 큰 차이를 보이고 있다. 특히 80년대 중반 이전에는 시간변수를 포함한 경우의 FH계수가 시간변수를 포함하지 않은 경우의 FH계수보다 월등히 크게 나타나는 데 반해, 80년대 중반 이후에는 반대로 시간변수를 포함하지 않은 FH추정값이 시간변수를 포함한 FH추정값보다 크게 나타나고 있다. 그렇다고 할 때, 이는 80년대 이후 동아시아 국가들의 상호의존성이 커졌기 때문에 이를 통제하는 시간변수를 포함하는 것이 필요할 것이라는 일반적 추론을 반영하는 것이라 판단된다.

일반적으로 80년대 중반 이전까지는 동아시아 국가간에 상호의존성이 상대적으로 작다고 생각되어 시간더미를 포함하지 않는 것이 바람직하고 80년대 중반 이후에는 상호의존성이 높아져 시간더미를 고려하는 것이 바람직하다고 생각된다.(11) 이러한 사항을 고려하여 판단하면 FH계수는 80년대 중반 이전에는 1에 가까이 머무르던 것이 80년대 중반 이후에는 0.29–0.50으로 크게 작아졌다고 요약할 수 있다. 즉, 동아시아 국가의 자본이동성은 80년대 중반 이전에 비해 80년대 중반 이후에 크게 증가하였음을 알 수 있다. 또한 아시아 11개국에 대한 Kim *et al.*(2005)의 연구 결과에 따르면 1980년대 이후 1998년까지 FH계수가 0.39–0.42로 추정되어 그 이전보다 자본이동성이 크게 증가하는 것으로 나타나고 있는데 본 연구의 결과와도 유사하다고 할 수 있다. 김홍기(2004)의 연구에 따르면 EU 15개국을 대상으로 FH계수를 추정한 결과 80년대 이전에는 0.62–0.69에 머무르던 것이 80년대 이후에는 0.26–0.28로 크게 작아졌다고 요약할 수 있다. 즉, 이러한 결과를 받아들이면 동아시아의 자본이동성은 EU의 80년대 이후 수준은 안 되지만 80년대 이전보다는 높은 수준을 보이고 있다고 할 수 있다. 따라서 80년대 중반 이후 동아시아 9개국의 자본이동성은 크게 증대되어 소위 EU에서 금융통합의 논의가 이루어지던 당시의 자본이동성 수준에 달하고 있다고 판단된다.

이와 같은 실증결과를 살펴 볼 때, 동아시아의 자본이동성과 관련하여 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다. 첫째, 패널공적분 추정량에 의한 FH추정계수는 자본이동성 크기를 측정하는 유력한 수단이 됨을 확인할 수 있다. 둘째, 80년대 중반 이전에는 FH추정값이 0이라는 귀무가설을 기각하지 못할 정도로 자본이동성이 낮은 것으로 평가된다. 셋째, 상

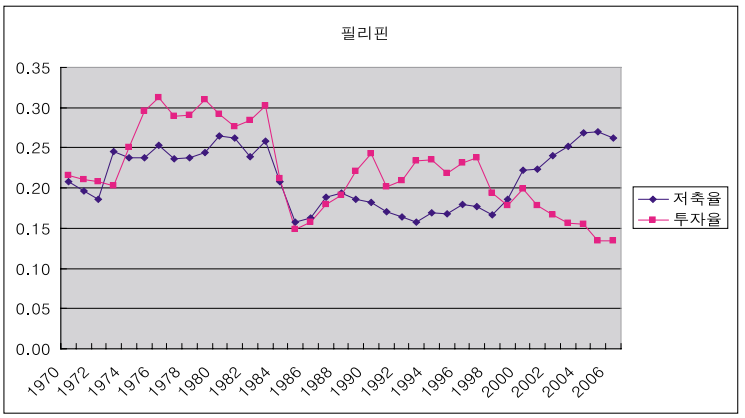
(11) 시간더미의 포함여부를 자료만을 이용하여 사전적으로 규정하기는 힘들다. 단지 시간더미라는 것이 패널자료 간의 공통효과를 통제하는 것이라는 사실을 고려하여 1980년대 중반 이전과 이후를 비교하여 볼 때 전반기보다는 후반기에 경제의 상호의존성이 커졌을 것이라는 판단에 근거하여 상대적으로 후반기에 시간더미를 포함시킬 필요성이 커졌을 것이라고 사료된다.

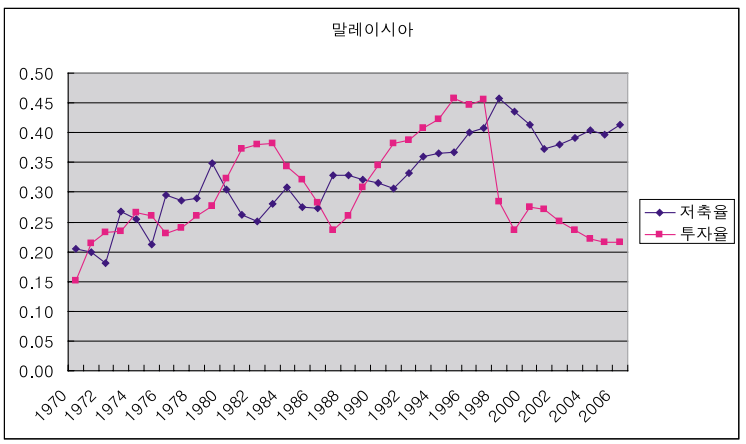
기 방법을 이용하면 동아시아 국가에서 1985년대 이후 국가간 자본이동성이 급속히 증가하는 것으로 나타나고 있다. 더욱이 일부 추정방법에 의하면 1980년대 중반 이후에는 자본이동성이 완전하다고까지 말할 수 있다. 마지막으로, 1980년대 중반 이후의 자본이동성의 증대는 현재 진행되고 있는 동아시아 국가에서의 경제통합 논의가 상당한 진전이 이루어질 수 있는 기반이 되고 있음을 시사한다.

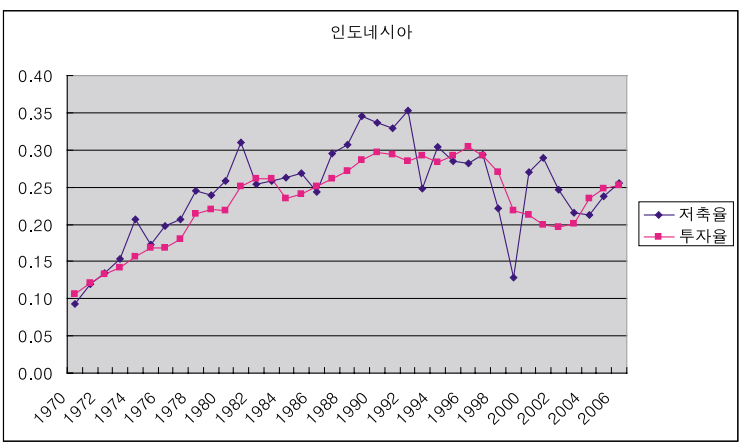
5. 요약과 결론

본 논문은 최근에 급속히 발전되고 있는 다양한 패널공적분 추정기법을 이용하여 동아시아 9개 국가들에서 저축과 투자의 상관관계를 추정하였다. 특히 그룹 간, 그룹 내 기반에 근거한 다양한 패널공적분 기법을 사용하였다. 저축과 투자는 패널자료로 각각 비안정적으로 나타나고 있지만 이들 간에는 장기적인 안정관계가 미약하지만 존재하는 것으로 나타나고 있다. 그룹 내 및 그룹 간 FMOLS와 DOLS 방법을 이용한 FH 추정치는 1980년대 중반 이후 크게 감소하여 자본이동성이 매우 높은 것으로 나타나고 있다. 더욱이 그룹 내 패널공적분 추정치에 의하면 1980년대 중반 이후 국가간에 자본이동성이 완전한 것으로 나타나고 있다. 특히 80년대 중반 이후에는 국가간에 상호의존성이 높아져 시간더미를 고려하는 것이 바람직하다는 사실을 상기할 때, 그룹 간 추정량에 의거한 FH 계수는 80년대 이전에 비해 크게 작아졌다고 요약할 수 있다. 1980년대 중반 이후의 패널공적분에 의거한 FH계수 추정치는 동아시아 국가에서 자본이동의 자유화, 정보통신기술의 발달 등을 고려할 때 1980년대 중반 이후 자본이동성이 급속히 증가하였다는 일반적 인식과 부합하는 결론이라 하겠다. 현재 동아시아 경제통합에 대한 논의가 다양하게 진행되고 있는데 자본이동성의 측면에서도 이러한 논의의 정당성을 어느 정도 뒷받침한다고 말할 수 있다. 따라서 동아시아의 금융협력이나 통화통합에 대한 논의는 단순한 구호가 아닌 실질적인 진전을 이룰 수 있는 방안에 대한 논의가 활발하게 이루어지는 것이 필요하다고 하겠다.

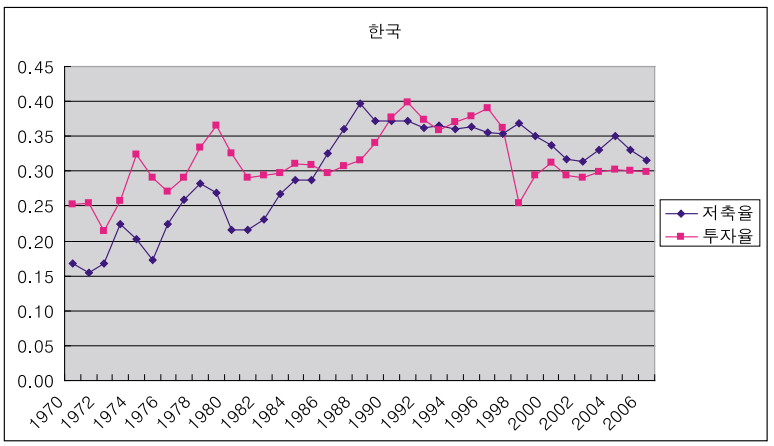
한남대학교 경상대학 경제학과 교수
306-791 대전시 대덕구 오정동 133
전화: (042)629-7597
팩스: (042)629-7834
E-mail: hongkee@hnu.kr

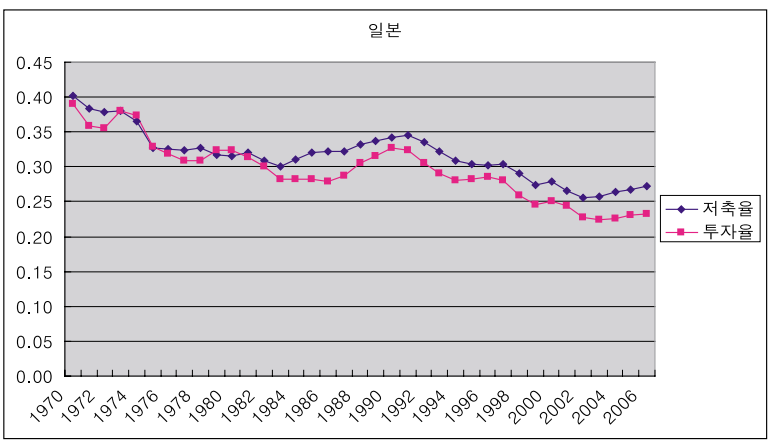


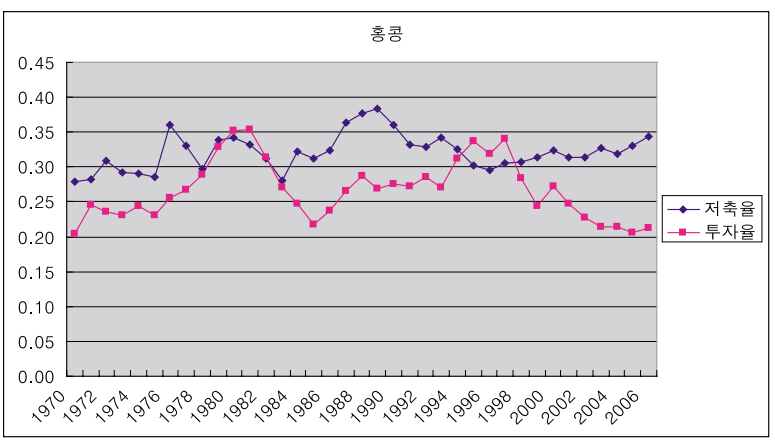




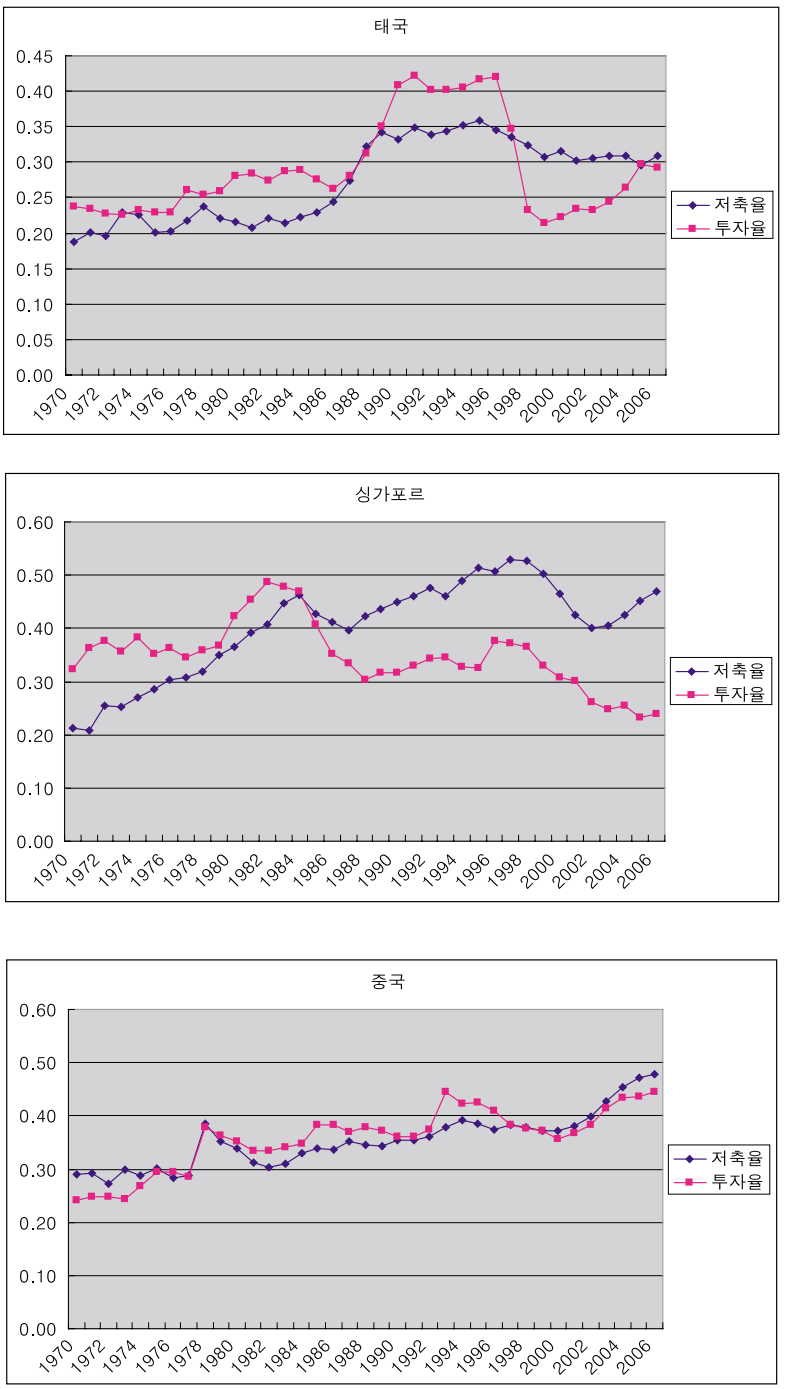
〈부그림 1〉 동아시아 9개국의 저축율과 투자율의 추이



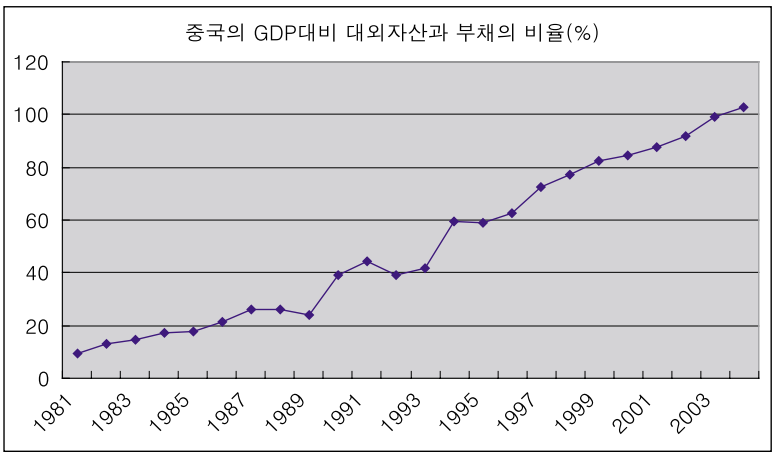


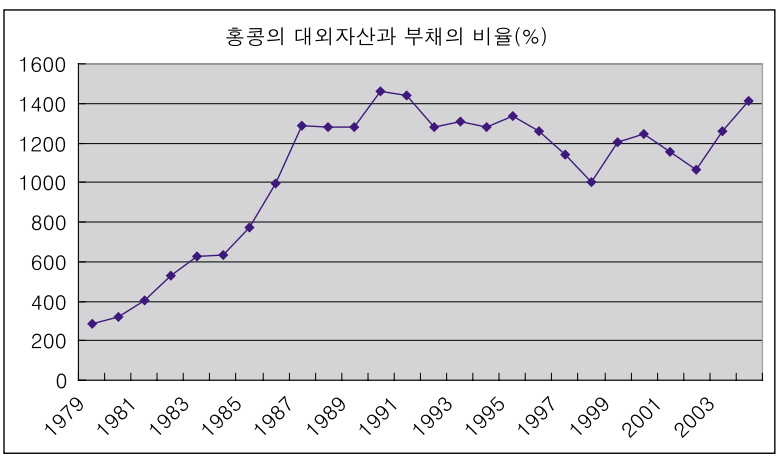


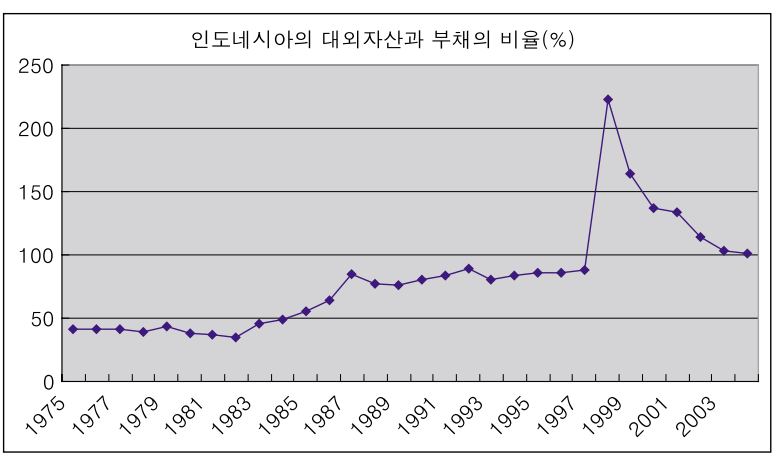
〈부그림 1〉 동아시아 9개국의 저축율과 투자율의 추이



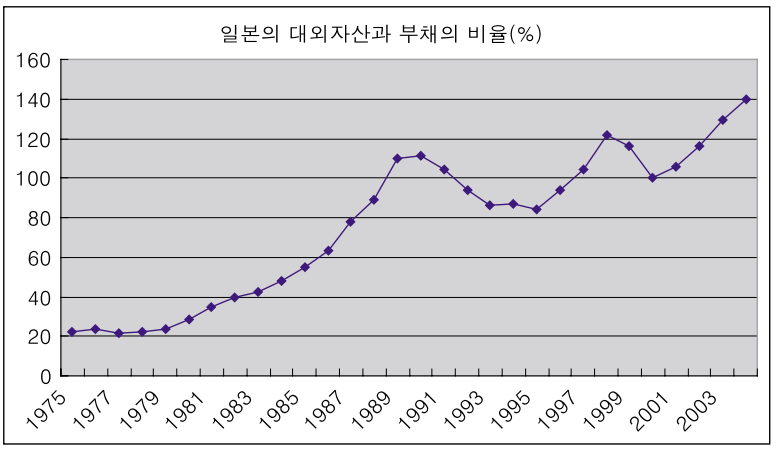
〈부그림 1〉 동아시아 9개국의 저축율과 투자율의 추이

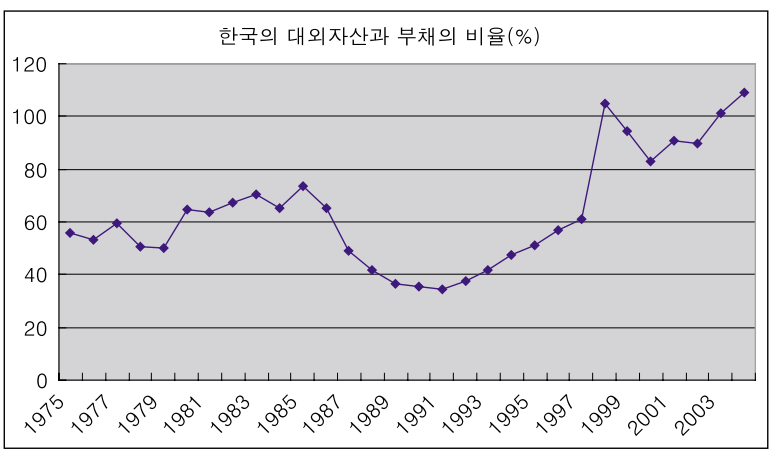


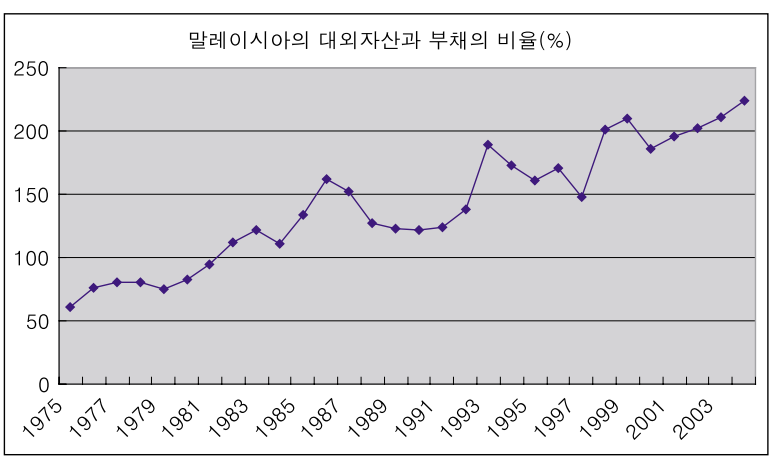




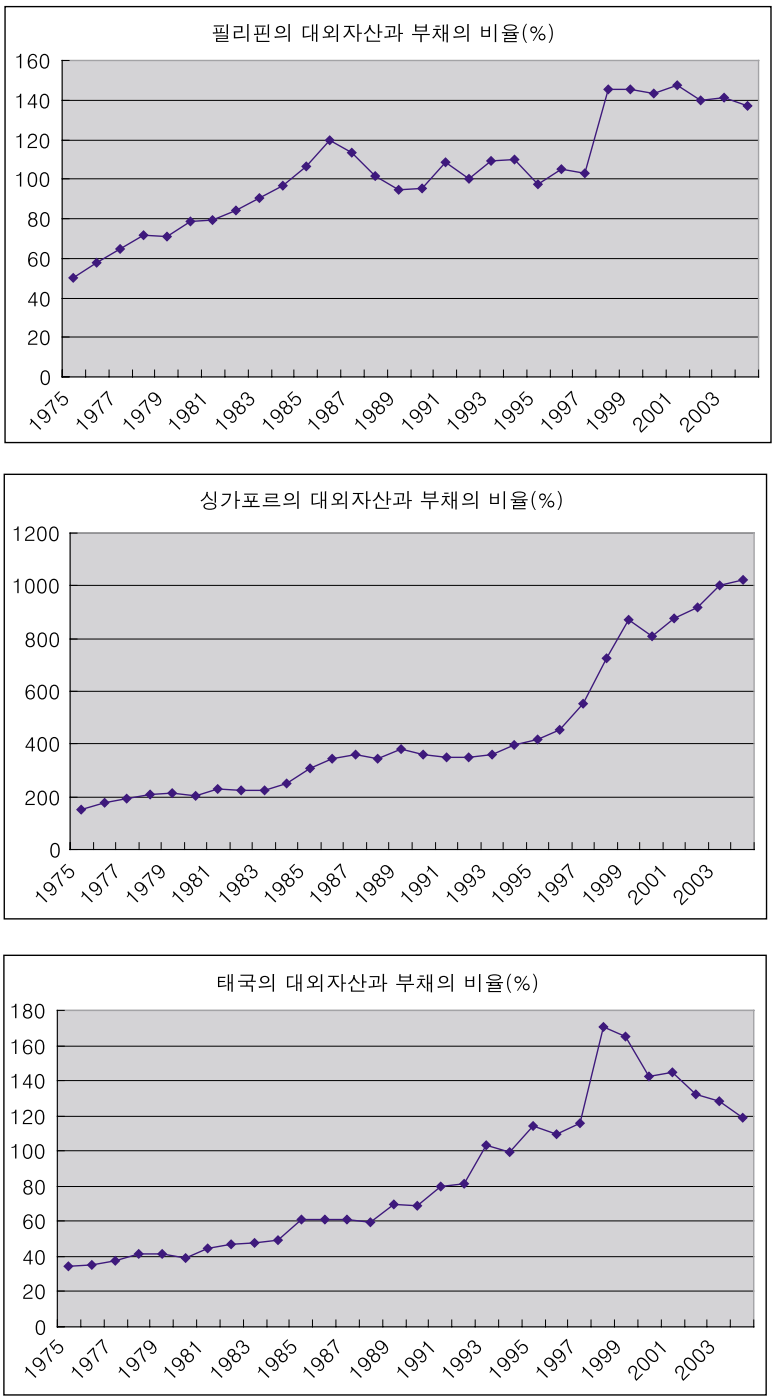
〈부그림 2〉 동아시아 9개국의 GDP 대비 대외자산과 부채 합의 비율 추이







〈부그림 2〉 동아시아 9개국의 GDP 대비 대외자산과 부채 합의 비율 추이



〈부그림 2〉 동아시아 9개국의 GDP 대비 대외자산과 부채 합의 비율 추이

참 고 문 헌

김홍기(2003) : “패널공적분 기법을 활용한 국제자본시장통합성 검정,” 『대외경제연구』, **1**, 65–90, 대외경제정책연구원.

_____(2004) : “비안정적 패널기법을 활용한 EU의 자본이동성 측정,” 『EU학 연구』, **9**, **1**, EU학회.

Argimon, I., and J. Roldan(1994): “Saving, Investment and International Capital Mobility in EC Countries,” *European Economic Review*, **38,** 59-67.

Banerjee, A.(1999): “Panel Data Units and Cointegration: An Overview.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61**, 607-629.

Bayoumi, T.(1990): “Saving-Investment Correlations: Immobile Capital, Government Policy or Endogenous Behavior?” *IMF Staff Papers*, **37**, 360-387.

Chang, Yoosoon(2005): “Residual Based Tests for Cointegration in Dependent Panels,” Mimeographed, Rice University.

Choi, I.(2001): “Unit Root Test for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance*, **20**, 249-272.

Coakley, J., F. Kulasi, and R. Smith(1996): “Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle,” *The Economic Journal*, **106**, 620-627.

_____(1998): “The Feldstein and Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review,” *International Journal of Finance and Economics*, **3**, 169-188.

Coakley J, A. M. Fuertes, and Ron Smith(2001): “Small Sample Properties of Panel Times Series Estimators with I(1) Errors,” Working Papers wp **01-08**, Worwick Business School, Financial Econometrics Research Centre.

Coiteux, M., and S. Olivier(2000): “The Saving Retention Coefficient in the Long Run and in the Short Run: Evidence from Panel Data,” *Journal of International Money and Finance*, **19**, 535-548.

Corbin, A.(2001): “Country Specific Effect in the Feldstein-Horioka Paradox: A Panel Data Analysis,” *Economics Letters*, **72**, 297-302.

Feldstein, M., and C. Horioka(1980): “Domestic Saving and International Capital Flow,” *The Economic Journal*, **90**, 314-329.

Ho, Tsung-wo(2002): “The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited,” *Journal of International Money and*

Finance, **21**, 555-564.

Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. C. Shin(1997): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," Discussion Paper, University of Cambridge.

Jansen, W. H., and G. G. Schulze(1996): "Theory-Based Measurement of Saving and Investment Correlation with an Application to Norway," *Economic Inquiry*, **24**, 116-132.

Jansen, W. J.(2000): "International Capital Mobility: Evidence from Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, **19**, 507-511.

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

Kao, C.(1999): "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, **90**, 1-44.

Kao, C., and M. H. Chiang(2000): "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data," *Advances in Econometrics*, **15**, 179-222.

Kim, Hongkee, K. Y. Oh, and C. W. Jeong(2005): "Panel Cointegration Results on International Capital Mobility in Asia Countries," *Journal of Intenational Money and Finance*, Forthcoming.

Krol, R.(1996): "International Capital Mobility: Evidence from Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, **15**, 467-474.

Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu(2002): "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, **108**, 1-24.

Maddala, G. S., and S. Wu(1999): "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issues, 631-652.

McCoskey, S., and C. Kao(1998): "A Residual Based Tests of the Null of Cointegration in Panel Data," *Econometric Review*, **17**, 57-84.

Moon, H. R., and P. C. B. Phillips(1998): "A Reinterpretation of the Feldstein-Horioka Regression from a Nonstationary Panel Viewpoint," Mimeo, Yale University.

Pedroni, P.(1995): "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.

_____(2000): "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," *Advances in Econometrics*, **15**, 93-130.

_____(2001): “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels,” *Review of Economics and Statistics*, **83**, 723-741.

Phillips, P., and B. Hansen(1990): “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Process,” *Review of Economic Studies*, **56**, 99-125.

Quah, D.(1994): “Exploiting Cross Section Variation for Unit Root Inferences In Dynamic Panel Data,” *Economic Letters*, **44**, 1353-1357.

Westerlund, Joakim(2007): “Testing for Error Correction in Panel Data,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **69**, **6**.

Wooldridge, J. M.(2002): *Economic Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts London, England, The MIT Press Cambridge.