

다중구조변화와 상호의존성을 고려한 아시아경제 확률수렴성 연구: 패널정상성과 패널공적분을 이용하여*

김 지 욱**

논문 초록

본 연구는 1960년부터 2007년까지 미국과의 소득격차로 설정된 아시아 국가들의 추격률이 장기적 균제상태수준에 확률적으로 수렴하고 있는가, 또한 동 기간 동안 아시아 국가들의 전환경제성장률이 미국의 성장을 수준으로 확률적으로 수렴하고 있는가를 각각 Carrion-i-Silvestre *et al.*(2005)의 패널정상성검정방법과 Benerjee and Carrion-i-Silvestre(2006)과 Westerlund and Edgerton(2007)의 패널공적분 검정방법 등으로 분석하였다. 본 검정방법들은 다중의 내생적 구조변화를 허용하고 횡단면 주체간 의존성을 고려할 수 있다는 장점이 있다. 분석결과 외환위기를 겪지 않았던 방글라데시, 홍콩, 인도, 파키스탄, 싱가포르 등에서도 1997년의 외환위기 전후로 의미있는 구조변화들이 발생하여 외환위기가 아시아 개발도상국들에게 공통적으로 영향을 주었던 외부충격이었음을 알 수 있었다. 따라서 각 국가들이 전 세계적으로나 지역적으로 발생하는 사건들의 충격에 영향을 받고 있는 것으로 나타나 패널정상성 검정시 횡단면 상호의존성을 고려한 본 연구의 분석결과를 뒷받침하였다. 횡단면 주체 간 상호의존성과 구조변화를 허용하고 장기분산의 동질성뿐만 아니라 이질성을 고려한 패널정상성 검정에서 추격률에 대한 패널정상성 귀무가설을 기각하지 못하였으며 또한 전환성장률과 추격률 사이에 대한 패널공적분 분석에서 공적분관계가 존재하는 것으로 밝혀졌다. 따라서 아시아 국가들은 그들 경제에 가해진 충격들을 흡수하면서 자국 경제를 지속적으로 확장시키면서 선도국가로의 소득수준 수렴뿐만 아니라 성장을 수준으로도 수렴하고 있음을 발견하였다.

핵심 주제어: 다중구조변화모형, 횡단면 주체간 의존성, 추격률, 확률수렴성, 패널정상성, 패널공적분

경제학문헌목록 주제분류: O2, O4

투고 일자: 2010. 3. 22. 심사 및 수정 일자: 2010. 4. 10. 게재 확정 일자: 2010. 5. 10.

* 이 논문은 2008년도 중앙대학교 학술연구비 지원에 의한 것임. 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 3분의 심사위원들께 감사드립니다.

** 중앙대학교 정경대학 경제학과 교수, e-mail: jiukim@cau.ac.kr

I. 서론

1990년대 말의 외환위기 이후 아시아경제는 극심한 침체를 겪었으며 또한 빠른 회복을 이루는 등 경기 상승하락을 반복하고 있다. 1999~2000년은 세계경제 여건의 호전에 힘입어 경제가 활력을 되찾았으나, 2001년에 와서는 세계경제의 둔화와 함께 경기하강 국면을 맞았다. 그 이후 내수시장 및 세계경제의 회복세로 인하여 아시아 국가들은 경제성장세를 이어갔으나 2008년 중반부터 미국을 비롯한 선진국 주택시장의 버블붕괴와 파생금융상품으로 초래된 금융시스템의 붕괴로 글로벌 금융 위기를 겪고 있다.

아시아지역에서의 외환위기 발생이후 10여년이 지난 현 시점에서 아시아경제는 세계선도국가인 미국경제의 장기성장경로를 지속적으로 추격(catch-up)하고 있는가 아니면 장기성장추세로 회복하지 못하고 오히려 그 추세에서 벗어나고 있는가에 대한 연구 분석이 필요하다. 뿐만 아니라 석유파동과 같은 전 세계적인 충격이나 외환위기와 같은 지역적 충격 등이 각국 시계열자료의 절편이나 기울기상에 나타나는 구조변화 뿐만 아니라 서로 상호간에 영향을 미치게 되는 횡단면적 상호의존성 관계도 연구 분석되어야 할 것이다.

본 연구에서는 아시아 각국들의 단순 경제활동을 반영하는 일인당 GDP보다는 석유파동과 같은 전 세계적인 충격, 외환위기와 같은 지역적 충격, 또한 선도국가의 경제활동이 반영되도록 선도국가와의 소득격차로 표현되는 추격률(catch-up rate)을 이용하였으며 아시아 국가들의 경제에 외부 충격으로 인한 구조변화가 발생하더라도 추격률이 확률적으로 장기적 균제상태수준으로 복귀하게 되는 확률수렴성(stochastic convergence)여부를 패널정상성 검정을 통하여 실시하였다. 실증분석에서 구조변화가 모형 안에서 내성적으로 결정되는 Bai and Perron(1998, 2003)의 다중구조변화모형(multiple structural breaks model)을 근간으로 하여, 시계열상에 구조변화를 허용하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널정상성검정(panel stationarity test)을 이용하여 추격률의 수렴성을 분석하였다.¹⁾

1) Levin *et al.* (2002), IPS (2003), and Hadri (2000) 등의 패널단위근 검정에서는 구조변화와 상호의존성을 고려하고 있지 않다. 또한 단위근이 존재한다는 귀무가설의 기각은 패널 중 최소한의 시계열이 안정적임을 의미한다. 그러나 Carrion-i-Silverstre *et al.* (2005)의 패널안정성검정에서 귀무가설을 받아들인다는 것은 모든 시계열이 안정적이고 확률적 수렴을 지지하

또한 전환경제성장방정식에서 전환경제성장률과 추격률간의 패널공적분 존재여부를 분석함으로써 각국의 성장률이 세계경제성장률 즉 미국 경제성장률에 수렴하고 있는가를 분석하였는데 패널공적분 분석은 Benerjee and Carrion-i-Silvestre (2006) 과 Westerlund and Edgerton (2007) 의 검정방법을 이용하였다. 본 검정방법들은 다중의 내생적 구조변화를 허용하고 상호의존성(cross-section dependence)을 고려할 수 있다는 장점이 있다.

정상성 검정 및 공적분검정에 관한 검정방법상에서 그동안 거시경제변수들에 대한 시계열분석 방법에 다양한 모델과 분석기법들이 제시되고 또한 단계별로 검정방법의 문제점들도 지적되면서 검정방법들이 빠른 속도로 발전되어 왔다. 선행연구들에서 제기되었던 문제점들을 차례로 살펴보면, 첫째로, 개별 단위근검정법과 공적분검정법은 낮은 검정력의 문제점을 안고 있어 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않는다는 것이다. 둘째로, 초기의 단위근 검정에서는 대상 시계열이 단위근을 갖는다는 명제를 귀무가설로 설정하여 검정하여 왔다. 따라서 강력한 반대증거가 나타나지 않으면 단위근 귀무가설을 채택하게 되는 확률이 높아진다는 것이다. 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 대상 시계열이 정상시계열이라는 귀무가설로 설정하는 검정법을 제시하였다. 셋째로, 시계열에 석유과동이나 외환위기와 같은 확정적 추세에 영향을 미칠 수 있는 구조변화를 고려하지 않는다면 단위근을 지지하는 방향으로 왜곡된 결과를 얻게 된다는 것이다. 넷째로, 불안정적 패널 자료를 사용하여 단위근을 검정하는 경우 횡단면 패널주체간 상호의존성의 정도가 높은 데, 이를 고려하지 않으면 유의수준의 왜곡(size-distortion)을 초래하여 제1종 오류의 크기가 커진다고 지적하였다. 즉 귀무가설이 참인 경우에도 이를 잘못 기각하게 되는 가능성이 높아진다는 것이다.

경제구조 변화 발생 모형에 관한 연구로는 Zivot-Andrews(1992), Banerjee *et al.* (1992), Perron(1989, 1997), Andrews(1993) 등에서 다루기 시작하여 구조변환점이 사전에 결정되는 것이 아니라 모형 내에서 내생적으로 결정되는 모형으로 전개되고 있다. 또한 한 번의 구조변화를 허용하는 모형에서부터 최근에는 구조적 변환점이 여러 개 존재하는 경우로 확대하여 분석하는 많은 연구논문들이 나오고 있다. Perron(1989)은 구조변화가 절편변화만 허용하는 평균변화모형(crash

model), 시간추세의 기울기변화만 허용하는 성장률변화모형(changing growth model), 그리고 절편과 시간추세 기울기 변화를 모두 고려하는 동시효과모형(both effect model)을 제시하였다. Zivot-Andrews(1992)는 귀무가설을 기각할 확률이 가장 높아지는 분기점을 구조변화의 시점으로 선택하였다. 따라서 Zivot and Andrews(1992) 검정과 Perron(1997) 검정 등은 내생적으로 절편과 추세에 한 번의 구조변화를 허용하는 모형에서 단위근 검정을 실시하였다.

경제시계열의 정상성을 검정하는 또 다른 방법으로 ‘단위근 없음’을 귀무가설로 검정하는 것으로 정상시계열을 귀무가설로 설정한다. Kurozumi(2002)와 Carrion-i-Silvestre and Sanso(2005)는 Kwiatkowski *et al.* (1992)가 제시한 정상성 검정방법에서 구조변화가 각각 한 번과 두 번 일어나는 모형으로 확장하여 검정하였다. Bai and Perron(1998, 2003)은 구조변화가 모형 안에서 내생적으로 결정되며 다수의 구조변화가 일어나는 다중구조변환모형을 제시하였다.

개별 단위근 검정법은 검정력이 낮은 문제점을 지니게 되어 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않는 경우가 많다. 따라서 Maddala and Wu(1999), Levin and Lin and Chu(2002), Im, Pesaran and Shin(2003, IPS), Hadri(2000), Choi(2001) 등에 의해 발전된 패널단위근 검정법은 낮은 검정력 문제를 해결하는 데 기여하였다. 개별 ADF 검정법에 비하여 검정력이 훨씬 높다는 것이 증명되고 있고, IPS는 Levin *et al.*에 비하여 개별자료에 대한 이질성을 고려하고 있어 더 일반적인 방법으로 소개되고 있다. Maddala and Wu와 Choi는 IPS와 마찬가지로 그룹평균통계량에 의해 패널단위근을 검정하고 있지만 메타분석(Meta analysis) 기법에 의한 일반적인 상황에서 적용되는 검정법을 제시하였다. 즉, 통계량의 평균값 대신에 통계량의 p값을 이용하고 있고, 불균형 패널에서도 적용 가능하다는 것이다. Chang(2002)은 불안정적 패널자료를 사용하여 단위근을 검정하는 경우 횡단면 패널주체간 상호의존성의 정도가 높은 데, 이를 고려하지 않으면 유의수준의 왜곡을 초래하여 귀무가설이 참인 경우에도 이를 잘못 기각하게 되는 가능성이 높아진다고 주장하였다. 기존의 패널단위근검정(panel unit-root test) 방법 중 Hadri(2000)나 IPS(2002) 등은 장기시계열상에 구조변화가 없다는 가정 하에서 패널단위근을 검정하고 있다. 그러나 석유파동이나 외환위기와 같은 외부충격은 시계열상에 분명한 구조변화 시점으로 나타날 것으로 판단된다. 구조변화를 고려한 단위근 검정과 정상성검정에서 조하현·황선웅(2007)은 국내 주요 거시

경제 시계열에 대하여 실시하고 있으나 패널자료가 아닌 개별 시계열자료를 분석하였다. 김지욱(2007)은 Bai and Perron(1998, 2003)의 모형을 이용하여 동아시아 외환위기 국가들의 경제구조변화를 분석하였는데, 구조변화 횟수, 시점, 성장가속과 성장감속기간 중의 자본축적과 개방도를 이용하여 경제성장 동인을 분석하고 있으나 구조변화를 고려한 패널정상성 및 공적분검정을 통하여 소득수렴 및 성장률수렴화 검정분석은 이루어지지 못하였다.

본 연구결과 횡단면 주체 간 상호의존성과 구조변화를 허용하고 장기분산에 동질성뿐만 아니라 이질성을 고려한 패널정상성 검정에서 패널정상성 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이러한 분석결과는 아시아 국가들의 추격률이 추세 안정성 성질을 만족함으로써 장기균제상태수준으로 수렴하고 있음을 나타낸다. 또한 구조변화와 횡단면 주체간 의존성을 고려한 패널공적분 분석에서도 전환성장률과 추격률사이에 공적분관계가 존재하는 것으로 밝혀져 아시아 각국의 성장률이 세계경제성장률, 즉 미국 경제성장률에 수렴하고 있음을 발견하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 패널정상성 추정모형 설정과 구조변화 및 횡단면 주체간 의존성을 허용하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널정상성 검정방법을 이용하여 아시아 경제 수렴화 여부를 분석하였다. III장에서는 패널공적분 분석을 통하여 아시아국가들의 경제성장률 수렴성 여부를 분석하였고, 마지막으로 IV장에서는 결론을 제시하였다.

II. 추격률 수렴: 패널안정성 실증분석 결과

1. 추정모형설정

노동의 효율을 향상시키는 노동부가적(labor-augmenting) 기술진보를 갖는 콥-더글러스형태의 생산함수를 고려하자. Solow-Swan 신고전파모형의 생산함수모형에서 추격률의 이론적 근거는 쉽게 도출된다.

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기서 Y_t 는 산출물, K_t 는 실물자본, L_t 는 노동, A_t 는 외생적으로 주어진 γ 율로 성장하는 기술수준이며 α 는 자본의 분배율이다. 각 변수를 유효노동(AL)당 변수로 표현하면 각각 $\tilde{y} = Y/AL$, $\tilde{k} = K/AL$ 로 나타낼 수 있다. Solow-Swan 생산함수를 시간미분하여 성장률로 표현하면 $\dot{\tilde{y}} = \alpha \dot{\tilde{k}}$ 로 표시되며 이 식에서 테일러 근사(Taylor's approximation) 및 균제상태를 통하여 다음 식의 전환경제성장률(transitional economic growth rate)로 전개할 수 있다.²⁾

$$d(\log y_{it})/dt = \Delta \log y_{it} = \gamma + \lambda(\log y_{it} - \log y_t^*) \quad (2)$$

여기서 $\lambda = (\alpha - 1)(\delta + n + \gamma)$ 이고 또한 음수이며 (δ, n, γ) 는 각각 감가상각률, 인구증가율, 기술진보율을 의미한다. $\log y^*$ 는 장기성장과정에서 도달하고자 하는 균제상태 값이다. 만약 $\log y - \log y^* < 0$ 이면 현재 시점의 일인당 소득이 균제상태 소득수준보다 아래에 머물러 있다는 의미이며, 또한 $\lambda < 0$ 이어서 $\lambda(\log y_{it} - \log y_t^*)$ 은 양의 값을 가진다. 각 국의 소득수준이 균제상태 수준보다 멀리 떨어져 있을수록 $\Delta \log y_{it}$ 은 γ 를 초과하게 되어 높은 전환경제성장률로 인하여 빠른 성장을 하게 된다. 따라서 각 국의 일인당 소득수준은 균제상태수준을 따라잡게 되는 것이다. 선도국가의 일인당 소득수준을 각국이 지향하는 균제상태소득 $\log y_t^*$ 로 가정하자. 식 (2)의 오른쪽 두 번째 항 $(\log y_{it} - \log y_t^*)$ 은 선도국가와의 소득격차, 즉 복합적인 의미로서의 기술격차(technology-gap)로 정의할 수 있다. 식 (2)에서 보듯이 선도국가(leading country)보다 기술격차가 클수록 후발국가(following country)는 높은 성장률을 나타낸다.

실증분석에서는 미국을 선도국가로 설정하여 미국 일인당 GDP대비 동아시아국가의 일인당 상대적 GDP를 추격률로 정의하여 식 (3)과 같이 설정하였다.

$$X_{i,t} = \ln(GDP_{it}/GDP_{USAt}) \quad (3)$$

여기서 GDP_{it} 는 개별국가의 일인당 GDP이며 GDP_{USAt} 는 미국의 일인당

2) 도출과정은 Barro and Sala-i-Martin(2004)을 참조할 것.

GDP를 나타낸다. 각국의 추격률이 패널안정적이 되어야 지속적으로 미국 소득수준을 따라잡기 하게 되는 것이며 미국 소득수준으로 수렴하게 된다. 만약 패널 안정적이 되지 못하면 최소한 어떤 국가들은 미국 소득수준으로 수렴하고 있지 못하고 있다는 것이다. 우리는 선도국가를 추격하는데 있어 경제환경의 변화로 인하여 추격률인 시계열 X_{it} 상에 구조변화가 발생한다고 가정한다. 즉 식 (3)에서 X_{it} 가 추세적 구조변화가 있음에도 불구하고 안정적이 되어야 수렴현상을 나타낸다.

우리는 다중의 구조변화를 허용하고 귀무가설을 “단위근이 없다”로 설정하는 패널 안정성검정을 다음 (4) 식의 Carrion-i-Silvestre et al. (2005)의 검정방식에 따른다.

$$X_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{ik} DU_{ikt} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{ik} DT_{ikt}^* + e_{it},$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

$$\begin{aligned} DU_{i,k,t} &= 1, & t > T_{b,k}^i \text{인 경우} \\ DU_{i,k,t} &= 0, & \text{그렇지 않을 경우.} \\ DT_{i,k,t}^* &= t - T_{b,k}^i & t > T_{b,k}^i \text{인 경우,} \\ DT_{i,k,t}^* &= 0, & \text{그렇지 않을 경우.} \end{aligned}$$

여기서 X_{it} 는 i 국가에서 t 시점의 종속변수인 추격률을, e_{it} 는 잔차항을 나타낸다. DU_{ikt} 와 DT_{ikt}^* 는 각각 절편 변화와 시간추세의 기울기 변화를 고려하는 가변수(dummy variables)이다. T_{bk}^i 는 i 국가에서 k^{th} 번째 구조변화가 일어나는 시점이며 구조변화의 개수는 $k = \{1, \dots, m_i\}$, $m_i \geq 1$ 로 나타난다. 본 논문에서는 $m = 5$ 까지 허용한다. 확정적 추세를 갖고 시간추세의 기울기 변화가 일어나는 $\beta_i \neq \theta_{i,k} \neq 0$ 인 경우는 Perron (1989)의 모델 C와 같은 모형이다.

패널 정상성 검정방법은 Kwiatkowski et al. (1992)가 제안한 KPSS 검정통계량을 패널자료로 확대한 Hadri (2000)의 패널 KPSS 검정통계량을 사용한다.

$$\pi(\hat{\lambda}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\pi_i(\hat{\lambda}_i)) \quad (5)$$

여기서 $\pi_i(\hat{\lambda}_i)$ 는 개별국가의 KPSS 통계량($\pi_i(\hat{\lambda}_i) = \hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2$)이고, $\hat{S}_{i,t}$ 는 귀무가설하에서 구한 회귀잔차 $\hat{e}_{i,j}$ 의 부분합($\hat{S}_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{i,j}$)이다. $\hat{\omega}_i^{-2}$ 는 잔차항 $e_{i,t}$ 의 장기분산(long run variance)이며 이분산성(heteroscedasticity)을 허용한다. 동질성(homogeneity) 가정은 (5) 식에서 $\hat{\omega}_i^{-2}$ 를 $\hat{\omega}_i^{-2} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_i^2$ 로 대체함으로써 가능하다.

동 검정은 국가 i 의 분절시점 λ_i 에 의존하게 되는데 λ_i 는 전체기간 T 에 대한 상대적 시점($\lambda_i = (\lambda_{i,1}, \dots, \lambda_{i,m})' = (T_{b,i}^i / T, \dots, T_{b,m}^i / T)$)를 나타내는 벡터이다. 구조변화가 발생하는 수와 위치는 Bai and Perron(1998, 2001)이 사용한 잔차자승합(SSR)을 최소화시키는 시점을 선택하도록 Carrion-i-Silvestre et al. (2005)은 제안하였다. 이 방법은 순차적 방법을 통하여 추정하는 데 다음과 같이 개별 최소자승합이 최소화되는 시점 ($\hat{T}_{b,1}^i, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i$)을 구한다.

$$(\hat{T}_{b,1}^i, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i) = \arg \min SSR(T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i) \quad (6)$$

구조변화의 시점들이 가까이 접근하는 것을 막기 위하여 $T_{b,m_i-1}^i - T_{b,m_i}^i \geq |\epsilon T|$, $\epsilon \in (0,1)$ 의 제약조건을 부과하고, $\epsilon = 0.15$ 을 선택하였다. 개별국가의 구조변화 수(number)는 Bai and Perron(2001)이 제안한 수정된 Schwarz 정보기준(LWZ)을 따라 구하였으며, 구조변화의 최대값은 Carrion-i-Silvestre et al. (2005)와 같이 5로 설정하였다.

따라서 다중구조변화를 허용한 패널정상성 귀무가설에 대한 검정통계량은 다음과 같다.

$$Z(\hat{\lambda}) = \frac{\sqrt{N}(\pi(\hat{\lambda}) - \bar{\xi})}{\bar{\zeta}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (7)$$

여기서 $\bar{\xi}$ 와 $\bar{\zeta}^2$ 는 각각 개별 $\pi_i(\hat{\lambda}_i)$ 의 평균과 분산의 평균값들이다. $Z(\hat{\lambda})$ 패널 검정통계량은 귀무가설 하에서 극한분포가 표준정규분포가 되며 시계열자료들이 점근적으로 표준정규분포 상에서 횡단면적으로 상호 독립적임을 요구한다. 횡단면 상호의존성을 허용하고 다중의 구조변화가 발생하는 패널안정성검정을 실시하기 위하여 Maddala and Wu(1999)의 검정방법을 사용하여 부스트랩분포(bootstrap distribution)를 이용하였다.³⁾

따라서 본 연구는 1960년부터 2007년까지 아시아 13개 국가에서 이러한 패널안정성이 나타나는가를 분석하고자 한다. 만약 귀무가설을 기각하지 않으면 모든 국가들의 추격률이 패널안정적이며 따라서 아시아 국가들의 경제에 외부 충격이 주어지더라도 추격률이 궁극적으로는 장기 균제상태수준으로 복귀하게 되는 확률수렴성을 의미한다. 만약 귀무가설을 기각한다면 최소한 한 국가에서는 수렴하지 못하고 발산한다는 것을 나타낸다.

2. 패널안정성 실증분석 결과

1990년대 외환위기를 경험한 인도네시아, 한국, 말레이시아, 필리핀, 태국 등 5개국을 포함하여 아시아 13개 국가(방글라데시, 중국, 홍콩, 인도, 인도네시아, 한국, 말레이시아, 파키스탄, 필리핀, 싱가포르, 스리랑카, 대만, 태국)을 분석대상으로 하였으며 분석기간은 1960년부터 2007년까지이다.⁴⁾ 일인당 GDP자료는 Heston, Summers and Aten(2009)의 Penn World Tables(PWT) 6.3에서 구하였다.

각국별 추격률과 추격 성장률이 <표 1>에 나타나 있다.⁵⁾ 2007년 시점에서 최대 추격률은 싱가포르 4.66으로 가장 높고 그 다음으로 홍콩 4.60이다. 한국은 아시아

3) 몬테칼로 시뮬레이션(Monte Carlo simulations)을 사용하여 유한 샘플에서 검정의 크기와 검정력(test size and power)을 높일 수 있다. (Basher and Carrion-i-Silvestre, 2008).

4) PWT6.3에서 아시아국가중 1960년부터 2007년까지 자료 확보가 가능하고 중동 산유국을 제외할 때 획득 가능한 자료는 13개 국가에 불과함.

5) 추격률 $X_{i,t} = \ln(GDP_{it}/GDP_{USAt})$ 이 음(-)의 값을 나타내지만 실증분석에서는 자료를 가공하기보다 자료의 정확성을 확보하기 위하여 PWT6.3에서 직접 제공한 "Real Gross Domestic Product per Capita Relative to the United States"자료를 사용하였음. 백분율로 나타나 있는 본 자료에 자연대수를 취하여서 양의 값으로 나타난 것이며 따라서 위로 상향 조정된 자료임.

지역에서 4번째 높은 4.00을 나타내었다. 분석기간인 1960년부터 2007년까지 평균 추격률에서는 홍콩 4.10, 싱가포르 3.97, 타이완 3.39, 한국 3.27 순으로 나타났다. 그러나 추격률의 성장률 기간평균분석에서는 대만이 가장 높은 0.038, 그 다음으로 중국 0.037, 한국 0.034 순으로 빠르게 성장하였다.

〈표 1〉 추격률(Catch-up rate)의 기본분석

국가별	추격률(Catch-up rate)			추격성장률 (Growth rate)
	최소값(연도)	최대값(연도)	평균	평균
방글라데시	2.46(1960)	1.55(1993)	1.83	-0.015
중국	0.87(1968)	2.98(2007)	1.63	0.037
홍콩	3.15(1960)	4.60(2007)	4.10	0.031
인도	1.34(1966)	2.59(1997)	2.08	0.007
인도네시아	1.70(1979)	2.19(2007)	1.87	0.017
한국	2.34(1962)	4.00(2007)	3.27	0.034
말레이시아	2.56(1967)	3.73(2007)	3.12	0.021
파키스탄	1.89(1968)	2.14(1992)	2.04	0.004
필리핀	2.26(2003)	2.73(1960)	2.49	-0.008
싱가포르	3.18(1965)	4.66(2007)	3.97	0.029
스리랑카	2.19(1975)	2.62(2007)	2.57	0.001
대만	2.33(1960)	4.11(2007)	3.39	0.038
태국	2.17(1960)	3.22(1995)	2.67	0.020

주: 1. 추격률 $X_{it} = \ln((GDP_{it}/GDP_{USit})*100)$, 추격성장률 $G_{it} = X_{it} - X_{it-1}$ 임. 2. 분석기간은 1960년에서 2007년까지임. 3. 국가별 순위는 영문표기 순으로 나열하였음.

각 국별 추격률에 대한 시계열 단위근 검정에서 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 검정은 구조변화가 없다는 가정에서 단위근 검정을 실시하고 있으며 Zivot and Andrews(1992) 검정과 Perron(1997) 검정은 내생적으로 절편과 추세에 한 번의 구조변화를 허용하는 모형에서 단위근검정을 실시하였다.⁶⁾

ADF 및 Perron 검정결과 10% 유의수준에서도 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없어 각 국의 추격률이 비정상시계열로 밝혀졌다. Zivot and Andrews

6) Ben-David et al. (2003)은 구조변화를 2회까지 허용한 단위 시계열 ADF 단위근 검정에서 몇몇 국가들의 일인당 GDP가 추세 정상성(trend stationary) 성질을 가지고 있음을 밝혔다.

(1992) 검정에서는 필리핀만이 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 정상시계열로 나타났고 나머지 모든 국가에서는 추격률에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 1번의 구조변화를 고려하여도 아시아 국가들의 추격률 대부분이 비정상시계열로 나타났다.⁷⁾

이제 추격률을 가지고 우리의 본 패널분석을 시작하고자 한다. 기존의 패널자료 분석은 시계열 자료의 구조변화 존재를 고려하지 않음으로써 패널 단위근(정상성) 분석검정에 왜곡된 결과를 가져왔다. Perron(1998)이 지적한 바와 같이 변수의 추세함수(trend function)에서 구조변화를 고려치 않은 패널단위근(정상성) 검정은 단위근을 기각하지 못하는 왜곡된 결과를 가져온다.

먼저 <표 2>에서 구조변화를 고려치 않은 패널단위근 검정에 있어서는 개별 자료에 대한 이질성을 고려하는 IPS(2002) 검정 방법이 Levin, Lin and Chu(2002)의 방법보다 더 일반적인 검정 방법으로 인식되고 있다. 추세와 상수항이 존재하는 모형에서 각 변수에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 유의수준 10%이내에서 모두 다 기각하지 못하였다. 그 결과 동아시아 각국의 추격률이 전체적으로 추세 안정적 시계열자료의 성질을 나타내지 못하였다.

〈표 2〉 IPS(2003) 패널 단위근 검정결과

	lags=0	lags=1	lags=2	lags=3
Z_{tbar}	4.36 (0.99)	1.71 (0.95)	1.41 (0.92)	0.51 (0.69)
Z_{ibar}	4.28 (0.99)	2.01 (0.98)	1.81 (0.96)	1.12 (0.86)

주: 1. 괄호 안은 유의수준(significance level) 2. 추세와 상수항을 고려하였음 3. 임계치 1% -2.69, 5% -2.53%, 10% -2.45임.

이러한 분석결과는 <표 3>의 Hadri(2000)의 패널검정 결과에서도 찾아 볼 수 있다. 장기분산 추정치에 동질성과 이질성을 허용한 분석에서도 유의수준 0.00수준에서 귀무가설인 패널 안정성이 강하게 기각되었다. 그런데 외환위기와 같은 글로벌 경제에서의 충격은 다른 나라들에게도 전이(transfer) 된다고 가정한다면 지금까지 고려한 횡단면 자료의 독립성 가정은 현실적이지 않다. 따라서 횡단면 상호의존성

7) 본문에서 결과<표>는 생략하였음.

을 고려하기 위하여 통계량의 임계치 (critical values) 를 부스트랩으로 계산하여 제시하였다. 그러나 동 분석에서도 패널 안정성이 강하게 기각되어 그 결과는 변하지 아니하였다.

〈표 3〉 Hadri(2000)의 구조변화 없는 패널안정성검정

Panel test	상호독립성	상호의존성 (부스트랩 임계치)			
	Bartlett Test (p-value)	90%	95%	97.5%	99%
Hadri (구조변화 없음, 동질성)	8.982 (0.00)	3.798	4.852	6.008	7.155
Hadri (구조변화 없음, 이질성)	8.590 (0.00)	4.338	5.462	6.752	8.294

주: 스펙트럼 추정에 바틀렛 윈도우(Bartlett window)을 사용함. 검정통계량의 임계치는 1,000번의 부스트랩 반복시행을 통하여 구하였음. 귀무가설을 기각하지 않으면 추적률에서의 확률적 수렴을 의미하고, 귀무가설을 기각하면 최소한 한 국가라도 수렴하지 못하고 발산함을 나타냄.

추적률에 대한 구조변화를 허용하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널정상성 분석결과가 〈표 4〉와 〈표 5〉에 나타나 있다. 구조변화를 최대 5번 허용한 모형에서 먼저 개별국가의 정상성검정 분석결과가 〈표 4〉에 나타나 있는데 홍콩, 인도, 인도네시아, 한국 그리고 대만에서는 유의수준 5%이내에서 귀무가설을 기각하고 있고, 나머지 국가들에서 정상성 귀무가설을 기각하지 못하였다.

국가별 구조변화 시점들과 횟수에 대한 분석에서 분석기간 중 국가별 구조변화 횟수로는 인도네시아, 한국, 말레이시아 등에서 4회, 싱가포르 3회, 중국, 스리랑카 1회 발생하였으며 나머지 국가들에서는 2회 발생하였다. 외환위기를 맞았던 국가들 중 필리핀에서는 외환위기 시점 부근에서 구조변화가 발생하지 않았으며, 인도네시아, 한국, 말레이시아, 태국에서 구조변화가 발생하였던 것으로 나타났다. 또한 외환위기를 겪지 않았던 방글라데시, 홍콩, 인도, 파키스탄, 싱가포르 등에서도 외환위기 전후로 구조변화가 발생하였던 것으로 나타나 외환위기가 아시아 개발도상국들에게 상호 영향을 미쳤던 외부충격이었음을 알 수 있었다. 따라서 아시아 국가들 간의 경제활동에 서로 영향을 미치는 상호의존성 가정을 도입하여야 함을 보여주고 있다. 구조변화 발생 시점별로 살펴보면 외환위기가 발생하였던 1990년

대에 가장 많은 10번의 구조변화가 발생하였으며 2차 걸친 석유파동이 일어났던 1970년대에도 두 번째로 많은 8번의 구조변화가 발생하였다.

〈표 4〉 구조변화를 허용하는 국가별 KPSS 검정과 구조변화시점

국가별	KPSS test	m_i	구조변화 시점			
			$\hat{T}_{b,1}^i$	$\hat{T}_{b,2}^i$	$\hat{T}_{b,3}^i$	$\hat{T}_{b,4}^i$
방글라데시	0.042	2	1972	1998		
중국	0.043	1	1975			
홍콩	0.145	2	1992	1997		
인도	0.073	2	1972	2000		
인도네시아*	0.101	4	1966	1973	1984	1997
한국*	0.099	4	1966	1979	1990	1997
말레이시아*	0.028	4	1967	1978	1985	1997
파키스탄	0.034	2	1981	1998		
필리핀*	0.055	2	1966	1983		
싱가포르	0.026	3	1966	1984	1997	
스리랑카	0.034	1	1974			
대만	0.087	2	1969	1994		
태국*	0.027	2	1989	1997		

주: 1. 구조발생수(m_i)와 구조변화발생 시점($\hat{T}_{b,i}^i$)은 Bai-Perron의 방법에 의해 구해짐. 2. 스펙트럼 추정치에 바틀렛 윈도우를 사용함. 3. * 1990년대 외환위기 경험국가.

먼저 장기분산에 동질성과 이질성을 허용하고 시계열상 구조변화를 허용하며 개별국가 간 상호독립성을 가정할 때 〈표 5〉의 패널 안정성검정에서 패널통계량은 유의수준 0.00%에서 귀무가설을 기각하였다. 이제 우리가 보고자 하는 횡단면 주체 간 상호의존성을 고려하여 부스트랩에 의한 임계치를 구하여 검정하였다. 장기분산에 동질성뿐만 아니라 이질성을 허용하고 구조변화를 할 때 모든 결과에서 패널정상성 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이러한 결과는 〈표 4〉에서 외환위기 및 석유파동이 아시아 개발도상국들에게 영향을 미쳤던 외부충격이었음을 알 수 있었고, 또한 아시아국가들 간의 경제활동에 서로 영향을 미치는 횡단면 주체 간 상호의존성이 존재함에도 불구하고 이를 고려하지 않았기 때문일 것이다. 시계열에 초기 편향(deviation)이 발생한다 할지라도 반대방향의 조정이 이루어짐으로써 확률적으로 수렴하게 된다는 것이다(Narayan 2008, Chang and Lee 2008). 따라서 이러한 분석결

과는 아시아 국가들의 추격률이 추세 안정성 성질을 만족함으로써 장기균제상태수준으로 수렴하고 있음을 나타내었다. 시계열이 추세 안정적이라면 즉 아시아 각 국가들의 소득수준이 선도국가인 미국의 장기소득수준에 수렴한다는 것이다.

〈표 5〉 Carrion-i-Silvestre et al.(2005)의 패널정상성 검정

패널정상성 검정	상호독립성	상호의존성 (부스트랩 임계치)			
	Bartlett Test (p-value)	90%	95%	97.5%	99%
구조변화 (동질성)	4. 508 (0.00)	7. 178	7. 919	8. 623	9. 390
구조변화 (이질성)	9. 723 (0.00)	13. 20	14. 84	15. 96	18. 19

주: 1. 스펙트럼 추정에 바틀렛 윈도우를 사용함. 2. 검정통계량의 임계치는 2,000번의 부스트랩 반복시행을 통하여 구하였음. 3. 구조변화와 횡단면 상호의존성 허용하며 귀무가설은 ‘패널정상성이 존재한다’ 임. 4. 귀무가설을 기각하지 않으면 추격률에서의 확률적 수렴을 의미하고, 귀무가설을 기각하면 최소한 한 국가라도 수렴하지 못하고 발산함을 나타냄.

Ⅲ. 성장률 수렴: 패널공적분 분석결과

1. 추정모형설정

전 장의 Solow-Swan 생산함수에서 유도한 전환경제성장률 방정식 (2)에서 한 국가의 경제가 발전할수록(developing) 추격률 $\log y_{it} - \log y_t^*$ 은 증가하고 (다른 표현으로 소득격차가 줄어들고) 전환성장률 $\Delta \log y_{it}$ 은 감소하여 균제상태 소득성장률로 수렴함을 알 수 있다. 만약 $\log A$ 가 차분 안정적이면 $\Delta \log A$ 는 공통의 평균값 γ 를 갖는다고 가정하자. 이 경우 방정식 (2)는 다음 식으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta \log y_{it} = \gamma + \lambda(\log y_{it} - \log y_{it}^*) + e_{it} \tag{8}$$

여기서 e 는 0의 평균을 갖는 공분산-안정적 잔차항(covariance-stationary error)이다. 결과적으로 $\log y$ 와 $\log y^*$ 는 차분 안정적이 되며 서로 간 공적분 벡터 (1,

-1)로 공적분되어 있다. 이럴 경우 동 함수식에서 수렴현상을 논하기에는 한계를 갖는다.

Howitt (1999)은 세계성장률(world growth rate)이 내생적으로 결정되며 차분 안정적(difference stationary)인 변수들에 의존하는 성장모델을 제시하였다. 각 국가들의 성장률은 이 세계성장률로 수렴하게 되는 데 만약 이 세계성장률이 차분 안정적이라면 각 국가들의 성장률은 이 세계성장률을 공통의 확률적 추세로 받아들인다. 따라서 식 (8)의 의미는 여전히 유효하게 되고 $\Delta \log y_{it}$ 와 $\log y - \log y^*$ 는 차분 안정적이 되며 서로 간에 공적분 벡터 $(1, -\lambda)$ 로 공적분되어 있다. 파라메타 λ 는 각 국가들이 나머지 국가들의 기술을 얼마나 빨리 흡수하는가를 측정하는 지표로 간주될 수 있다.

이제 $w_{it} = \Delta \log y_{it}$ 와 $z_{it} = \log y - \log y^*$ 로 정의하고 다음의 회귀식으로 고려하자.

$$w_{it} = \mu_{it} + \beta z_{it} + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

ϵ_{it} 는 잔차항이다. 식 (9)의 패널공적분 검정에서 패널안정성이 기각되지 않는다면 분석대상 국가모두가 궁극적으로 공통의 기술수준으로 접근하게 되는 Howitt (1999)의 내생적 성장 변형모델을 지지하게 된다. 반대로 패널안정성을 기각한다면 최소한 어떤 국가들은 공통의 기술수준으로 수렴하지 못한다는 것을 의미한다. 식 (9)의 회귀방정식을 z 에 관하여 일반화시켜보자.

$$z_{it} = \mu_{it} + \alpha w_{it} + \epsilon_{it} \quad (10)$$

여기서 최소자승추정치 α 는 초일치성(superconsistency)의 성질을 갖고 확률적으로 $1/\beta$ 에 수렴한다. Ng and perron (1997)은 공적분검정에서 추정식이 적절하게 일반화되지 않는다면 추정치는 유의하지 않게 된다. 이러한 현상은 두 변수중 하나의 변수가 약하게 적분되거나 거의 정상성에 가까울수록 발생한다. 그런 성질을 갖는 변수를 종속변수로 사용하기를 제안하였다.⁸⁾ 실증분석방법으로는 내생적으로

8) Ng and Perron (1997)은 이자율(i)은 $I(1)$ 이지만 인플레이션율(π)의 정상성은 확정적이지

발생하는 구조변화와 횡단면 주체 간 상호의존성을 허용하는 Benerjee and Carrion-i-Silvestre (2006) 과 Westerlund and Edgerton (2007) 의 패널공적분 검정 방법을 사용하였다. 다음 추정식으로 표현되는 Benerjee and Carrion-i-Silvestre (2006) 검정법에서는 ‘공적분이 없다’를 귀무가설로 설정한다.

$$w_{it} = \mu_i + \delta_i t + \theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}^* + z_{it}'\beta_{it} + \eta_{it}. \quad (11)$$

더미변수 $DU_{it} = 1(t > T_{bi})$ 이며 $DT_{it}^* = t - T_{bi}(t > T_{bi})$ 이다. T_{bi} 는 추세함수에서 전환이 일어나는 시점을 말한다.

2. 패널공적분 분석결과

앞 장과 마찬가지로 실증분석 자료는 Heston, Summers and Aten (2009)의 Penn World Tables (PWT) 6.3에서 아시아 13개국 및 미국의 일인당 GDP를 이용하여 도출하였다. 추격률 $z_{it} = \log y - \log y^*$ 에 대한 패널안정성 검정결과는 이미 <표 3>와 <표 5>에 제시되어 있으므로 생략하고, 성장률 $w_{it} = \Delta \log y_{it}$ 에 대한 패널안정성 검정만 실시하여 그 결과를 <표 6>에 제시하였다. 구조변화를 고려하지는 않지만 장기분산 추정치(long-run variance estimate)에 동질성과 이질성을 허용하는 Hadri (2000) 분석에서 귀무가설인 패널안정성이 유의수준 0.00%수준에서 강하게 기각되었다. 횡단면 상호의존성을 고려하여 부스트랩으로 계산한 임계치분석에서도 패널 안정성이 강하게 기각되었다. 또한 구조변화를 허용하고 상호의존성을 동시에 고려하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널공적분 분석결과에서도 패널 안정성이 존재한다는 귀무가설이 모두 기각되었다.⁹⁾

못하므로 이자율을 설명변수로 하고 인플레이션율을 종속변수로 사용하여 공적분 할 것을 제안하였다. 또한 Maddala and Kim (1998) pp. 158의 내용도 참조할 것.

9) 전 기간(48년) 시계열에서의 성장률(차분된 변수)은 대부분 정상적인 시계열로 나타남. 이러한 결과의 해석은 쉽지 않으나 근본적으로 전환성장률과 추격률간 공적분 분석을 위한 일반화식에서 종속변수와 독립변수의 선택을 위하여 단위근검정을 실시하였던 것임. 본 연구에서는 성장률을 독립변수로 사용(본문 식 10) 하였으나 성장률을 종속변수로 사용한 공적분 분석(본문 식 9) 결과와의 비교 시 분석결과에 차이를 보이지 않았음.

〈표 6〉 패널정상성 검정: 구조변화와 횡단면 상호의존성 허용

패널정상성 검정	상호독립성	상호의존성 (부스트랩 임계치)		
	Bartlett Test (p-value)	90%	95%	99%
Hadri (구조변화 없음, 동질성)	1411 (0.00)	6.81	11.37	30.95
Hadri (구조변화 없음, 이질성)	349 (0.00)	3.89	4.95	8.95
Carrion-i-Silvestre <i>et al.</i> (구조변화, 동질성)	176.94 (0.00)	23.82	30.29	43.15
Carrion-i-Silvestre <i>et al.</i> (구조변화, 이질성)	43.99 (0.00)	7.44	9.32	12.47

주: 1. 스펙트럼 추정에 바틀렛 윈도우를 사용함. 검정통계량의 임계치는 1,000번의 부스트랩 반복시행을 통하여 구하였음. 2. 귀무가설은 패널안정성이 존재한다임.

따라서 Carrion-i-Silvestre *et al.*의 패널안정성 검정분석에서 성장률에서는 패널안정성이 나타나지 않고 추격률 $z_{it} = \log y - \log y^*$ 에만 패널안정성이 나타나 Ng and perron (1997)의 주장에 따라 식 (10)의 일반화식을 사용하여 패널공적분 검정을 실시하였다. 그 결과가 〈표 7〉에 나타나 있다.

먼저 한 번의 구조변화를 고려하고 횡단면 상호의존성을 허용하는 Banerjee and Carrion-i-Silvestre (2006)의 패널공적분 검정결과에서 전환성장률과 추격률 사이에 공적분관계가 없다는 귀무가설을 유의수준 0.00%에서 기각하여 패널정상성을 지지하였다. 또한 부스트랩 임계치를 통한 분석에서도 귀무가설을 기각하여 두 변수 간 장기적 안정관계가 존재하는 것으로 나타났다. 구조변화와 국가간 상호의존성을 고려할 때 전환성장률과 추격률이 공적분되어 있음을 강력하게 지지하였다. 또한 다중의 구조변화와 횡단면 주체간 의존성을 허용하는 Westerlund and Edgerton (2007)의 패널공적분 검정방법에서는 공적분 관계가 존재한다는 귀무가설로 분석한다. 점근적 p값을 이용하여 분석한 결과 모든 모형에서 유의수준 0.10% 수준에서 기각할 수 없었다. 부스트랩 임계치 분석에서도 상수항을 포함할 때도 귀무가설을 기각할 수 없었고 다만 시간추세를 포함하는 경우 5% 유의수준에서 공적분 존재를 기각하였다.

〈표 7〉패널공적분 분석결과: 구조변화와 횡단면 상호의존성 허용

I. Benerjee and Carrion-i-Silvestre (2006) ¹⁾ model	가성 통계량	점근적 p값	부스트랩 분포 (임계치)		
			1%	5%	10%
상수항 고려	-12.72	0.00	-	-	-
수준변화 고려	-9.43	0.00	-	-	-
수준 및 공적분 벡터변화 고려	-8.36	0.00	-3.72	-2.80	-2.73

II. Westerlund and Edgerton (2007) ²⁾ model	LM통계량	점근적 p값	부스트랩 p값
상수항 고려	-1.012	0.84	0.66
시간추세 고려	0.875	0.19	0.02

주: 1. 1) 은 ‘귀무가설이 성장률과 추격률사이에 공적분관계가 없다’이며 2) 는 ‘귀무가설이 공적분관계가 존재한다’임. 2. 검정통계량의 임계치는 2,000번의 부스트랩 반복시행을 통하여 구하였음. 3. 추정방정식은 $z_{it} = \mu_{it} + \alpha w_{it} + \epsilon_{it}$.

구조변화와 횡단면 주체간 상호의존성을 허용하고 점근적 임계치 뿐만 아니라 부스트랩에서 구한 임계치 분석에서도 전환경제성장방정식에서 패널공적분이 존재함을 발견함으로써 각국의 성장률이 세계경제성장률, 미국 경제성장률에 수렴하고 있음을 알 수 있었다. 따라서 아시아국가들은 그들 경제에 가해진 충격들을 흡수하면서 각국 경제를 지속적으로 확장시키면서 선도국가로의 소득수준 수렴뿐만 아니라 성장률 수준으로도 수렴하고 있음을 발견하였다.

IV. 결 론

본 연구는 아시아 외환위기 발생이후 아시아경제들이 세계선도국가인 미국경제를 지속적으로 추격하고 있는가 아니면 장기성장추세로 회복하지 못하고 오히려 그 추세에서 벗어나고 있는가에 대한 분석이다.

일인당 GDP 자료보다는 외환위기와 같은 지역적 충격, 석유파동과 같은 전 세계적인 충격, 또한 선도국가의 경제활동이 반영되도록 미국경제와의 소득격차로 표현되는 추격을 자료로 분석하였다. 구조변화가 모형 안에서 내성적으로 결정되는 Bai and Perron (1998, 2003) 의 다중구조변화모형을 근간으로 하여, 시계열상에 구조변화를 허용하고 횡단면 주체간 의존성을 고려한 Carrion-i-Silvestre et

al. (2005)의 패널정상성 검정방법을 이용하여 추격률의 패널정상성과 수렴성을 분석하였다.

또한 전환경제성장방정식에서 전환경제성장률과 추격률간의 패널공적분 존재여부를 분석함으로써 각국의 성장률이 세계경제성장률, 즉 미국 경제성장률에 수렴하고 있는가를 분석하였다. 구조변화와 횡단면 주체간 의존성을 고려한 패널공적분 분석은 Benerjee and Carrion-i-Silvestre (2006)과 Westerlund and Edgerton (2007)의 검정방법을 이용하였다.

분석결과 외환위기를 겪지 않았던 방글라데시, 홍콩, 인도, 파키스탄, 싱가포르 등에서도 외환위기 중 구조변화가 발생하였던 것으로 나타나 외환위기가 아시아 개발도상국들에게 공통적으로 영향을 미쳤던 외부충격이었음을 알 수 있었다. 따라서 아시아국가들 간의 경제활동에 서로 영향을 미치는 상호의존성을 고려한 본 연구의 분석결과를 뒷받침하였다.

횡단면 주체간 상호의존성과 구조변화를 허용하고 장기분산에 동질성뿐만 아니라 이질성을 고려한 패널정상성 검정에서 패널정상성 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이러한 분석결과는 아시아 국가들의 추격률이 추세 안정성 성질을 만족함으로써 장기균제상태수준으로 수렴하고 있음을 나타낸다. 시계열이 추세 안정적이라면 즉 아시아 각 국가들의 소득수준이 선도국가인 미국의 장기소득수준에 수렴한다는 것이다. 또한 구조변화와 횡단면 주체간 의존성을 고려한 패널공적분 분석에서 전환성장률과 추격률사이에 공적분관계가 존재하는 것으로 밝혀져 아시아 각국의 성장률이 세계경제성장률, 즉 미국 경제성장률에 수렴하고 있음을 발견하였다.¹⁰⁾ 따라서 아시아국가들은 그들 경제에 가해진 충격들을 흡수하면서 자국 경제를 지속적으로 확장시키면서 선도국가로의 소득수준 수렴뿐만 아니라 성장률 수준으로도 수렴하고 있음을 발견하였다.

10) 구조변화나 상호의존성을 고려하지 않고 단순한 일인당 소득수준 자료를 가지고 정상성이나 공적분 관계를 분석하면 장기균제상태(선도국가의 소득수준)로 수렴하지 못하는 연구결과를 도출하게 된다. 따라서 아시아 국가들에서의 외환위기 충격은 장기성장추세로 복귀하지 못하게 하는 즉 추세전도(trend reversion) 현상을 설명할 수 없는 영구적인 충격효과로 나타나 연구결과 및 경제현실을 왜곡할 수 있다. 그 같은 결과는 정책당국자의 정책수단에 엄청난 오류를 범할 수 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 김지옥, “동아시아 외환위기 국가들의 경제구조변화와 Catch-up 분석,” 『경제학연구』, 제55집 제3호, 2007, pp. 143-166.
(Translated in English) Kim, Ji Uk, “A Study on Multiple Structural Breaks and the Catch-up of the East Asian Financial Crisis,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 55, No. 3, 2007, pp. 143-166.
2. 조하현 · 황선웅, “한국 거시경제 시계열의 구조변화와 충격의 지속성에 대한 연구,” 『경제학연구』, 제55집 제3호, 2007, pp. 85-118.
(Translated in English) Jo, Ha-Hyun, and Sun-Oong Hwang, “Structural Breaks and Shock Persistence in the Korean Macroeconomic Time Series,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 55, No. 3, 2007, pp. 85-118.
3. Andrews, D., “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point,” *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, 1993, pp. 821-856.
4. Bai, J., and P. Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structure Changes,” *Econometrica*, Vol. 66, 1998, pp. 47-78.
5. _____, “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, 2003, pp. 1-22.
6. Banerjee, A., R. Jumsdaine, and J. Stock, “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 1992, pp. 271-287.
7. Banerjee, A., and J. Carrion-i-Silvestre, “Cointegration in Panel Data with Breaks and Cross-Section Dependence,” Working Paper 591, European Central Bank, 2006.
8. Barro and Sala-i-Martin, *Economic Growth*, the MIT press, 2004.
9. Basher, S. and J. Carrion-i-Silvestre, “Price Level Convergence, Purchasing Power Parity and Multiple Structural Breaks in Panel Data Analysis: An Application to US Cities,” Forthcoming in *Journal of Time Series Econometrics*, 2008.
10. Ben-David, D., R. Lumsdaine and D. Papell, “Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence from Two Structural Breaks,” *Empirical Economics*, Vol. 28, 2003, pp. 303-319.
11. Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro and Lopez-Bazo, “Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita,” *Econometrics Journal*, Vol. 8, 2005, pp. 159-175.
12. Chang, “Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Section Dependency,” *Journal of Econometrics*, Vol. 110, 2002, pp. 535-558.
13. Chang, C., and C. Lee, “Are Per Capita Carbon Dioxide Emissions Converging Among Industrial Countries? New Time Series Evidence with Structural Breaks,” *Environment and Development Economics*, Vol. 13, No. 4, 2008, pp. 497-515.
14. Choi, I., “Unit Root Tests for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, 2001, pp. 249-272.
15. Hadri, K., “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *Econometrics Journal*,

Vol. 2, 2000, pp.148-161.

16. Heston, A., R. Summers and B. Aten, "Penn World Table Version 6.3, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices," The University of Pennsylvania, 2009.
17. Howitt, Peter, "Steady Endogenous Growth with Population and R&D Inputs Growing," *Journal of Political Economy*, Vol. 107, 1999, pp.715-30.
18. Im, K., M. Pesaran and Y. Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, 2003, pp.53-74.
19. Kim, Ji, "Economic Growth and Technology Diffusion in Developing Countries," *The Korean Economic Review*, Vol. 24, No. 2, 2008, pp.413-424.
20. Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How sure are we that Economic Time Series have a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 1992, pp.159-178.
21. Maddala, G., 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 issue 61, 1999, pp.631-652.
22. Narayan, R., "Evidence of Panel Stationarity from Chinese Provincial and Regional Income," *China Economic Review*, Vol. 19, No. 2, 2008, pp.274-286.
23. Ng, S. and P. Perron, "Estimation and Inference in Nearly Unbalanced Nearly Cointegrated Systems," *Journal of Econometrics*, Vol. 79, 1997, pp.53-81.
24. Pedroni, Peter, "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory*, Vol. 20, 2004, pp.597-625.
25. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp.1361-1401.
26. _____, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 80, 1997, pp.355-385.
27. Westerlund, J. and D. Edgerton, "A Panel Bootstrap Cointegration Test," *Economics Letters*, Vol. 97, 2007, pp.185-190.
28. Zivot, E. and W. Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, 1992, pp.25-44.

Analysis of the Convergence Hypothesis in Asian Developing Countries Using a Panel Stationarity and Cointegration Test

Ji Uk Kim*

Abstract

This research applies an panel data stationarity and stochastic convergence test developed by carrion-i-Silvestre *et al.* (2005), which has the advantage of considering multiple structural breaks and the presence of cross-section dependence in order to re-investigate the hypothesis that catch-up rates (the ratio of the country's level of per capita GDP to USA per capita GDP) stochastically converge for 13 Asian countries from 1960-2007. Panel unit root test without breaks suggests that catch-up rates contain a unit root. However, The evidence indicates that the panel data set of catch-up rates is stationary after the structural breaks and cross-section dependence are introduced into the model. Due to stationarity indicating that the impact of reduction in catch-up rates or the reconditioning policy is temporary, the series will revert to the leading country in the long term. We find that structural breaks in the 1970s and 1990s are associated with time periods of oil shocks and Asian foreign exchange crisis, respectively. The break dates are reported such that four structural breaks are significant in three countries - Indonesia, Korea, and Malaysia, while only one structural break is significant in two countries - China and Sri Lanka. We also investigate whether the growth rates of 13 Asian countries stochastically converged around the growth rate of the United States

Received: March 22, 2010. Revised: April 10, 2010. Accepted: May 10, 2010.

* Professor, Department of Economics, College of Political Science & Economics, Chung-Ang University, 221, Hueksuk-dong, Dongjak-ku, Seoul 156-756, Korea, Phone: +82-2-820-5515, e-mail: jiukim@cau.ac.kr

during the period 1960-2007. Using the panel cointegration tests of Banerjee and Carrion-i-Silvestre (2006) and Westerlund and Edgerton (2007), we find evidence for convergence. Our tests allow for multiple structural breaks and cross-section dependence. Doing so is important for our tests because common shocks from global events impacted most of the countries, giving rise to cross-sectional dependence and structural breaks.

Key Words: multiple structural breaks, cross-section dependence, stochastic convergence, catch-up rate, panel data stationarity, panel cointegration