

## 동아시아 외환위기 국가들의 경제구조변화와 Catch-up분석\*

김 지 욱\*\*

### 논문 초록

본 연구는 구조변화가 모형 안에서 내성적으로 결정되는 Bai and Perron (1998, 2003)의 다중구조변환모형(multiple structural breaks model)을 이용하여 동아시아 외환위기 경험국가들의 경제구조변화를 분석하였다. 선도국가와의 소득격차 변수인 catch-up율과 그 성장률을 이용한 구조분석에서 인도네시아, 한국, 태국의 경우 장기 추세선상에 구조변화가 발생하였으며 또한 catch-up성장률의 하락 변화도 나타났다. 말레이시아의 경우 추세상의 구조변화는 일어났으나 성장률의 구조변화는 보이지 않았으며, 필리핀의 경우 특별히 외환위기로 인한 구조변화는 나타나지 않았다. 성장가속(growth acceleration)기간 중의 성장 동인(growth sources)분석에서 자본축적의 증가율이나 개방도의 상승률이 높은 국가일수록 catch-up성장률도 높게 나타났으나 성장감속(growth deceleration)기간 중에는 일정한 관계를 보이지 않았다. 성장가속기간에는 성장률이 자본축적보다 개방도와의 상관관계가 높게 나타나 개방도가 성장률에 더 큰 영향을 미치고, 성장감속 기간에는 개방도 보다는 자본축적의 감소나 증가율의 하락이 경제성장 하락에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 성장가속과 성장감속 요인의 비대칭적 현상을 나타낸다. 성장가속율과 감속률의 변동폭이 태국의 경우 가장 크게 나타났고 한국의 변동폭이 가장 작게 나타나 상대적으로 체제안정적임을 보여 주었다. 장기추세로부터의 이탈 지속성 여부에 대한 분석에서 IPS(2003)의 패널 단위근 검정결과 귀무가설을 기각하여 장기추세로의 복귀가 이루어지고 있으며 선도국가로의 따라잡기가 이루어지는 수렴화(convergence)현상을 지지하였다.

핵심 주제어: 다중구조변환모형, 성장가속, 수렴화, catch-up

경제학문헌목록 주제분류: O2, O4

\* 이 논문은 2007년도 중앙대학교 학술연구비 지원에 의한 것임. 본 논문의 완성에 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사위원께 감사드린다.

\*\* 중앙대학교 경제학과 부교수, e-mail: jiukim@cau.ac.kr

## I. 서 론

1990년대 들어 동아시아 신흥 개도국들은 자본시장 개방과 금융자유화 조치로 인해 자본이동이 급속히 증가하고 대규모 자본이동을 통하여 높은 경제성장률을 실현하였다. 그러나 20세기 후반 경제성장의 기적을 이루었던 동아시아지역에 1997년 태국에서 시작된 외환위기는 한국, 인도네시아, 말레이시아 등의 국가로 번지면서 세계경제를 긴장과 위기감 속으로 몰아넣었다. 그러나 위기 직후 각국의 GDP 성장률이 마이너스로 급락하였으나 대부분 2000년대 들어와 이전의 성장추세로 빠르게 회복하고 있으며 여러 경제지표상으로는 이전의 수준으로 복귀한 듯이 보인다. 학계에서는 외환위기를 경험한 동아시아 국가들이 장기 경제성장추세로 복귀하고 있다는 주장과 장기추세로 복귀하고 있지 못하고 성장추세로부터 오히려 하락하고 있다는 상반된 주장들을 제기하고 있다.

본 연구에서는 외환위기로 인해 동아시아국가의 장기추세상에 구조변화가 초래되었는지 또한 이러한 변화는 지속적인 현상인지, 혹은 이러한 구조변화가 특수한 상황이었거나 경기순환상의 일시적인 현상에 불과하였는지를 살펴보았다. 또한 지난 50여 년간의 성장경험에서 이러한 구조변화는 몇 번 일어났으며 또한 구조변화가 발생한 시점 전후로 성장가속(감속)이 이루어진 경우 그것의 성장(하락) 동인은 무엇이었는지를 밝혀보고자 하였다.

본 논문은 구조변화가 모형 안에서 내성적으로 결정되는 Bai and Perron(1998, 2003)의 다중구조변환모형(multiple structural breaks model)을 이용하여 분석하였다. 동 모형으로 분석한 경제성장논문으로는 Berg, Ostry and Zettelmeyer(2006), Cuberes and Jerzmanowski(2006), Ben-David, Lumsdaine and Papell(2003), Hausmann, Pritchett and Rodrik(2005) 등이 있다. Berg, Ostry and Zettelmeyer(2006)는 140개국 경제성장의 구조변화를 분석하여 성장가속기간의 만기(duration of growth spells)는 소득분포, 수출지향성, 민주화와 밀접히 관련되어 있으나 성장가속초기 제도의 질적인 면이 가속기간(length of spells)을 예견하는 데에는 도움이 되지 않는다고 밝혔다. Cuberes and Jerzmanowski(2006)는 구조변환점들로 이루어진 성장과정에서 평균성장을 중심으로 높은 성장기간과 낮은 성장기간을 성장순환(cycle)으로 특성화하여 민주주의가 덜 발달된 국가에서는 성장순환이 강하게 나타난다고 주장하였다. 특히 경제제도, 거시경제정책, 금융의 발달, 민

주주의요소들이 성장순환의 확장국면에 강하게 영향을 미친다고 분석하였다. Ben-David, Lumsdaine and Papell (2003) 은 1860년부터 1989년까지 16개국의 GDP와 일인당 GDP의 두 변수를 이용하여 2회의 구조변화를 허용하는 모형분석에서 전후(postwar) 성장률의 하락을 분석하고 있다. Hausmann, Pritchett and Rodrik (2005) 은 구조변화시점이 내생적으로 결정되는 다중구조모형을 이용하지 않고 성장률의 변화(change of growth rate)가 2% point 이상이면 성장가속으로 정의하고 성장가속은 투자와 무역의 증가와 실질환율의 평가절하와 관련되어 있음을 보이고, 경제구조개혁이 지속적인 성장가속의 중요한 요인임을 밝혔다. Jerzmanowski (2006) 와 Papell, Murray and Ghibalawi (2000) 는 Bai and Perron의 다중구조변환모형을 이용하여 OECD 16개국의 평균 실업률을 분석하고 있다.

다중구조변환모형을 이용한 국내 연구들은 대부분 거시경제변수들에 대한 구조변화시점(unknown break point)과 변화의 회수(multiple break point)만을 파악하는데 초점을 맞추고 있으며 성장모형으로까지 연결된 연구는 전무한 실정이다. 또한 외국의 성장논문에서도 각국의 GDP나 일인당 GDP변수에 대한 구조변화와 성장동인만을 분석하고 있다. 본 연구에서는 동아시아 외환위기국가와 선도국가(leading country)와의 소득격차를 catch-up율로 정의하고 그 격차를 줄여나가는 장기추세 상에 구조변화가 발생하는 가를 분석하고 변화의 발생시점과 발생횟수 등을 알아본다.<sup>1)</sup> 뿐만 아니라 이러한 구조변화에도 불구하고 선도국가의 경제수준에 대한 장기적인 수렴화(convergence) 현상 여부까지 분석하고자 하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 본 분석에 사용된 Bai and Perron의 다중구조변환모형을 소개하고 III장에서는 구조변환모형을 이용하여 경제구조변화를 분석하고 성장동인과 수렴화 여부를 분석하였다. 마지막으로 IV장에서는 결론을 제시하였다.

1) 개별국가의 경제활동이나 외환위기를 당한 국가의 개별경험을 반영하는 단순한 일인당 GDP 분석보다는 oil shock과 같은 전 세계적인 충격이나 미국경제활동이 반영되는 선도국가와의 catch-up율로 분석하는 것이 경제발전 단계에 따른 선도국가와의 수렴화(convergence) 현상까지 고려할 수 있는 장점이 있다.

II. 추정모델

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

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \tag{1}$$

여기서  $Y_t$ 는 산출물,  $K_t$ 는 실물자본,  $L_t$ 는 노동,  $A_t$ 는 외생적으로 주어진  $\gamma$ 율로 성장하는 기술수준이며  $\alpha$ 는 자본의 분배율이다. 유효노동( $AL$ ) 당 변수로 표현하면 각각  $\tilde{y} = Y/AL$ ,  $\tilde{k} = K/AL$ 으로 나타낼 수 있다. Solow-Swan 생산함수를 시간미분하여 성장률로 표현하면  $\dot{\tilde{y}} = \alpha \dot{\tilde{k}}$ 로 표시된다. 이 식에서 균제상태 행위를 통하여 일인당생산( $y = Y/L$ ) 성장률을 식 (2)로 전개할 수 있다.<sup>2)</sup>

$$\dot{y} = g = \gamma + (\alpha - 1)(\delta + n + \gamma)(\log y_t - \log y_t^*) = \gamma + \lambda(\log y_t - \log y_t^*) \tag{2}$$

여기서  $\lambda = (\alpha - 1)(\delta + n + \gamma)$ 이고 또한 음수이며  $(\delta, n, \gamma)$ 는 각각 감가상각률, 인구증가율, 기술진보율을 의미한다.  $y^*$ 는 균제상태 값이며 장기성장과정에서 도달하고자 하는 값이다. 따라서 식 (2)의 오른쪽 두 번째 항,  $\lambda(\log y_t - \log y_t^*)$ 은 기술격차(technology-gap)로 정의된다. 식 (2)에서 보듯이 선도국가(leading country)보다 기술격차가 클수록 후발국가(following country)는 높은 성장률을 나타낸다. 그러므로 후발자이익을 누리게 됨에 따라 선도국가를 따라잡게 되는 수렴화 가설(convergence hypothesis)을 지지하게 된다. 또한 선도국의 기술프론티어에 접근하게 되면 후발국의 성장률이 감소하게 된다는 의미이다. 만약  $\lambda > 0$  이면 우리가 구하고자 하는 catch-up(따라잡기)의 정의이다.

$$Catch - up = c_t = \lambda(\log y_t - \log y_t^*), \quad \lambda > 0 \tag{3}$$

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

Catch-up은 선도국가와의 기술격차(technology-gap)를 줄여나가는 것이며 선도 기술 프론티어(frontier)에 대한 상대적 접근도를 의미한다. 이제 우리는 선도국가를 catching up하는데 모형내부에서 구조변화가 발생한다고 가정한다.

경제구조변환 발생에 관한 연구는 Zivot-Andrews(1992), Banerjee et. al. (1992), Perron(1997), Andrews(1993) 등에서 다루기 시작하여 구조변환점이 사전에 결정되는 것이 아니라 모형 내에서 내생적으로 결정되는 모형으로 전개되고 있다.<sup>3)</sup> 한 번의 구조변화를 허용하는 모형에서부터 최근에는 구조적 변환점이 여러개 존재하는 경우로 확대하여 분석하고 있다.

본 분석에 사용된 Bai and Perron (1998, 2003)의 구조변화모형은 구조변화가  $m$ 번 발생하여 체제가  $m+1$ 인 다중구조변환으로 설정되고 다음과 같이 표현된다.<sup>4)</sup>

$$\begin{aligned} c_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_1 + u_t, t = 1, \dots, T_1, \\ c_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_2 + u_t, t = T_1 + 1, \dots, T_2, \\ &\text{-----} \\ c_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_{m+1} + u_t, t = T_{m+1}, \dots, T \end{aligned} \quad (4)$$

여기서  $c_t$ 는 관찰된 종속변수,  $x$ 는  $p \times 1$   $z$ 는  $q \times 1$  벡터,  $\beta$ 와  $\delta_j$  ( $j = 1, \dots, m+1$ )는 회귀계수의 벡터,  $u$ 는 확률교란항(stochastic disturbance term)이다. 구조변화의 개수  $m$ 과 구조의 변환점  $T_1, \dots, T_m$ 은 알려져 있지 않다고 간주한다. 위 모형은  $\beta$ 가 구조적으로 변하지 않는 부분구조변환모형이다. 만약  $p = 0$ 이면 계수가 모두 변화하는 순수구조변환모형(pure structural breaks model)이 된다. Bai and Perron(1998)은 최소자승법에 의한 추정방법을 제시하고 구조변화가  $m$ 개 있는 잔차자승합을 최소화하는 구조적변화의 수와 시점을 구하였다.

3) 초기의 구조변화모형들은 Perron(1989)과 같이 시계열을 추세정상계열(trend stationary process)과 차분정상계열(difference stationary process)을 각각 대립가설과 귀무가설로 설정하여 구조변화를 추정하고 있으며, 실질 GDP 등 주요 거시경제변수들에 구조적 변화가 나타났다며 이를 고려할 때 대부분 정상시계열인 것으로 나타났다.

4) 본 장의 자세한 내용은 Bai and Perron (1998, 2003)을 참조할 것.

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{j=1}^{m+1} \sum_{j=T_{j-1}+1}^{T_j} (c_t - z_t' \delta_j)^2 \quad (5)$$

$$T_1, \dots, T_m = \arg \min S_T(T_1, \dots, T_m)$$

구조변환점의 수가  $m = k$ 라는 대립가설 하에 얻게 되는  $supF$  타입 검정통계량은 다음과 같다.

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left( \frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R \hat{V}(\hat{\delta}) R')^{-1} R \hat{\delta} \quad (6)$$

여기서  $\lambda_i = T_i / T$ 이며  $0 < \lambda_1 < \dots < \lambda_m < 1$ 이다. 또한 사전에 각 구조별로 표본수를 충분히 확보하기 위하여 다음 제약조건식을 부과한다.

$$A_\epsilon = [(\lambda_1, \dots, \lambda_m); |\lambda_{i+1} - \lambda_m| \geq \epsilon, \lambda_1 \geq \epsilon, \lambda_m \leq 1 - \epsilon] \quad (7)$$

따라서 구조별 표본 수는 최소  $\epsilon T$ 가 된다.  $R$ 은 통상적으로  $(R' \delta) = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$ 을 구성하는 행렬로 나타낸다.  $\hat{V}(\hat{\delta})$ 는 계열상관과 이분산에 강건한  $\hat{\delta}$ 의 분산 공분산행렬의 추정치이다.

$$V(\hat{\delta}) = plim T(\overline{Z}' M_X \overline{Z})^{-1} \overline{Z}' M_X \Omega M_X \overline{Z} (\overline{Z}' M_X \overline{Z})^{-1} \quad (8)$$

여기서  $M_X = 1 - X(X'X)^{-1}X'$ 이고  $\Omega$ 는  $E(UU')$ 이다.  $Z$ 는  $z_t$ 를 구조적으로 쌓아놓은 행렬이며  $U$ 도  $u_t$ 를 쌓아놓은 행렬이다. 이제  $supF$  검정통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$supF(k; q) = \frac{sup}{(\lambda_1, \dots, \lambda_k) \in A_\epsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k; q) \quad (9)$$

여기서  $(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k)$ 은 잔차자승합을 최소화시키는 값이다. Bai and Perron은 실

제 검정에서 다음 검정통계량을 사용하였다.

$$\begin{aligned} DmaxF(M, q, a_1, \dots, a_M) &= \max a_m \sup F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) \\ &= \max a_m F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k; q) \end{aligned} \quad (10)$$

식에서  $(a_1, \dots, a_M)$ 은 가중치를 의미하고, 가중치를 부과하는 방법에는 두 가지 경우가 있다. 모든  $a_m = 1$ 의 제약을 부과하는 경우의 검정통계량을  $UDmaxF_T(M, q)$ ,  $m$  값별로  $p$  값( $p$ -value)이 같아지도록 가중치를 부과하는 경우의 검정통계량을  $WDmaxF_T(M, q)$  이라고 정의한다.  $UDmaxF_T(M, q)$  통계량과  $WDmaxF_T(M, q)$ 은 ‘구조적 변화가 없다’는 귀무가설과 ‘구조적 변화가 있다’는 대립가설로 검정한다. 만약 검정통계량이 유의하여 귀무가설이 기각된다면 구조적 변화가 있는 것으로 간주한다. 반대로 검정통계량이 유의하지 않다면 구조변화가 없는 것으로 간주한다.

구조변화가 몇 번 있었는가를 판단하는 검정에서는 순차적 검정(sequential test)을 실시한다. 순차적 검정은 ‘구조적 변화가  $l+1$ 개’라는 귀무가설과 ‘구조적 변화가  $l$ 개’라는 대립가설로 구성되며, 검정통계량  $\sup F(l+1|l)$ 로 표현된다.

$$\begin{aligned} \sup F(l+1|l) &= [S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{\tau} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_l)] / \sigma^2 \quad (11) \\ A_{j, \eta} &= [\tau, \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\eta] \end{aligned}$$

여기서  $\sigma^2$ 은 귀무가설 하에서 구한 일치추정치이며,  $j=1$ 일 때  $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_l)$ 은 구조  $S_T(\tau, \hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l)$ 에서 추정된 잔차자승합이다.  $\sup F(l+1|l)$ 의 귀무가설은 ‘구조적 변화가  $l+1$ 개’이고 대립가설은 ‘구조적 변화가  $l$ 개’이다. 만약 검정통계량이 유의하다면 구조변화는  $l+1$ 개라고 판단한다. 이러한 순차적 검정은 귀무가설  $\sup F(l+1|l)$ 이 유의하지 않을 때까지 계속된다. 이런 경우 구조변환점 수는  $l$ 개이다. 또한 구조변환점의 수는 Yao(1988)가 제시한 베이즈안 정보기준(Bayesian Information Criteria, BIC)에 의해서도 선택될 수 있다.

### Ⅲ. 실증분석 결과

동아시아국가 중 1990년대 외환위기를 경험한 Indonesia, Korea, Malaysia, Philippines, Thailand 등 5개국을 분석대상으로 포함하고 1950년부터 2004년까지 분석기간을 설정하였으며 모든 자료는 Summers and Heston의 Penn World Table (PWT, 6.2)에서 획득하였다.

선도국가로서 미국을 설정하여 미국 일인당 GDP대비 동아시아국가의 일인당 GDP를 Catch-up율로 정의하고 그 증가율을 catch-up growth rate (catch-up성장률)로 설정하여 분석하였다.<sup>5)</sup> <표 1>에 Catch-up율의 초기 값, 외환위기 직전년도 및 최근 값과 주요 기본 자료를 제시하였다. 필리핀의 경우 타 국가에 비해 1950년에 가장 높은 catch-up율을 보이고 있으나 최근년도에 가장 낮은 비율을 보이고 있다. 한국은 그 반대로 설명되어 질 수 있다. 분석기간 평균 Catch-up성장률이 한국에서 2.91%로 가장 높게 나타났으며 그 다음으로 말레이시아 1.98%, 태국 1.33%, 인도네시아 0.65%, 그리고 필리핀 -0.23%의 순으로 나타났다. 일인당 GDP성장률의 경우에서도 한국 4.99%, 말레이시아 4.08%, 태국 3.49% 순으로 높게 나타났다. 성장 동인(growth resources)에서 분석하게 될 경제개방도(Openness)는 말레이시아가 119.18로 가장 높게 나타났고, 태국 55.88%, 필리핀 52.33% 순으로 나타났다. 투자비율은 한국 27.35%, 태국 27.17%, 말레이시아 20.35% 순으로 높게 나타났다.

각국별 Catch-up율의 시간추세가 <그림 1>에 나타나 있다. 1950년대나 1960년대 초반까지 미국경제수준과의 격차에 변화가 없었으나 1960년대 중반이후 미국경제 따라잡기 추세가 지속되고 있음을 보인다. 한국의 경우 60년대 중반까지는 낮은 수준에 머물렀으나 70년대부터 따라잡기 시작하여 동아시아 외환위기국가중 가장 높은 Catch-up율 상승추세를 보이고 있다. 1970년대의 1차오일위기의 영향은 인도네시아에서만 강하게 나타나고 있고 한국에서 약하게 나타난 것 이외에 타 국가에서는 충격이 나타나지 않지만, 2차 오일위기 충격에는 대부분의 아시아 국가들에게서 공통적으로 나타나고 있다. 필리핀을 제외한 대부분의 국가들에게서 1960년대

5) 식 (3)의 catch-up정의에서  $\lambda$ 값은 일정한 상수로 가정하였다. 각국 간의 상이한  $\lambda$ 값을 대입하기보다는 Bai-Perron의 추정모형에서 잔차항의 자기상관과 상이한 잔차분산을 허용하고 개별항을 포함하고 있으므로 추정모형에서 그 충격을 흡수하고 있다고 가정하였다.



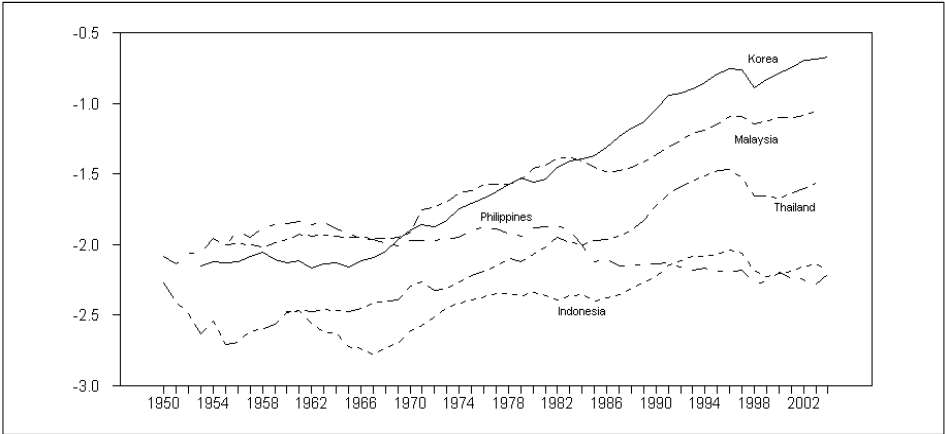
〈표 1〉 동아시아 외환위기 국가의 주요 분석지표

		인도네시아	한 국	말레이시아	필리핀	태 국
분석기간(년)		1960~2004	1953~2004	1955~2003	1950~2004	1950~2003
외환위기발생 년도		1997	1997	1997	1997	1997
Catch-up율 (년도)		-2.473 (1960)	-2.154 (1953)	-2.007 (1955)	-2.089 (1950)	-2.271 (1950)
		-2.371 (1996)	-0.758 (1996)	-1.096 (1996)	-2.199 (1996)	-1.472 (1996)
		-2.184 (2004)	-0.673 (2004)	-1.056 (2003)	-2.215 (2004)	-1.567 (2003)
분석 기간 평균	Catch-up 성장률(%)	0.65	2.91	1.98	-0.23	1.33
	일인당GDP 성장률(%)	2.97	4.99	4.08	1.95	3.49
	개방도(%)	45.24	49.46	119.18	52.33	55.88
	투자비율 (%)	16.55	27.35	20.44	15.01	27.17

- 주: 1. PWT(6.2)의 자료에 근거하여 국가 간 분석기간(1950-2004)이 상이함.  
 2. Catch-up율, 즉  $c_t = \log(y_{i,t}/y_{USA,t})$ , Catch-up성장률은  $\Delta c_t = c_t - c_{t-1}$ , 개방도=(수출입액/GDP), 투자비율=(투자액/GDP)를 의미함.

중반이나 1970년 초반부터 시작하여 지속적인 따라잡기 성장을 이루어 나가고 있다. 그러나 필리핀의 경우 1980년대 초반이후 미국과의 소득격차가 현격하게 벌어지고 있음을 보인다. 인도네시아는 1960년대 중반까지 catch-up율이 감소추세를 보이다가 수하르토(General Suharto) 체제하에서 정치적 안정과 경제 자유화로 인하여 1967년 이후부터 도약단계로 진입하였다. 한국의 경우 catch-up율에서도 동아시아 기적의 성장패턴을 보여주고 있으며 1966년 이후 지속적인 성장을 유지하다가 1997년 외환위기로 하향구조변화가 나타났고 또한 성장추세가 약화된 모습을 보이고 있다. 일인당소득(Income per capita)을 가지고 분석한 Berg, Ostry and Zettelmeyer(2006)는 1997-1998년 아시아 외환위기 기간 중 태국, 말레이시아, 인도네시아의 경우 구조적 변화가 발생하였으나 한국에서는 심대하고 유의한 성장하향 구조변화(growth downbreak)가 발생하지 않았다고 밝혔다.

〈그림 1〉 동아시아 외환위기 경험국가의 Catch-up율



절편과 기울기의 구조변화를 동시에 허용하는 부분다중구조변환모형의 추정 식은 다음과 같다.

$$c_t = \delta_i + \gamma_i T_i + \beta y_{t-1} + \theta \Delta c_{t-1} + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \\ \text{for } j = 1, \dots, m+1 \quad (12)$$

여기에서  $c_t = \log(y_{i,t}/y_{USA,t})$ 이며  $T_i$ 는 시간추세이다. 구조적으로 절편과 추세는 변하고  $\beta$ ,  $\theta$ 는 변하지 않는 것으로 가정한 부분구조모형이다. 구조변화의 시점들이 가까이 접근하는 것을 막기 위하여  $T_{B(i)} - T_{B(i+1)} \geq |\epsilon T|$ 에서  $\epsilon \in (0,1)$ 의 제약조건을 부과하고,  $\epsilon = 0.10$ 을 부과하였다. 구조변환의 최대값은  $m = 5$ 로 설정하였다.<sup>6)</sup> 본 분석에서 필리핀을 제외한 대부분 외환위기 경험국가들에게서 외환위기 시점인 1997년도에 Catch-up율에 대한 구조변화가 있었음을 발견하였다.<sup>7)</sup>

이제 우리가 분석하고자 하는 catch-up성장률의 구조변화를 순수구조변환모형인 식 (13)을 통하여 자세히 살펴보자.

6)  $\epsilon = 0.15$  설정 시에는 분석기간이 짧은 말레이시아의 경우 외환위기 전후의 구조변화를 분석할 수 없다.  
7) 부분구조모형에 대한 구체적 분석결과는 생략하였다. 부분구조모형에서의 구조변화 회수가 다음에서 분석하는 각국 Catch-up 성장률의 구조변화회수보다 많게 나타났다. 이러한 이유로는 독립변수에 절편과 추세가 시간에 변하는 변수로 가정하고 있고, 변하지 않는 종속변수 초가 값 모두를 모형에 포함하고 있기 때문인 것으로 보인다.

$$\Delta c_t = \delta_i + e_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \text{ for } j = 1, \dots, m+1 \quad (13)$$

$\Delta c_t$ 은 catch-up율의 1차 차분( $\Delta c_t = c_t - c_{t-1}$ )을 나타내며, 따라서  $\delta_i$ 는 각 체제(regime)의 catch-up성장률을 나타낸다. 본 모형에서는 잔차항의 자기상관과 체제간의 상이한 잔차 분산을 허용한다. 순차적 검정(Sequential test)과 BIC기준 분석결과 모두를 <표 2>에 제시하였다.  $UDmax$ 와  $WDmax$  검정은 모두 유의하게 나타나 catch-up성장률에서 최소한 한 번의 구조변화가 일어났음을 의미한다. 또한  $supF_T(1)$  통계량에서도 말레이시아를 제외한 모든 국가들에서 구조변화가 없었다는 귀무가설을 기각하고 있다. 2회의 구조변화시점 검정 값도 필리핀을 제외한 모든 국가들에서 유의수준 10%에서 유의하였다.  $supF_T(3)$ 통계량도 모두 유의하여 구조변화가 3회 정도는 일어났음을 보여 주었다.<sup>8)</sup> 구조변화 3회 이상의 검정에서는 모두 유의하지 못하였다. 순차적 분석에서 말레이시아의 경우 첫 번째 단계에서 구조변화가 없었다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있는데 구조변화가 일어나지 않았다고보다는 부호가 상반된 구조변화에 기인하던지 또는 검정력의 한계에 있다고 보여 진다.<sup>9)</sup>

구조변화 횟수를 판단하는 BIC정보기준은  $supT_T(k)$ 검정보다 대부분 국가에서 구조변환의 횟수가 적다. 즉 정보기준은 하향 왜곡(biased downward)되어 있음을 보인다.<sup>10)</sup> Bai and Perron(2003)은 영국의 소비자물가 인플레이션율의 구조변화 실증분석에서 구조변화가 없다는 BIC기준보다는 구조변화가 2회 발생했다는  $supF_T$ 기준으로 분석하고 있다. 따라서 본 분석에서도 기본적으로  $supF_T(3)$ 통계량을 기준으로 각국마다 구조변화가 3회 발생한 것으로 판단하고 분석을 전개하였다.<sup>11)</sup>

8)  $supF_T(l+1|l)$ 의 결과가  $supF_T(k)$ 와 유사하여 지면관계상 생략하였음.

9) Prodan(2006). 또한 Papell and Prodan(2004, 2006)은 추세함수에서 절편터미네  $\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ 를 부과하는 restricted trend-stationary를 제시하였다.

10) Bai and Perron (2003), p17.

11) Ben-David, Lumsdaine and Papell(2003)은 Lumsdaine, and Papell(1997)의 2회 구조변화만 허용하는 다중구조모형을 이용하여 변화 전후의 경제성장모형을 분석하고 있다. 본 분석의 목적도 성장모형에 중점을 두고 있으므로 허용가능한 범위내에서 ( $supF_T(3)$ 기준) 동일한 구조변환점을 설정하였다. 그렇지만 외환위기 이후 catch-up성장률에 구조적 변화가 없

Catch-up성장률과 변화시점의 추정치를 계속적으로 <표 2>에서 살펴보자. 먼저 변화시점 추정  $supF_T$ 기준으로 말레이시아와 필리핀을 제외한 인도네시아, 한국, 태국에서는 외환위기 전후로 구조변화가 발생하였음을 보이고 있다. 인도네시아의 경우 1969년, 1974년 그리고 1997년에 구조변화가 있었던 것으로 나타나 마지막 시점은 외환위기 시점과 일치하며 외환위기가 경제구조 변화에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 변화시점 2회 기준으로도 1997년에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 한국의 구조변화시점은 1959년, 1966년 그리고 1997년이며 마지막 시점은 외환위기 시점과 일치하여 외환위기 도래가 한국 경제구조 변화에도 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 말레이시아와 필리핀은 1983년과 외환위기 시점 이전인 1987~1988년경에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다.

<표 2> 순수구조모형 추정결과

	인도네시아		한 국		말레이시아	필리핀	태 국	
Udmax	56.54*		12.10*		10.72*	13.40*	17.23*	
Wdmax	76.41*		18.25*		16.25*	20.22*	17.23*	
$supF_T(1)$	21.95*		11.03*		4.59	13.07*	17.23*	
$supF_T(2)$	20.35*		9.17*		7.53**	3.52	10.48*	
$supF_T(3)$	56.54*		10.62*		8.38*	7.23*	7.20*	
기준	BIC	$supF_T$	BIC	$supF_T$	$supF_T$	$supF_T$	BIC	$supF_T$
$\hat{\delta}_1$	-0.044 (0.006)	-0.044 (0.006)	-0.001 (0.008)	0.019 (0.010)	0.004 (0.004)	0.025 (0.005)	-0.087 (0.024)	-0.087 (0.024)
$\hat{\delta}_2$	0.025 (0.008)	0.056 (0.003)	0.038 (0.007)	-0.014 (0.007)	0.043 (0.010)	-0.001 (0.007)	0.023 (0.008)	0.024 (0.008)
$\hat{\delta}_3$	-0.017 (0.028)	0.017 (0.008)	-	0.045 (0.006)	-0.025 (0.009)	-0.057 (0.023)	-	0.058 (0.021)
$\hat{\delta}_4$	-	-0.018 (0.029)	-	0.011 (0.022)	0.025 (0.007)	-0.004 (0.006)	-	-0.011 (0.003)
$T_1$	1968	1969	1966	1959	1970	1960	1956	1956
$T_2$	1997	1974	-	1966	1983	1983	-	1988
$T_3$	-	1997	-	1997	1987	1988	-	1996

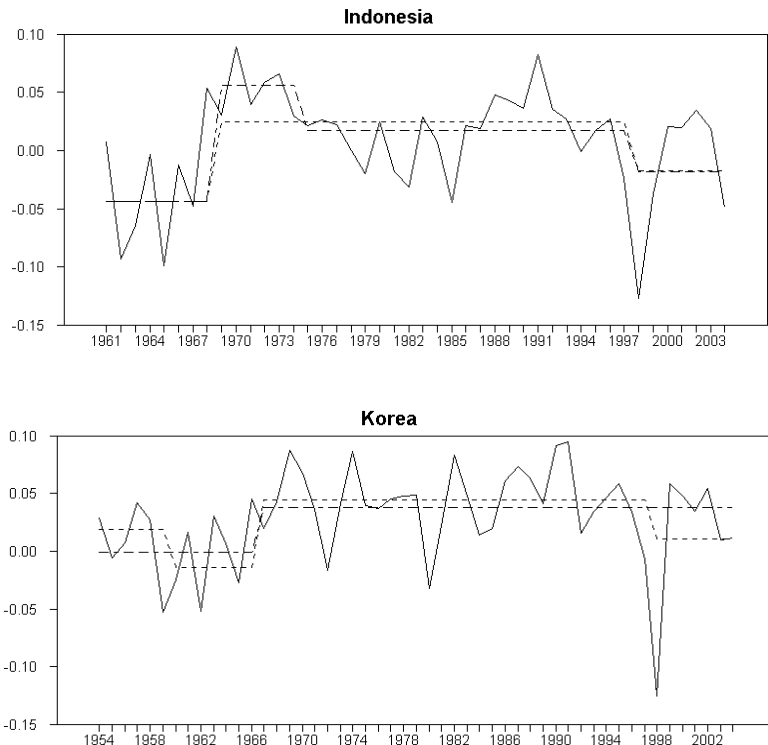
주: 1. \*\*Significance at 5% level, \*Significance at 10% level,  
2. 추정 식은 순수구조모형  $\Delta c_t = \delta_i + e_t$  임.

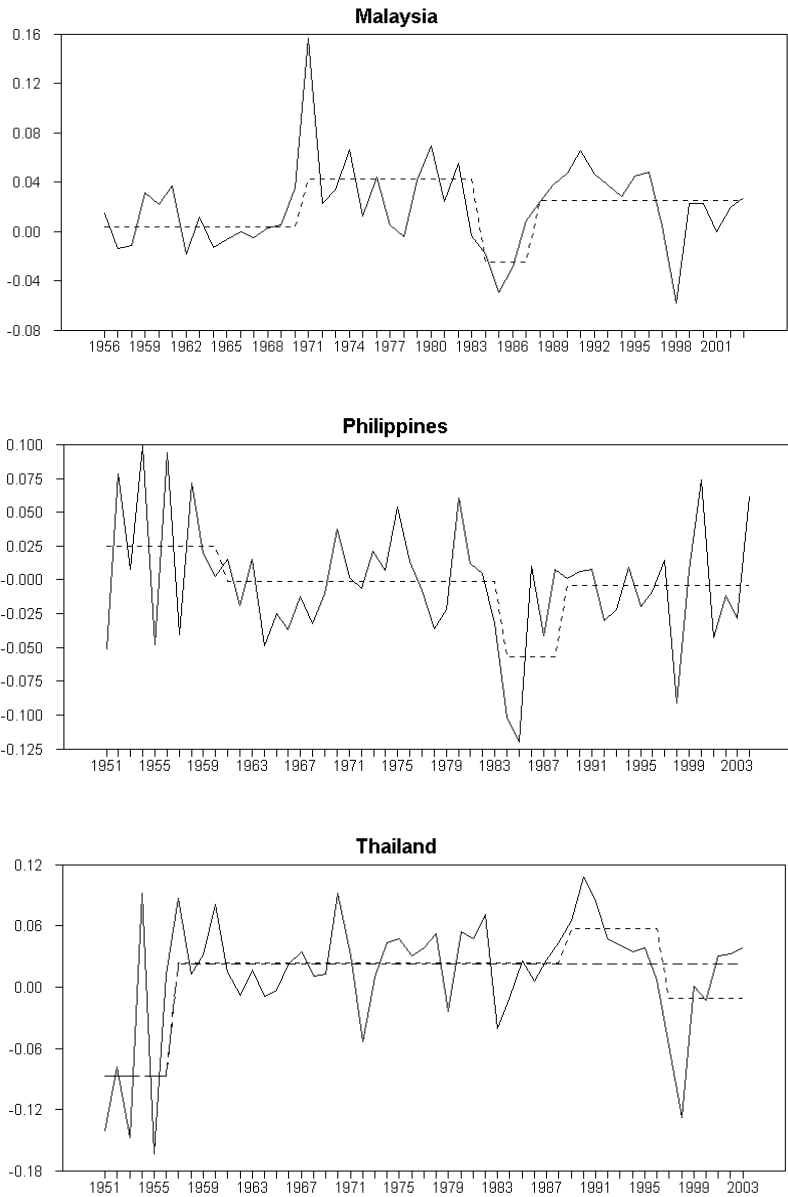
다는 가설이 베이지안 검정기준으로는 인도네시아만이 귀무가설을 기각하고 있어 장기적인 관점에서 동아시아의 외환위기는 경기순환상의 일시적인 현상으로도 판단할 수 있는 근거가 되고 있다. 뒤에서 분석하게 되는 수렴현상을 뒷받침하고 있다.

다음으로 catch-up성장률의 변화를 살펴보면 인도네시아의 경우 1969년부터 1974년 사이에 연평균 5.6%의 높은 성장률을 달성하였으며 1997년 이후에는 -1.8%로 마이너스 성장률을 보였다. 한국의 경우도 3회의 구조변화를 고려하면 1966년 이후 1997년 이전까지 4.5%의 높은 성장률을 보였지만 외환위기 이후에는 1.1%의 성장률을 보여 한국에도 구조변화가 있었음을 보이고 있다. BIC기준 1회 구조변화를 고려하면 1966년 이후 3.8%에 이르는 catch-up성장률을 보이고 있다.

$supF_T$ 기준으로 대부분의 외환위기 국가들이 미국경제에 대한 외환위기 이전의 catch-up성장률을 회복하지 못하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 장기적인 관점에서 BIC 기준 구조변화 1회만을 고려한다면 지속적으로 평균 2.3%에서 3.8% 성장률로 미국경제에 수렴하고자 하는 노력들이 계속되고 있음을 또한 볼 수 있다. 각국별 catch-up성장률 추세와 구조변화 횟수에 따른 catch-up 평균성장률의 구조변화가 <그림 2>에 나타나 있다.

<그림 2> catch-up 평균성장률 구조변화





주: 점선은 BIC 및  $supF_T$  기준 평균성장률.

다음으로 연도별 구조변화시점 분포를 <표 3>에서 살펴보자. 구조변환점을 전후 하여 성장률의 증가가 이루어지는 경우 상향구조변화시점(Upbreaks)으로 간주하고 그 반대인 경우 하향구조변화시점(Downbreaks)으로 간주한다. 분석기간 동안 동

아시아 외환위기국가의 구조변화 회수는 상향구조변화가 7회, 하향구조변화가 8회로써 모두 15회 발생하였다. 1980년대에는 총 5회 발생하여 구조변화가 많았으며 또한 상승의 기회가 컸다. 그러나 역시 1990년대 외환위기를 반영하여 하향반전이 3회 발생한 것으로 나타났다.

〈표 3〉 연도별 상향분절과 하향분절의 수

	1950s	1960s	1970s	1980s	1990s	합계
Upbreaks	1	2	1	3	0	7
Downbreaks	1	1	1	2	3	8
합계	2	3	2	5	3	15

주: 〈표 3〉의  $supF_T$  기준으로 작성.

이제 성장가속(growth acceleration) 기간과 성장감속(growth deceleration) 기간 중 성장률의 변화와 체제안정성(regime stability)을 살펴보자. 성장가속은 구조변환점을 전(before) 후(after)하여 성장률의 증가가 이루어지는 경우이며 성장감속이란 구조변환점을 전후하여 성장률이 하락하는 경우로 판단한다. 분석에 앞서 성장가속과 성장감속의 용어정의와 관련하여 다른 논문과 비교해 보자. Berg, Ostry and Zettelmeyer(2006)는 상향분절점(upbreak)에서 하향분절점(downbreak)까지의 높은 경제성장을 나타내는 구간을 ‘growth spells’로 정의하고 있는데 본 논문에서의 Growth Acceleration의 After기간과 일치하는 개념이다. Hausmann, Pritchett and Rodrik(2005)은 구조변화시점이 내생적으로 결정되는 다중구조모형을 이용하지 않고 성장률의 변화(change of growth rate)가 2 percent point이상이면 ‘growth acceleration’으로 정의하여 분석하고 있다. Cuberes and Jerzmanowski(2006)는 구조변화 과정을 평균성장보다 의외로 높은 성장기간과 의외로 낮은 성장기간을 ‘growth cycle’로 특성화하여 분석하고 있다.

〈표 2〉의 결과를 이용하여 구한 catch-up성장률 변화 분석이 〈표 4〉에 나타나 있다. 먼저 성장가속의 경우 한국은 1959년 이후부터 1997년까지의 기간에 해당하며, 이 기간 동안 -1.42%에서 4.53%로 증가하여 5.95%p의 상승변화를 보였다. 인도네시아는 평균성장률 -4.43%에서 5.62%로 증가하여 10.05%p의 성장률 변화가 발생한 것으로 나타났다. 말레이시아의 경우 두 번의 성장가속기간으로 나누

어지며 0.43%에서 4.3%로 증가하여 3.88%p의 상승변화와 -2.50%에서 2.50%로 증가한 5.00%p의 상승변화를 보였다. 성장감속의 경우 인도네시아는 5.62%에서 -1.81%로 -7.43%p의 하락변화를 보였고, 한국의 경우 4.53%에서 1.10%로 -3.43%p의 하락변화를 보였다. 말레이시아의 경우 4.31%에서 -2.53%로 -6.84%p의 하락변화를 나타내었다. 성장가속과 성장감속의 변화를 고려하면 인도네시아는 10.05%p에서 -7.41%p로, 태국의 경우 12.80%p에서 -5.22%p로 비교적 변동 폭이 크게 나타났으나 한국의 경우 성장가속변화 5.95%p, 성장감속변화 -3.42%p로 변동 폭이 비교적 작게 나타났으며 상대적으로 체제가 안정적임을 보였다.

〈표 4〉 Catch-up성장률의 성장가속과 성장감속

	Growth Acceleration			Growth Deceleration		
	Before (%)	After (%)	Change (%p)	Before (%)	After (%)	Change (%p)
인도네시아	-4.43	5.62	10.05	5.62	-1.81	-7.43
한 국	-1.42	4.53	5.95	4.53	1.10	-3.43
말레이시아	0.43	4.31	3.88	4.31	-2.53	-6.84
	-2.50	2.50	5.00	-	-	-
태 국	-8.70	4.10	12.80	4.10	-1.12	-5.22

- 주: 1. 〈표 3〉의  $supF_T$  기준으로 작성,  
2. 1980년대부터 catch-up이 하락하는 필리핀은 제외하였음.

다음으로 성장가속기간과 성장감속기간 동안의 성장 동인 (growth resources) 을 살펴보자. PWT (6.2) 에서 자료 확보가 가능한 변수들 중 거시모형에서 주요 성장 요인으로 사용되는 자본축적 (capital accumulation) 과 개방도 (openness) 자료를 사용하였다. 자본축적의 대용변수로 GDP 대비 투자비율을 사용하고 개방도 (openness) 에 대해서는 국내총생산 대비 수출입액의 비율을 사용하였다.

먼저 자본축적에 대한 분석결과가 〈표 5〉에 나타나 있다.<sup>12)</sup> 자본축적의 경우 성

12) 성장가속기간을 이용한 회귀분석에서 유의한 결과를 얻지 못하였다. 또한 전체기간 중 성장 가속기간을 더미로 두고 분석가능한 프로빗 (probit) 분석과 성장률에 범위구간 (band) 를 두어 분석 가능한 순위프로빗 (ordered probit) 모형에서도 유의한 결과를 얻지 못하였다. 분석대상이 5개 국가에 불과하고 필리핀과 같은 특이성이 존재하며 성장가속기간이 단기인 점에 비추어 볼 때 분석에 한계가 있다고 보여 진다.



장가속기간 동안 인도네시아는 분절점을 전후로 평균 투자비율이 10.92에서 16.37로 나타나 5.45의 변화를 보여 49.91%의 증가율을 보였다. 한국은 16.65에서 32.46으로 증가하여 15.81의 변화를 보여 94.95%의 높은 증가율을 나타내었다. 성장가속기간 중 분절 후(after) 투자비율이 가장 높게 나타난 국가는 한국으로서 32.46를 기록하였다. 두 기간 투자비율의 성장률을 보면 태국 103.6%, 한국 94.95%로 순으로 높게 나타났으며, 가장 높은 증가율을 보인 태국은 <표 4>에서 보는 바와 같이 동 기간 중 12.8%의 가장 높은 catch-up성장률을 보였다. 성장감속기간을 살펴보면 인도네시아는 감속 전 후로 12.7%의 자본증가를 보이고 있는 반면 태국은 -26.0%에 이르는 자본감소현상을 보이고 있다.

<표 5> Catch-up 성장 동인분석: 자본축적

	자본축적							
	Growth Acceleration				Growth Deceleration			
	before	after	change	growth rate (%)	before	after	change	growth rate (%)
인도네시아	10.92	16.37	5.45	49.91	16.37	18.45	2.08	12.7
한국	16.65	32.46	15.81	94.95	32.46	34.11	1.65	5.1
말레이시아	12.98	22.77	9.79	75.42	22.7	22.43	-0.34	-1.5
	22.43	25.49	3.06	13.64	-	-	-	-
태국	14.41	29.91	14.93	103.6	29.91	22.13	-7.78	-26.0

주: before 와 after의 기간은 <표 3>의  $supF_T$  기준으로 작성.

개방도를 <표 6>에서 살펴보면 성장가속기간 중 분절 후(after) 개방도가 가장 높은 국가는 말레이시아로 181.52를 나타내었다. 인도네시아는 변환점 전후로 23.37에서 36.91로 증가하여 13.54의 변화를 보여 57.93%의 증가율을 보였고, 한국은 24.84에서 58.20으로 상승하여 33.36의 변화를 보여 가장 높은 134.30%의 증가율을 보였다. 그 다음으로 태국이 100.52% 증가율을 보였다. 성장감속기간 중에도 인도네시아는 46.1%, 태국 41.7%의 높은 개방도 증가를 보여주고 있다. 인도네시아의 경우 개방도의 증가율은 가장 높게 나타났지만 감속기간 분절 후(after) 개방도는 가장 낮은 53.92로 나타났는데, catch-up 성장률도 가장 낮은 -7.43%p 하락으로 나타났다.

성장가속기간 중 자본축적이나 개방도의 증가율이 높은 태국이 동 기간 중 가장

높은 catch-up성장률을 보여주고 있고, 성장감속기간 중 분절 후(after) 자본축적이나 개방도의 수준이 가장 낮은 인도네시아가 가장 낮은 catch-up성장률 하락을 보여주고 있다.

〈표 6〉 Catch-up 성장 동인분석: 개방도

	개방도							
	Growth Acceleration				Growth Deceleration			
	before	after	change	growth rate (%)	before	after	change	growth rate (%)
인도네시아	23.37	36.91	13.54	57.93	36.91	53.92	17.01	46.1
한 국	24.84	58.20	33.36	134.30	58.20	74.54	16.34	28.1
말레이시아	78.93	95.45	16.52	20.93	95.45	107.84	12.39	12.9
	107.84	181.52	73.78	68.42	-	-	-	-
태 국	40.26	80.73	40.47	100.52	80.73	114.47	33.74	41.7

주: 1. before 와 after의 기간은 〈표 3〉의  $supF_T$  기준으로 작성.  
2. 개방도는 (수출액+수입액)/GDP을 의미함.

Catch-up성장률과 자본축적 및 개방도와의 상관관계를 〈표 7〉에서 분석하여 보았다. 먼저 성장가속의 경우 성장률과 자본축적과의 상관계수가 0.136, 성장률과 개방도와의 상관계수는 0.313으로써 개방도의 상관계수가 크다. 즉 성장가속기간 중에는 자본축적보다 개방도가 높을수록 경제성장률이 더 높다는 것을 의미한다. 그리고 성장감속의 경우 성장률과 자본축적과의 상관계수가 -0.237, 개방도와의 상관계수는 -0.084로써 자본축적의 상관계수가 더 작다. 또한 성장감속기간 중에는 개방도 보다는 자본축적의 하락이나 증가율이 미미할수록 경제성장 하락에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성장가속과 성장감속 요인의 비대칭적 현상은 Jones and Olken(2005)의 연구결과와 일치한다.

〈표 7〉 성장 동인 상관관계분석

상관계수 (성장률)	Growth Acceleration		Growth Deceleration	
	자본축적	개방도	자본축적	개방도
	0.136	0.313	-0.237	-0.084

주: 〈표 4〉, 〈표 5〉, 그리고 〈표 6〉을 기준으로 작성.

이제 우리는 동아시아 외환위기 국가들이 외환위기를 전후하여 대부분 catch-up 율에 구조변화가 일어나고 성장률이 감소된 상황에서, 과연 미국경제의 따라잡기 장기추세선에서 벗어나고 있는가 아니면 추세선으로의 복귀가 이루어지고 있는가를 살펴보고자 한다. 이 분석을 위하여 패널 단위근 검정을 실시한다. 패널 단위근 검정에 있어서는 개별 자료에 대한 이질성(heterogeneity)을 고려하는 Im, Pesaran and Shin (2002) 검정방법이 Levin, Lin and Chu (2002)의 방법보다 더 일반적인 검정 방법으로 인식되고 있다. 그 분석결과를 <표 8>에 나타내었다. 각 변수에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 추세와 상수항이 존재하는 모형에서 유의수준 10%이내에서 모두 다 기각하고 있다. 그 결과는 동아시아 각국의 catch-up율이 전체적으로 추세안정적인 시계열자료의 성질을 나타내고 있으며 외환위기로 인하여 추세에서 일시적으로는 벗어났지만 미국경제 수준을 따라잡기(catch-up)하는 장기성장 추세선으로 복귀가 이루어지는 수렴화(convergence)현상을 나타낸다고 볼 수 있다.<sup>13)</sup>

<표 8> IPS(2003) 패널 단위근 검정결과

	1 lag	2lags	4lags	6lags
$Z_{tbar}$	-2.389 (0.008)	-2.124 (0.016)	-3.095 (0.000)	-2.478 (0.007)
$Z_{tbar}$	-1.707 (0.043)	-1.501 (0.067)	-2.135 (0.016)	-1.670 (0.047)

- 주: 1. 괄호 안은 유의수준(significance level),  
2. 추세와 상수항을 고려하고 AIC기준 정하지 않음.

우리는 catch-up성장률의 다중구조변환모형 분석결과에서, 외환위기 동안 catch-up에 구조변화가 발생하였으며 성장률의 하락을 가져왔다는 사실을 발견하였다. 그러나 식 (2)와 식 (3)에서 살펴본 바와 같이 미국소득수준인 기술 프론티어에 접근할수록, 즉 catch-up이 증가될수록 또 다른 표현으로 기술격차가 줄어들

13) 이러한 결과는 <표 2>에서 보는 바와 같이, BIC정보기준 하에서는 한국이나 태국의 경우 외환위기시점이 구조변화발생 시점으로 나타나지 않았고, 미국경제에 수렴(catch-up)해가는 장기추세상에서 외환위기는 일시적이고 변동성이 작은 변곡점으로 인식될 수도 있음에 기인한다고 판단된다. 그러나 외환위기 이후의 기간이 짧아 수렴성을 단정 짓기에는 어렵다는 심사위원의 지적이 있었음.

수록 성장률이 하락함을 보았다. 외환위기와 같은 외부충격에 의해서 성장률 하락 요인이 되기도 하지만 경제발전단계에서 후발국의 경제가 선도국가의 기술 프론티어에 가깝게 접근함에 따라 후발자 이익이 감소함으로써 성장률이 하락한다고도 볼 수 있다. 이러한 결과는 신고전파의 성장이론과 부합하는 것이며 미국경제로의 따라잡기가 동아시아국가에서는 지속적으로 일어나는 즉, 수렴화현상이 지지된다고 결론지을 수 있다.

#### IV. 결 론

본 연구에서는 외환위기가 장기 경제성장추세 상에서 동아시아국가의 경제구조에 변화를 초래하였는지 또한 이러한 변화는 지속적인 현상인지, 혹은 외환위기에 의한 구조변화가 특수한 상황이었거나 경기순환상의 일시적인 현상에 불과하였는지에 대하여 살펴보고자 하였다. 뿐만 아니라 경제발전단계에서 신고전파의 주장처럼 선도국가에 접근함에 따라 후발국으로서의 이익을 상실해 감에 따라 성장률이 하락하는 경제구조의 변화가 자연스러운 현상이었는지에 대해 분석해 보았다. 또한 지난 50여 년간의 성장경험에서 이러한 구조변화는 몇 번 일어났으며 또한 구조변화가 발생한 시점 전후로 성장가속이 이루어진 경우 그것의 성장 동인은 무엇이었는지를 밝혀보고자 하였다.

분석방법으로는 구조변화가 모형 안에서 내성적으로 결정되는 Bai and Perron (1998, 2003)의 다중구조변화모형을 이용하여 분석하였다. 분석변수로는 일인당 GDP 대신 세계경제를 이끌고 있는 선도국가(leading country)로서의 미국과의 소득격차를 나타내는 catch-up율을 선정하였다. catch-up율은 개별충격 뿐만 아니라 oil shock과 같은 전 세계적인 충격이나 미국경제활동의 영향까지 반영할 수 있으며, 경제발전 단계에 따른 선도국가와의 수렴화(convergence)현상까지 분석할 수 있다는 장점이 있다.

분석결과 외환위기로 인하여 인도네시아, 한국, 태국의 경우 장기 추세선에서 경제구조상에 변화가 발생하였으며 또한 catch-up성장률에서도 하락을 초래한 것으로 밝혀졌다. 그러나 말레이시아의 경우 추세상으로는 변화가 일어났으나 성장률에서는 변화를 보이지 않았다. 필리핀의 경우 특별히 외환위기로 인한 구조변화는 나타나지 않았다.

구조변환점을 전후로 catch-up성장률이 증가한 경우를 성장가속기간으로 정의하고 성장률이 하락한 경우를 성장감속기간으로 정의하여 성장 동인을 분석하였다. 성장가속(growth acceleration)기간 중 자본축적의 증가율이나 개방도의 상승률이 높은 국가일수록 평균 catch-up성장률도 높게 나타났으나 성장감속기간 중에는 일정한 관계를 보이지 않았다. 성장가속기간 중에는 자본축적보다 개방도와의 상관관계가 높게 나타나 성장률에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났고, 성장감속기간 중에는 개방도 보다는 자본축적의 하락이나 증가율이 미미할수록 경제성장 하락에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성장가속과 성장감속 요인의 비대칭적 현상은 Jones and Olken(2005)의 연구결과와 일치한다.

체제안정성분석에서는 구조변환점을 전후하여 성장가속율과 감속률의 변동 폭이 태국의 경우 가장 크게 나타났고 한국의 경우 변동 폭이 가장 작게 나타나 상대적으로 안정적임을 보여 주었다.

외환위기로 인한 구조변화로 장기성장추세에서 벗어났으나 장기추세로부터의 이탈이 지속적이지 아니면 장기추세로의 복귀로 이루어지고 있는지에 대한 IPS(2003)패널 단위근 검정에서 귀무가설을 기각하여 장기추세로의 복귀가 이루어지고 있으며 선도국가로의 따라잡기가 이루어지는 수렴화 과정에 있음을 발견하였다. 우리는 catch-up율의 정의에서도 살펴보았듯이 미국소득수준인 기술 프론티어(frontier)에 접근할수록, 즉 catch-up이 증가될수록 또 다른 표현으로 기술격차가 줄어들수록 성장률이 하락함을 보았다. 외환위기와 같은 외부충격에 의해서 성장률 하락요인이 되기도 하지만 경제발전단계에서 후발국의 경제가 선도국가의 기술 프론티어에 가깝게 접근함에 따라 후발자 이익이 감소함으로써 성장률이 하락한다고도 볼 수 있다. 이러한 결과는 신고전파의 성장이론과 부합하는 것이며 미국경제로의 따라잡기가 동아시아국가에서는 지속적으로 일어나는 수렴화 현상을 지지한다.

본 연구의 한계인 동시에 추후 연구과제로서 분석대상을 동아시아의 전 국가로 확대하여 성장가속기간 중의 성장 동인에 대한 심층적 연구가 필요하다고 보여진다.

# ■ 참고 문헌

1. Andrews, D., "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, 1993, pp.821-56.
2. Bai, J. and P. Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structure Changes," *Econometrica*, Vol. 66, 1998, pp.47-78.
3. \_\_\_\_\_, "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, 2003, pp.1-22.
4. 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.271-87.
5. Barro, R. and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, MIT press, 2004.
6. Ben-David, D., R. Lumsdaine and D. Papell, "Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence from two Structural Breaks," *Empirical Economics*, 2003, pp.303-19.
7. Berg, A., J. Ostry and J. Zettelmeyer, "What Makes Growth Sustained?," 2006, IMF working paper.
8. Cuberes, D. and M. Jerzmanowski, "Growth Cycles and Democracy, Clemson University," working paper, 2006.
9. Hausmann, R., L. Pritchett and D. Rodrik, "Growth Accelations," *Journal of Economic Growth*, Vol. 10, 2005, pp.303-29.
10. Im, K. M. Pesaran and Y. Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, 2003, pp.53-74.
11. Jerzmanovski, M., "Empirics of Hills, Plateaus, Mountains and Plains: A Markov-Switching Approach to Growth," *Journal of Development Economics*, Vol. 81, 2006, pp.357-85.
12. Jones, B., and B., Olken, "The Anatomy of Start-Stop Growth," NBER working paper, 11528, 2005.
13. Levin, A., C. Lin and C. Chu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, Vol. 108, 2002, pp.1-24.
14. Lumsdaine, R. and D. Papell, "Muliple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, 1997, pp.212-18.
15. Papell, D., C. Murray, and H. Ghibalawi, "The Structure of Unemployment," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, 2000, pp.309-15.
16. Papell, D. and R. Prodan, "The Uncerntain Unit Root in U.S. Real GDP: Evidence with Restricted Structural Change," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, 2006, pp.1344-1346.
17. \_\_\_\_\_, "Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted and Unrestricted Structural Change," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 36, 2004, pp.423-27.

18. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp.1361-1401.
19. \_\_\_\_\_, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 80, 1997, pp.355-85.
20. Prodan R., "Potential Pitfalls in Determining Multiple Structural Change with an Application to Purchasing Power Parity," University of Huston, working paper, 2006.
21. Zivot, E. and W. Andrew, "Further Evidence on the Greate Crash, the Oil-Price Shock, and Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, 1992, pp. 25-44.

## A Study on Multiple Structural Breaks and the Catch-up of the East Asian Financial Crisis

Ji Uk Kim\*

### Abstract

This paper investigates the multiple structural breaks, growth sources, and regime stability in the long-run catch-up trend for East Asian financial crisis countries using the stochastic multiple structural breaks model developed by Bai and Perron(1998, 2003). We also test the convergence hypothesis using the panel unit-root test of IPS(2003).

The catch-up is proxied by a logarithmic gap between the Asian country's per capita GDP and that of the leading country. We find the three breaks in catch-up growth rates for East Asian financial crisis countries. The catch-up growth rate depends on the growth rate of capital accumulation and openness which is the more important determinant of growth acceleration. This paper shows that catch-up panel series is trend stationary and the impacts of financial crisis on that series were temporary in the long-run trend. This result supports the convergence hypothesis of the neoclassical growth model.

**Key Words:** multiple structural breaks, growth acceleration, convergence, catch-up

---

\* Associate Professor, Department of Economics, Chung-Ang University