

## 경제성장모형의 시계열 검정: 아시아 국가 사례

지 인 업\*

### 요약

본 연구는 솔로우 모형의 구조모수가 안정적 시계열이라는 가정에서 출발하여, 솔로우 모형의 비균제 상태를 묘사하는 간명한 선형 방정식을 도출하고 장기 시계열 자료를 사용하여 솔로우 모형을 검정하였다. 인도, 인도네시아, 일본의 자료를 활용한 결과, 기본모형에서는 모형의 함의와 자료 사이에 상당한 일치성을 보이나, 인적자본이 변수로 포함된 경우에는 일치성이 줄어드는 경향을 나타내었다 이론 모형과 자료와의 괴리를 고려하기 위해 차분하여 추정한 결과 일치성은 유지되었고, 강건성 검정도 희망적인 결과를 볼 수 있었다.

주제분류 : B030300

핵심 주제어 : 경제성장, 시계열, 솔로우 모형

## I. 서론

1950년대에 발표된 솔로우 성장모형은 현대 거시경제학의 이론 연구 중 가장 팔목할 만한 업적 중 하나로 꼽히고 있다. 따라서, 솔로우 모형의 이론적 함의를 검정하는 수많은 연구 주제가 대두되었는데, 대표적으로 연구자들이 주목한 이슈는 경제성장률과 소득의 국가간 수렴 여부이다. 그리고, 대부분의 성장모형과 관련된 실증연구가 횡단면 자료를 사용하였으며, (Survey 연구를 위해서 Temple 1999를 참조) 시계열 자료를 사용한 실증연구는 상대적으로 드물다. 그 이유는 횡단면 자료에서 나오는 변이

\* 동국대학교(서울) 경제학과 부교수, e-mail: philipji0422@gmail.com

(variations across cross sectional units)가 국가간 수렴에 대해 직접적인 연관성을 가진 정보를 제공해 주기 때문일 것이다. 그러나, 성장모형에서 저축률과 같은 모수에 대한 적절한 시계열적 가정을 부여함으로써 변수의 시간에 따른 변이(variations over time)를 이론적으로 도출할 수 있으므로 비균제 이행동학(transition dynamics)의 시계열 검정을 통한 성장모형의 검증도 가능하다.

비횡단면 자료를 사용한 문헌을 간략히 언급하면, 1990년대 이후 패널 추정 기법의 발달로 Evans(1998)나 Islam(1995)과 같이 패널자료를 이용한 경우도 있으나, 이런 종류의 접근법은 고정 효과를 위해 시계열 관측치의 시간 평균치(time averaged data)를 이용하는 데 지나지 않았다. Evans(1998)는 내생적 성장모형을 검정하기 위해 패널자료를 사용하였으나, 연구의 주안점이 외생적 성장모형과의 비교를 위한 추세 성장률에 있었다. 시계열 자료 연구로는 먼저 Greiner et al.(2005)을 들 수 있다. 이 저자들은 경제성장률의 결정 인자를 찾기 위해 시계열 자료를 이용하였으나 연구대상을 독일과 미국에만 한정하였다. Greiner et al.(2005) 연구의 특이점은 축척효과(scale effect)를 피하기 위해 비선형 모형을 이용한 것이었으나, 비선형 모형의 결과가 정책적 함의를 해석하기 어렵다는 단점을 드러냈다. 공적분과 단위근기법을 사용한 최근 연구로는 Sedgley(2006)를 들 수 있다. Pyo(1995)는 인적자본이 고려된 내생적 성장모형을 시계열 검정하여 새로운 연구결과를 도출하고자 시도하였으나, 실질적으로는 인적자본이 들어간 총생산함수를 추정할 점이 연구의 한계점이라고 할 수 있다. 가장 최근 연구라고 볼 수 있는 Van Leeuwen and Foldvari(2008)은 인적자본이 경제성장에 중요한 변수인지를 검정하기 위해 인도네시아, 인도 그리고 일본의 장기 자료를 사용하였는데, 이 연구도 여전히 공적분과 단위근 연구에 속한다고 말할 수 있다. 특이하게도, Van Leeuwen and Foldvari (2008)는 아시아 개발도상국에 관심을 가졌는데, 종래의 연구들이 대부분 고소득 국가를 연구대상으로 삼았다는 것과 구분되는 특징을 가지고 있다.

위에 언급된 연구노력에도 불구하고 성장모형의 시계열 검정결과는 아직까지 전체적으로 분명하지가 않다. 기존문헌에서는 내생적 성장모형이 약간의 실증적 타당성이 있다는 점만이 검정되었다고 해석하고 있고 이마저도

선진국의 자료에 국한되었다는 한계가 지적되고 있다.

따라서, 본 연구는 성장연구문헌에 미력이나마 공헌하고자 아시아 개발도상국에 초점을 맞추어 솔로우 성장모형에 대해 시계열 검정법을 시도해보는 것에 첫번째 목표를 두고자 한다. 구체적으로 검정 추정치가 모형의 암시값과 같은지 또한 Mankiw, Romer and Weil(1992)과 같은 대표적 성장모형 검정 결과와 일치하는 부분이 있는지를 비교할 수 있는 기회를 제공할 수 있을 것이다. 인적자본을 추가한 검정이 본 연구의 두번째 특징이라고 말할 수 있다. 경제성장의 실증연구는 인적자본을 사용한 경우가 매우 드문데, 이는 인적자본자료가 개발도상국으로 연구대상을 확대할수록 부족하기 때문이다. 본 연구는 인적자본이 추가된 솔로우 모형에 근거하여 장기 인적자본자료를 이용하여 이 점을 보완하고자 한다. 마지막으로, 본 연구의 대상 국가는 대표적인 동남아 개발국인 인도네시아, 남아시아국가 인접국 인도 그리고 아시아 선진국 일본이며, 이 세 국가는 각각 다른 성장의 속도와 단계를 거쳤으므로 성장모형의 타당성 비교연구의 매우 적합한 대상이라고 생각된다. 더 나아가서, 본 연구자는 이 연구가 동남아시아 개발도상국에게 선진국의 성장을 비교적 잘 설명하고 있는 주류 성장모형이 정책 수립의 근거가 될 수 있는지를 살펴보는 비교정책적 함의가 있음을 강조하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 모형을 설명하고 제Ⅲ장에서는 자료를 소개 하고자 한다. 실증 분석 결과는 제Ⅳ장에 보고하고 논문의 결론은 제Ⅴ장에 제시하였다.

## Ⅱ. 성장모형

### 1. 기본모형

먼저, 다음과 같은 솔로우 모형으로 시작한다(Obstfeld and Rogoff: 1996).

$$Y_t = K_t^\alpha (L_t E_t)^{1-\alpha} \quad (1.1)$$

$$L_{t+1} = (1 - n_t)L_t \quad (1.2)$$

$$E_{t+1} = (1 + x_t)E_t \quad (1.3)$$

$$I_t = S_t = s_t Y_t \quad (1.4)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (1.5)$$

식 (1.1)은 콥-더글라스 생산 함수이고, 산출( $Y$ )은 자본( $K$ )과 노동( $L$ )의 함수이다.  $E$ 와  $S$  그리고  $\delta$ 는 각각 기술 진보, 저축 그리고 감가상각을 나타낸다. 마지막으로  $I$ 는 투자이다. 노동과 기술은 각각  $n_t$ 과  $x_t$ 율로 증가한다.

이제, 노동증가율( $n_t$ )과 기술증가율( $x_t$ ) 그리고 저축율( $s_t$ )이 외생 변수가 아니고 안정적(covariance stationary) 시계열이라고 가정해보자. 이는 단적으로, 솔로우 모형을 추계모형(stochastic model)으로 변환하는 간단한 접근 방법이라 하겠다. 그리고 생산함수를 유효노동( $LE$ )으로 나누어 균제 상태를 구하기 위해 풀면 생산 함수와 자본 축적은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\tilde{y}_t = \tilde{k}_t^\alpha \quad \text{그리고} \quad \tilde{y}_t \equiv \frac{Y_t}{L_t E_t} \tilde{k}_t \equiv \frac{K_t}{L_t E_t} \quad (1.6)$$

$$\tilde{k}_{t+1}(1 + n_t)(1 + x_t) = (1 - \delta)\tilde{k}_t + s_t \tilde{k}_t^\alpha \quad (1.7)$$

또는

$$\tilde{k}_{t+1} z_t = (1 - \delta)\tilde{k}_t + s_t \tilde{k}_t^\alpha \quad \text{그리고} \quad z_t \equiv (1 + n_t)(1 + x_t) \quad (1.8)$$

그 후 안정적 시계열인 노동 증가율과 기술 증가율 그리고 저축율 모두 각각의 비조건부 평균( $n, x, s$ )으로 고정시키면 균제상태의  $\tilde{k}_t$ 와  $\tilde{y}_t$ 의 값은 아래와 같다.

$$\tilde{k} = \left( \frac{s}{n + x + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (1.9)$$

$$\tilde{y} = \left( \frac{s}{n + x + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (1.10)$$

단, 교차항인  $nx$  는 값이 자명항(trivial term)이므로 0으로 간주한다.

(1.9)와 (1.10)은 노동증가율과 기술증가율 그리고 저축율 모두 각각의 비조건부 평균으로 수렴한다는 가정 하에서 유효노동당 산출과 자본은 균제 상태에서 하나의 상수로 수렴한다는 것을 의미한다.

서론에서 밝혔듯이 전통적인 솔로우 모형의 실증검정은 Mankiw, Romer and Weil (1992)과 같이 횡단면 자료를 이용하지만, 본 연구는 솔로우 모형에서 시계열 자료로 검정 가능한 함의를 이끌어 내고자 한다. 이를 위해 비균제 상태를 표현한 (1.6)과 (1.8)을 Taylor근사를 이용해 로그 선형화 하여 다음과 같이 표현한다. 단, 상수항은 무시한다.

$$(\tilde{y}_t - \tilde{y})\alpha\tilde{k}^{\alpha-1}(\tilde{k}_t - \tilde{k}) \quad (1.11)$$

$$\begin{aligned} \tilde{k}(z_t - z) + z(\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}) &= (1 - \delta)(\tilde{k}_t - \tilde{k}) \\ + s\alpha\tilde{k}^{\alpha-1}(\tilde{k}_t - \tilde{k}) + \tilde{k}^\alpha(s_t - s) \end{aligned} \quad (1.12)$$

계산의 편의를 위해 비균제항과 균제항을 나누고 균제상태항을 압축하여  $\pi_0$ 와  $\pi_1$ 로 치환한 후 (1.11)과 (1.12)를 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\tilde{y} = \frac{\alpha\tilde{y}}{\tilde{k}}\tilde{k}_t + \pi_0 \quad (1.13)$$

$$\tilde{k}z_t + z\tilde{k}_{t+1} = (1 - \delta)\tilde{k}_t + s\alpha\frac{\tilde{y}}{\tilde{k}}\tilde{k}_t + \tilde{k}^\alpha s_t + \pi_1 \quad (1.14)$$

이제 (1.13)을 이용해  $\tilde{k}_t$ 와  $\tilde{k}_{t+1}$ 를 구한다. 항은 상수항들의 조합이다.

$$\tilde{k}_t = \frac{\tilde{k}}{\alpha\tilde{y}}\tilde{y}_t + \theta_0 \quad (1.15)$$

$$\tilde{k}_{t+1} = \frac{\tilde{k}}{\alpha\tilde{y}}\tilde{y}_{t+1} + \theta_0 \quad (1.16)$$

(1.15)과 (1.16)을 식(1.14)에 대입하여

$$\tilde{k}z_t + \frac{z\tilde{k}}{\alpha\tilde{y}}\tilde{y}_{t+1} = (1 - \delta)\frac{\tilde{k}}{\alpha\tilde{y}}\tilde{y}_t + s\tilde{y}_t + \tilde{k}^\alpha s_t + \theta_1 \quad (1.17)$$

를 얻고, 마지막으로 유효노동단위 표현을 얻기 위해 아래의 식을 도출한다.

$$\tilde{y}_{t+1} = \left( \frac{(1-\delta)\tilde{k} + \alpha\tilde{y}s}{z\tilde{k}} \right) \tilde{y}_t + \frac{\alpha y \tilde{k}}{z\tilde{k}} \tilde{k}^{\alpha} s_t - \frac{\alpha \tilde{y}}{z} z_t + \theta_2 \quad (1.18)$$

(1.18)은 이산시간(discrete time) 솔로우 모형의 비균제 상태의 이행 동학(transition dynamics)을 묘사해준다. 매우 간명한 동학(dynamics)이 종속변수의 시차(lagged)항을 통해서 표현된다. 이제, (1.18)의 계수들을  $\beta$ 로 표현하여 아래의 간단한 실증모형을 추정할 수 있다.

$$\tilde{y}_{t+1} = \pi\beta_1\tilde{y}_t + \beta_2 s_t + \beta_3 [(1+n_t)(1+x_t)] + \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{그리고 } z_t \equiv (1+n_t)(1+x_t) \quad (1.19)$$

(1.19)의  $\beta$ 들은 구조모수들의 함수로 이루어져 있으므로, 구조모수의 부호를 확인하면,  $\beta_2 > 0$ ,  $\beta_3 < 0$  그리고  $1 > \beta_1 > 0$ 와 같고  $\beta$ 의 암시값(implied values)도 계산할 수 있다. 암시값은 기본설정(baseline)과 2차대전 이전 이후, 그리고 전체기간을 나누어 자료에서 계산한 경우를 구분하여 <표 1>에 보고 하였다. 기본설정을 상정할 때 Romer(2011)를 따라  $\alpha = 1/3$ 을 사용하였고 Mankiw, Romer and Weil(1992)을 따라 기술진보율  $x = 0.02$ 를 적용하였다. 기술 진보는 솔로우 잔차를 사용하였고 인구증가율을 노동 증가율로 사용하였다. 투자율은 0.08(Blachard and Fischer, 1989)의 감가상각을 가정하고 자본의 저장으로부터 계산하였다.

기본설정 외의 모수값들은  $\alpha = 1/3$  그리고 0.08의 감가상각을 가정하여 자료로부터 직접 계산하였는데, 기술진보율이 Mankiw, Romer and Weil (1992)이 계산한 0.02와 크게 다르지 않고 나머지 모수들도 기본설정값과 비슷한 것으로 보아 모수설정은 합리적인 것으로 생각된다. 일본의  $\tilde{y}$ 와  $\tilde{k}$ 의 값이 인도보다 낮은 것은 일본의 기술진보율이 높기 때문인 것으로 보인다. 기술진보율과 상관 없는 일본의  $\frac{\tilde{k}}{y}$  값이 인도보다 작기 때문에 경우에 따라 해석의 논란이 있을 수 있다. 그러나  $\tilde{y}$  및  $\tilde{k}$ 와는 달리  $\frac{\tilde{k}}{y}$  값은 솔로우

모형에 따르면 상수(또는 안정적 시계열)라는 합의 말고는 국가간의 차이의 대해서는 뚜렷한 합의를 찾을 수 없다. Allais(1962)도 미국의 자본-산출 비율이 전세계 평균보다 낮음을 발견하였다.

〈표 1〉 모수(Parameter values)

	$\alpha$	$\delta$	$n$	$x$	$z$	$s$	$\tilde{k}$	$\tilde{y}$	$\tilde{k}/\tilde{y}$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
Baseline	0.33	0.08	0.02	0.02	1.04	0.20	2.44	1.34	1.82	0.93	0.24	-0.43
전체기간												
인도	0.33	0.08	0.02	0.01	1.03	0.11	1.15	1.05	1.10	0.93	0.31	-0.34
인도네시아	0.33	0.08	0.02	0.01	1.03	0.05	0.35	0.71	0.49	0.93	0.46	-0.23
일본	0.33	0.08	0.01	0.03	1.04	0.07	0.47	0.78	0.61	0.93	0.41	-0.25
전전												
인도	0.33	0.08	0.01	-0.01	1.00	0.04	0.35	0.70	0.49	0.95	0.47	-0.23
인도네시아	0.33	0.08	0.01	0.00	1.01	0.06	0.59	0.84	0.70	0.94	0.39	-0.27
일본	0.33	0.08	0.01	0.02	1.03	0.04	0.21	0.59	0.35	0.93	0.55	-0.19
전후												
인도	0.33	0.08	0.02	0.02	1.04	0.15	1.53	1.15	1.33	0.93	0.27	-0.36
인도네시아	0.33	0.08	0.02	0.02	1.04	0.08	0.56	0.83	0.68	0.93	0.39	-0.26
일본	0.33	0.08	0.01	0.03	1.04	0.12	1.08	1.03	1.05	0.93	0.31	-0.33

주: Romer (2011)를 따라  $\alpha=1/3$ 을 사용하였고 Mankiw, Romer and Weil (1992)을 따라 기술진보율  $x=0.02$ 를 적용하였다. 기술 진보는 솔로우 잔차를 사용하였고 인구증가율을 노동 증가율로 사용하였다. 투자율은 0.08 (Blachard and Fischer, 1989)의 감가상각을 가정하고 자본의 저장으로부터 계산하였다.

Note: We calculate the implied values from the structural parameters. We impose  $\alpha=1/3$  and  $x=0.02$  according to Romer (2011) and Mankiw, Romer and Weil (1992) respectively.  $x$  is estimated from the Solow residuals. We use population growth for labor growth. Depreciation is assumed to be 0.08 per annum according to (Blachard and Fischer, 1989).

## 2. 인적자본 모형

이제 Mankiw, Romer and Weil(1992)의 인적자본이 추가된 솔로우 모형을 이용해 모형을 더 현실화 해보자.

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^{\alpha^H} (L_t E_t)^{1-\alpha-\alpha^H} \tag{2.1}$$

$$L_{t+1} = (1+n_t)L_t \tag{2.2}$$

$$E_{t+1} = (1 + x_t)E_t \quad (2.3)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta^K)K_t + s_t^K Y_t \quad (2.4)$$

$$H_{t+1} = (1 - \delta^H)H_t + s_t^H Y_t \quad (2.5)$$

$H$ 는 인적자본을 의미하며 물적 자원  $K$ 와 구별된다.  $\alpha^H$ 는 인적자본의 산출탄력성이다. 나머지 변수들은 기본모형과 동일하다. 이 경우에도 여전히 기본모형과 같은 방법으로 (1.19)와 동일하지는 않지만 비슷한 형태의 실증 동학모형을 도출할 수 있다.<sup>1)</sup>

$$\begin{aligned} \tilde{y}_{t+1} = & c + \theta_0 \tilde{y}_t + \sum_{i=0}^m \theta_{1t} s_{t-i}^K + \sum_{i=0}^m \theta_{2t} s_{t-i}^H \\ & + \sum_{i=0}^m \theta_{3t} z_{t-i} + v_{t+1} \end{aligned} \quad (2.5.1)$$

이론적으로는 모형의 구조모수들에 근거하여 (2.5.1)의  $\theta$ 계수들을 계산할 수 있으나, 본 연구자는 구조모수 행렬의 비선형 조합으로 이루어진  $\theta$ 계수의 계산은 큰 의미가 없다는 견해를 밝힌다. 순수한 선형으로 이루어진 (1.19)의 추정만으로도 모형의 실증력을 검증하는 것이 가능하고, 설사 (2.5.1)을 도출하지 않더라도 (1.19)에 선형으로 인적자본 변수를 추가하여 추정하는 것만으로도 간명한 직관과 부합하기 때문에 본 연구의 목적은 달성된다고 보고 있다. 따라서, 본 연구의 실증 분석은 (1.19)의 추정에 주안점을 두고자 한다.<sup>2)</sup>

- 
- 1) 지면의 절약을 위해 도출과정은 생략하고 부록에 서술한다.
  - 2) 실증모형을 도출하였으므로, 성장모형문헌에 해박한 독자의 이해를 돕기 위해 문헌에서 대표적으로 매우 비슷한 계량집근방법을 쓰는 연구를 간단히 소개하고 차이점을 설명하자면 Cellini(1997)를 인용할 수 있겠다. Cellini(1997)는 솔로우 모형에서 본 연구처럼 저축율과 노동증가율이 이산시간적 확률 변수라는 가정을 하고 Mankiw, Romer and Weil(1992)이 도출한 인적자본이 첨가된 변형된 (augmented) 솔로우 모형을 추정하였다. Cellini의 모형을 요약하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t = & \alpha + x_t + \frac{\alpha}{1 - \alpha + \alpha^H} \ln(s_t^K) + \frac{\alpha}{1 - \alpha + \alpha^H} \ln(s_t^H) \\ & - \frac{1}{1 - \alpha + \alpha^H} \ln(\delta + n_t + x) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$S$ 는 투자율이고  $H$ 는 물적자원  $K$ 와 구별하기 위해 인적자본을 나타낸다. \*표식은 유효노동단위와 구별하기 위해 노동인구당(per worker)을 나타낸다.  $\alpha^H$ 는 인적자본의 산출 탄력성이다. Cellini(1997)는 저축률과 노동 증가율이 비안정적 시계열

### Ⅲ. 자료설명

경제성장모형을 의미있게 검정할 정도로 관측치가 풍부하면서 인적자본 자료까지 제공하는 자료처는 거의 드물다. 본 연구의 자료는 Van Leeuwen and Foldvari(2008) 논문의 저자들로부터 제공 받았는데, 다행히 이 저자들은 주요 거시 경제지표를 일부는 직접 취합하고 일부는 보간법(interpolation)을 통해 추정하여 인도, 인도네시아, 일본의 방대한 데이터 베이스를 만들었다. 예를 들어, 저자들의 설명에 의하면 국내총생산은 OECD에서 발간한 Maddison(2003)에서 취합하였고 투자는 Pilat(2002), Roy(1996) 그리고 the UN National Accounts Statistics에서 취합하였다. Van Leeuwen and Foldvari(2008)는 기존 연구에 인적자본자료로 흔히 사용되던 취학률이나 문맹률이 교육의 질을 반영하지 못한다는 문제의식을 가지고 저자들이 직접 비용 계상법(cost based methods)을 이용하여 계산하였는데, 사교육 공교육 비용 그리고 교육의 기회비용으로 계산된 임금까지 고려하여 계산에 포함함으로써 보다 정확한 인적자본자료를 계산한 점이 인정될 만하다. 한편 모든 자료는 1990년 미 달러로 환산하여 사용되었다.

동아시아 개발도상국과 선진국의 적절한 조합인 인도, 인도네시아, 일본 3개국의 자료를 사용하였으며 자료기간은 1890년부터 1998까지 장기 연간자료이다.<sup>3)</sup> 또한 2차 세계대전의 효과를 고려하여 전전과 전후자료로 나누어 분석하였다.

## IV. 실증 분석 결과

### 1. 추정 결과

앞에 언급한 바와 같이 식 (1.19)의 구조모수를 정하고 벤치마크 모수를

---

일 수도 있는 가능성을 두고 오차 수정 모형을 도출하는데, 이 점이 본 연구와 Cellini(1997)의 주요한 차이점 중 하나이다.

3) 단, 인도의 인구성장률이 1920년까지 0으로 기록된 점을 보아, 기록 오류가 있었을 것을 의심하여 인도의 1920년 이전 자료는 배제하였다.

계산하여 전체기간, 전전, 전후를 구분하여 <표 1>에 보고하였다.  $n$ ,  $x$ ,  $s$ 는 자료기간의 평균값으로 정하였다. 눈에 띄는 특징은  $\beta_1$  값이 1에 가까우므로 식 (1.19)의  $\tilde{y}_{t+1}$ 에 해당하는 시계열 자료가 상당히 비안정적 시계열과 비슷한 움직임을 보일 거라는 예측을 하고 있다는 것이다. 또,  $\beta_2$ 와  $\beta_3$ 는 국가간 크기의 차이는 있지만 비슷한 값을 가지고 부호는 반대라는 예측도 해볼 수 있다.

먼저, <표 2>에 보고된 데로 KPSS test를 통해 단위근을 검정하였다. 생각보다 많은 변수가 안정적 시계열이라는 귀무가설을 기각하므로 단위근이 존재함을 암시하고 있다. 본 연구에서 보고는 하지 않지만 Augmented Dickey Fuller test나 Phillips Perron test같은 다른 대체 단위근 검정도 비슷한 결과를 제시한다. 예를 들어, 본 연구가 채택한 모형에서 가장 중요한 가정인 저축율과 인구성장률 그리고 인구성장률과 기술진보율의 교차항 ( $z_t$ )이 안정적이라는 가정이 부합하지 않는다고도 볼 수 있다. 그러나, 단위근 검정은 대체로 power가 낮다는 문제점이 계량 문헌에서 널리 알려진 결과이고 자료의 계측오차도 있을 수 있으므로 분석을 계속 진행하였다.

<표 2> KPSS 단위근 검정(KPSS Test)

	인도	인도네시아	일본
$\tilde{y}_t$	1.06***	0.26	1.03***
$s_t^k$	1.10***	0.31	1.07***
$s_t^h$	0.36*	1.06***	0.68**
$n_t$	0.97***	0.85***	0.61**
$z_t$	0.64**	0.19	0.12
$z_t$ (인적자본 추가 모형)	0.33	0.39*	0.27

주: KPSS test의 귀무 가설은 안정적 시계열이다. 임계값: 0.73 (1%), 0.46 (5%), 0.34 (10%). \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의성을 표시한다. 이 표는 추세를 포함한 모형의 결과이며 추세를 포함하지 않은 결과도 정성적으로 같으므로 보고하지 않는다. KPSS test를 통해 단위근을 검정하였다. 생각보다 많은 변수가 안정적 시계열이라는 귀무가설을 기각하므로 단위근이 존재함을 암시하고 있다.

Note: KPSS test suggests that most of the variables are the unit root process. Critical values: 0.73 (1%), 0.46 (5%), 0.34 (10%). \*\*\*, \*\*, \* indicates statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

<표 3>은 식 (1.19)를 추정한 결과를 담고 있다. (1.19)를 직접 추정하면 Durbin-Watson 통계량이 강한 자기상관이 있다고 나오므로, 좌변항에  $\tilde{y}_t$  대신  $\tilde{y}_{t+1}$ 을 도구변수로 사용하고 더불어 Breusch-Godfrey 통계량을

통해 자기상관을 고려한 검정을 하였다.4) 결과를 보면 국가와 무관하게 <표 1>의  $\beta$ 값과 대체로 비슷한 추정치가 나타나고 부호도 모두 일치한다.  $t$  통계량도 매우 강한 유의성을 보이고 있다. 다만, 인도의 경우 전전 전후의 저축율 계수만이 10% 유의수준에서 통계적 비유의성을 보이고 있다. 3개국 풀고루 암시값과 일치성이 나타나는 것으로 보아, 솔로우 모형의 설명력이 경제성장 단계와 관계없이 유의한 것으로 보인다.

<표 3> 도구변수모형(Instrument Variable Model)

	전체기간					
	인도		인도네시아		일본	
	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량
$\beta_1$	0.90***	47.06	0.97***	68.08	0.97***	47.99
$\beta_2$	0.55***	6.4	0.34***	5.01	0.32***	3.41
$\beta_3$	-0.37***	-6.87	-0.62***	-10.34	-0.38***	-10.69
BG (P-value)	1.21	(0.55)	5.48	(0.06)	1.14	(0.56)

  

	전전 1890-1940					
	인도		인도네시아		일본	
	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량
$\beta_1$	1.02***	14.47	0.97***	47.68	0.86***	19.26
$\beta_2$	0.22	0.75	0.47***	4.66	0.97***	3.65
$\beta_3$	-0.57**	-2.57	-0.45***	-4.59	-0.17***	-5.42
BG (P-value)	2.76	(0.25)	4.81	(0.09)	2.31	(0.32)

  

	전후 1960-1998					
	인도		인도네시아		일본	
	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량
$\beta_1$	0.81***	19.43	0.90***	43.68	0.95***	76.08
$\beta_2$	0.25	1.65	0.69***	10.34	0.28***	3.76
$\beta_3$	-0.33***	-4.81	-0.43***	-10.45	-0.43***	-8.41
BG (P-value)	1.6	(0.45)	2.11	(0.35)	0.11	(0.95)

주: \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의성을 표시한다. BG는 Breusch-Godfrey 통계량이다. 국가와 무관하게 표1의 값과 대체로 비슷한 추정치가 나타나고 부호도 모두 일치한다.  $t$  통계량도 매우 강한 유의성을 보이고 있다. 다만, 인도의 경우 전전 전후의 저축율 계수만이 10% 유의수준에서 통계적 비유의성을 보이고 있다. 3개국 풀고루 암시값과 일치성이 나타나는 것으로 보아, 솔로우 모형의 설명력이 경제성장 단계와 관계 없이 유의한 것으로 보인다.

Note: \*\*\*, \*\*, \* indicates statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively. BG denotes Breusch-Godfrey statistic. Table 3 suggests general consistency of the model with the data across the three countries, which implies that the Solow model is generally valid regardless of the stage of economic development.

4) 지면의 절약을 위해 도구변수 추정결과만을 표시한다.

또, 전전과 전후의 결과가 현격하게 다르지 않은 것으로 보아, 2차 대전이 이 행동학에 미친 영향은 미미한 것으로 생각된다. 그러나, 일본의 경우 전전 및 전후로 자료를 분리하였을 때 저축율의 계수가 전체기간 계수와 상당히 다른 것으로 보아 저축율 모수의 구조변화가 있었을 것으로 추정할 수 있겠다.

추정치를 경제적 유의성 측면에서 평가할 경우, 투자의 생산공헌도인 저축율의 계수는 인도(0.22와 0.25)가 가장 낮고 인도네시아(0.47과 0.69) 그리고 2차 대전 전의 일본(0.97)의 순서로 높게 나타났다. 이는 산출의 저축탄력성이 인도네시아가 인도보다 두 배 이상 높음을 의미한다. Purchasing Power Parity(PPP) 환율을 가정했을 때, 일인당 국민소득은 2014년을 기준으로 일본은 세계 28위, 인도네시아는 102위, 인도는 125위의 순서를 기록하고 있는데, 저축의 탄력성과 경제성장간의 양(+)의 상관관계를 추측할 수 있는 대목이다.<sup>5)</sup> 또한, 일본은 2차 대전 이전에 저축의 생산 공헌도가 매우 높았으나 전후기간에 저축탄력성(0.28)이 현저히 둔화되었음을 알 수 있다

(1.19)모형과 명백히 불일치하는 점은 인도의 전쟁 전 결과가 단위근을 초과하는 폭발근을 보이고 있다는 것이다. 기존의 단위근 검정법들이 지속성(또는 거의  $I(1)$ )을 보이는 시계열 과정과 비안정적 시계열을 구분하는 능력에 있어 많은 문제점을 가지고 있다는 것은 널리 보고된 연구 결과이다.<sup>6)</sup> 따라서, 이는 위에 언급한대로 자귀회귀계수 추정법이 local to unity편의 문제를 지니는 데 기인한 것으로 보인다.

이제 모형에 현실성을 더 부과한, 즉 인적자본이 추가된 결과를 보자. 자기상관과 이분산성을 고려해 heteroscedasticity and autocorrelation consistent(HAC) 표준오차를 사용하였다. <표 4>에 보고된 바와 같이 부호 측면에서는 대체로 일치하는 것을 알 수 있다. 추정치의 값도 부분적으로 일치한다. 그러나, <표 3>의 결과에 비해서는 일관적으로 부합하는 결과는 아니다. 특히 전체 자료 기간에 인도네시아나 일본은 음(-)의 물적자본 투자율 계수를 보이고 있고<sup>7)</sup> 전전결과에서 인도네시아가 음(-)의 인적자본

5) World Economic Outlook Database, April 2015, International Monetary Fund. Database updated on 14 April 2015. Accessed on 14 April 2015.

6) 대표적으로 인용되는 참고 논문은 Moon and Phillips(2000)을 들 수 있는데, 이 저자들은 패널 자료에서 대체 추정법을 찾고 있다.

〈표 4〉 인적자본모형(HAC 표준 오차)(Human Capital Model with the HAC standard error)

	전체기간					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	1.01***	87.02	0.96***	15.77	1.1***	24.74
$\theta_1$	0.13	0.54	-0.43	-1.51	-9.2***	-3.82
$\theta_2$	0.69**	2.14	1.13	0.88	-1.89**	-2.44
$\theta_3$	-1.31***	-8.24	-0.97***	-4.35	-4.8***	-8.77
BG (P-value)	5.28	(0.07)	37.5	(0.00)	3.65	(0.16)

  

	전전					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	1.04***	65.54	1.05***	26.37	0.96***	38.33
$\theta_1$	0.29***	3.99	0.36***	3.96	2.72	1.34
$\theta_2$	0.14	1.07	-0.78	-1.2	0.35*	1.74
$\theta_3$	-0.3***	-6.78	-0.37***	-2.81	-1.32***	-4.2
BG (P-value)	5.12	(0.08)	6.23	(0.04)	6.77	(0.03)

  

	전후					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	0.98***	104.48	0.95***	34.9	0.99***	56.5
$\theta_1$	0.31	1.22	0.43*	1.83	0.75**	2.12
$\theta_2$	0.47	0.84	1.09	1.13	0.38**	2.49
$\theta_3$	-1.65***	-28.86	-0.45***	-12.66	-2.45***	-12.62
BG (P-value)	2.91	(0.23)	2.92	(0.23)	11.26	(0.00)

주: \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의성을 표시한다. BG는 Breusch-Godfrey 통계량이다. 표4를 보면 모형과 일관적으로 부합하는 결과는 아니다. 특히 전체 자료 기간에 인도네시아나 일본은 음(-)의 물적자본 투자율 계수를 보이고 있고<sup>8)</sup> 전 전결과에서 인도네시아가 음(-)의 인적자본 투자율 계수를 보이고 있다. 추정치의 값도 전체적으로 일관성 있는 결과는 아닌 것으로 보인다. 복수의 경우에 있어 폭발근도 나타나고, 1보다 큰 투자율 계수도 나타난다. t 통계량도 인적자본 투자율은 인도와 인도네시아 모두에서 대체로 유의성을 보여주지 못한다. Breusch-Godfrey통계량도 자기상관이 존재하는 경우가 표3에 비해 많다고 보고하고 있다.

Note: \*\*\*, \*\*, \* indicates statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively. BG denotes Breusch-Godfrey statistic. Table 4 demonstrates that the Solow model is less consistent with the data when human capital is included. Specifically, explosive root is observed in multiple cases and t ratio is much lower than in the base model case.

7) 일본은 인적자본 투자율 계수도 음(-)의 부호를 보인다.

8) 일본은 인적자본 투자율 계수도 음(-)의 부호를 보인다.

투자율 계수를 보이고 있다. 추정치의 값도 전체적으로 일관성 있는 결과는 아닌 것으로 보인다. 복수의 경우에 있어 폭발근도 나타나고, 1보다 큰 투자율 계수도 나타난다.  $t$  통계량도 인적자본 투자율은 인도와 인도네시아 모두에서 대체로 유의성을 보여주지 못한다. Breusch-Godfrey통계량도 자기상관이 존재하는 경우가 <표 3>에 비해 많다고 보고하고 있다.

이제, 경제적 유의성을 고려해 결과를 해석해 보자. <표 4>에 음(-)의 부호가 나오는 전전기간 인도네시아의 인적자본 저축률을 제외한다면, 역시 산출의 물적자본 저축 탄력성은 <표 3>의 결과와 같이 일본, 인도네시아, 인도 순으로 나타난다. 흥미로운 것은, 인도네시아의 인적자본 탄력성이 전후에 1.09로 매우 높다는 것인데, 이 추정치는 전후에 인도네시아의 경제 성장이 물적 자본보다 인적자본에 더 민감하였다는 점을 시사한다.

마지막으로, 폭발근을 염두하여 도구변수를 다시 사용하여 <표 5>에 보고하였다. 폭발근이 나오는 경우는 줄어들지만 결과를 현저히 향상시키지는 못하였다. 결론적으로는 (1.19) 모형을 추정한 기본모형에서는 상당히 희망적인 결과를 얻었으나, 인적자본을 추가했을 때는 설득력이 낮아졌다.

그 이유에 대해서는 여러가지 원인을 추론할 수 있으나 인적자본자료의 계측오차가 가장 큰 원인인 것으로 생각된다. Oxley et al.(2008)은 문헌에서 통용되는 인적자본자료 추정방법을 소개하고 계측오차에 대해 여러가지 문제점을 제시하였다. 이 저자들에 의하면, 본 연구가 사용한 비용계상 자료는 태생적으로 몇 가지 편의를 가지고 있는데, 첫째는 자본의 가치는 자본을 축적하는 비용이 아니라 수요에 의해 결정된다는 것이다. 예컨대, 지능이 높은 아이가 지능이 낮은 아이보다 생산에 기여하는 바가 큰 데도 지능이 떨어지는 아이에게 소비되는 교육비가 높을 수 있다는 것이다. 둘째는, 교육비가 인적자본과 상관없는 부식비나 의류비 같은 비인적자본 항목을 포함하고 있을 수 있다. 마지막으로, 인적자본은 감가상각되는 물적자본과 달리 특히 초기에 가치상승이 가능하다. 본 연구자는 <표 4>에 보고된 전전 및 전후 기간의 일본의 추정치가 인도네시아와 인도에 비해 모형과 일치성이 다소 높은 것을 볼 때, 인적자본자료의 본질적인 한계뿐만 아니라, 부패가 높고 교육제도의 투명성이 낮은 동남아시아나 남아시아 개발도상국에서 교육비용이 과대 추정되었을 가능성도 있다고 본다.

〈표 5〉 인적자본과 도구변수모형(Human capital model with instrument variable)

	전체기간					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	0.93***	33.64	0.83***	8.72	0.78***	6.00
$\theta_1$	0.09	0.18	-1.31*	-1.83	2.65	0.45
$\theta_2$	3.56***	4.19	4.44*	1.76	3.53	1.21
$\theta_3$	-1.07***	-6.63	-1.58***	-4.73	-5.77**	-2.42
BG (P-value)	1.25	(0.54)	37.07	(0.00)	20.38	(0.00)
	전전					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	1.03***	10.80	0.11***	8.95	0.77***	9.09
$\theta_1$	-0.34	-0.67	0.35	0.49	1.02	0.22
$\theta_2$	1.97	1.65	2.28	1.46	2.20	2.20
$\theta_3$	-0.38*	-1.82	0.27**	-2.07	-1.19***	-3.11
BG (P-value)	7.23	(0.03)	12.31	(0.00)	7.04	(0.03)
	전후					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	0.84***	11.67	0.92***	21.36	1.01***	17.74
$\theta_1$	-0.38	-0.23	0.48	1.28	-0.16	-0.16
$\theta_2$	6.19***	2.86	0.29	0.19	-0.57	-1.03
$\theta_3$	-1.21***	-4.78	-0.58***	-10.24	-3.49***	-5.66
BG (P-value)	1.38	(0.50)	2.51	(0.29)	0.16	(0.93)

주: \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의성을 표시한다. BG는 Breusch-Godfrey 통계량이다. 폭발근을 염두하여 도구변수를 다시 사용하여 표5에 보고 하였다. 폭발근이 나오는 경우는 줄어들지만 결과를 현저히 향상시키지는 못하였다. 결론적으로는 (1.19) 모형을 추정한 기본모형에서는 상당히 희망적인 결과를 얻었으나, 인적자본을 추가했을 때는 설득력이 낮아졌다.

Note: \*\*\*, \*\*, \* indicates statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively. BG denotes Breusch-Godfrey statistic. Given that explosive root was found, we now estimate the model with the instrument variables. Much less case is found for explosive root. However, the results do not generally differ from before.

더불어, 저자의 소견에 비추어 볼 때 기본모형 결과와 인적자본 모형 결과 사이의 괴리가 간접적으로 시사하는 바는 인적자본 변수의 추정 그 자체가 매우 난해한 과제라는 것이다. 본 연구가 비교적 진일보한 형태의 장기 자료를 사용하였음에도 불구하고, 인적자본자료를 사용한 이유만으로 결과

는 매우 다르게 나타났다. 실제로 문헌을 살펴보면 인적자본자료의 추정 자체가 단독적으로 거대한 거시경제학 문헌을 구성하고 있다. 예를 들어, Wossmann, L.(2003)은 인적자본 추정 방법들을 소개하고 요약하는 것으로만 논문 한편을 저술하였다. Cohen, D., and Soto, M.(2007, p52)은 거시경제학에서 인적자본자료를 사용한 연구가 일관된 결과를 얻기 힘든 이유로

“...Conceptually, there has not been a clear-cut definition on how human capital should be represented...”

“...The second problem faced by empirical studies is related to the quality of the data itself...”

라고 기술하고 있다. 또한, Cohen, D., and Soto, M.(2007)이 밝혔듯, 인적자본자료를 사용하였을 때, 이론모형의 성공여부는 인적자본자료의 질(quality)에 상당히 영향을 받게 되는데, 본 연구 외에 많은 성장모형의 실증연구에서도 이와 같은 난점을 호소하고 있다. 본 연구도 그러한 맥락에서 연구 결과를 계측오차로 진단하였다.

## 2. 불안정적 시계열

이번에는 다수의 변수가 단위근을 가졌던 것을 고려하여, 불안정적 시계열 방법을 적용해 보았다. 구조모수가 안정적인 시계열이라는 가정을 배제하는 것이 자칫 본 연구의 취지 자체를 스스로 부정하는 것으로 보일 수 있으나, 저자는 이론 모형과 실증자료 사이의 괴리를 종합적으로 탐구하는 것이 합리적인 접근법이라고 판단하였다. 예를 들어, 구조모수의 시계열 안정성은 대다수의 이론모형이 사용하는 가정이며, 직관에도 부합한다. 가령, 저축률이나 감가상각률은 제한(Bounded)변수이다. 산출, 소비, 자본과 달리, 최소값과 최대값이 정해진 다시 말해 무한대로 접근이 불가능한 변수이지만 관측 가능한 절대 다수의 자료는 단위근 검정을 통과하지 못하는 것이 현실이다. 심지어 본 연구처럼 100년 길이의 장기자료를 사용하여도 단위근을 가지는 것으로 검정된다.<sup>9)</sup> 그럼에도 불구하고 다수의 이론모형은 구조변수가 제한변수(안정적 시계열)라는 가정 하에 시사점을 도출한다.

〈표 6〉의 추정치는 (1.19)를 차분하여 추정한 결과이다. Breusch-Godfrey통계량이 전체적으로 높아진 것을 제외하면, 〈표 3〉의 도구변수 추정결과와 대체로 일치한다. 〈표 7〉은 인적자본모형의 차분추정결과이다. 이 결과의 흥미로운 부분은 전체기간 추정치가 모형의 예측과 부합하지 않는 경향이 있지만, 전전과 전후로 나누어 추정한 결과는 상당히 희망적이라는

〈표 6〉 차분모형 (기본모형) (Difference estimation for base model)

	전체기간					
	인도		인도네시아		일본	
	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량
$\beta_1$	0.88***	25.54	0.96***	36.90	0.87***	25.30
$\beta_2$	0.23***	10.02	0.26***	15.03	-0.15***	-5.47
$\beta_3$	-0.37***	-34.85	-0.34***	-30.84	-0.24***	-25.85
BG (P-value)	23.09	(0.00)	5.31	(0.00)	3.57	(0.00)
	전전 1890-1940					
	인도		인도네시아		일본	
	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량
$\beta_1$	0.96***	84.11	0.97***	35.78	0.91***	22.62
$\beta_2$	0.39***	58.35	0.36***	16.32	0.53***	5.03
$\beta_3$	-0.26***	-84.25	-0.28***	-19.91	-0.21***	-35.73
BG (P-value)	5.29	(0.00)	1.72	(0.15)	6.62	(0.00)
	전후 1960-1998					
	인도		인도네시아		일본	
	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량	추정치	t 통계량
$\beta_1$	0.96***	51.84	0.94***	18.33	0.87***	24.99
$\beta_2$	0.18***	8.64	0.28***	4.10	0.24***	14.41
$\beta_3$	-0.45***	-80.22	-0.28***	-15.23	-0.30***	-29.42
BG (P-value)	3.30	(0.01)	2.13	(0.08)	1.91	(0.12)

주: \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의성을 표시한다. BG는 Breusch-Godfrey 통계량이다. Breusch-Godfrey통계량이 전체적으로 높아진 것을 제외하면, 표 3의 도구변수 추정결과와 대체로 일치한다.

Note: \*\*\*, \*\*, \* indicates statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively. BG denotes Breusch-Godfrey statistic. Table 6 suggests that the results are consistent between level estimation and difference estimation.

9) Great Ratios 연구도 이러한 모형과 시계열 자료의 현실적 불일치를 연구하는 또 하나의 거시 경제학 문헌의 중심 과제이다(참고: Kongsamut et al., 2001).

〈표 7〉 차분모형(인적자본모형)(Difference estimation for human capital model)

	전체기간					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	0.53***	5.62	0.66***	6.13	0.54***	5.37
$\theta_1$	-1.04***	-2.94	-0.70***	-3.31	-31.11***	-14.61
$\theta_2$	3.16	0.91	3.89	0.99	2.55	1.23
$\theta_3$	-0.91***	-12.26	-0.71***	-10.3	-2.05***	-5.92
BG (P-value)	9.00 (0.00)		8.86 (0.00)		2.29 (0.05)	
	전전					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	0.95***	19.4	0.61***	3.79	0.54***	3.72
$\theta_1$	0.33***	5.37	0.24	1.23	0.75	0.15
$\theta_2$	0.37	0.43	8.38	1.36	0.37	0.31
$\theta_3$	-0.28***	-20.47	-0.29***	-4.31	-0.97***	-7.84
BG (P-value)	3.21 (0.01)		2.48 (0.04)		5.80 (0.00)	
	전후					
	인도		인도네시아		일본	
	계수	t 통계량	계수	t 통계량	계수	t 통계량
$\theta_0$	0.83***	11.08	0.92***	9.07	0.90***	33.15
$\theta_1$	-0.35	-0.61	0.05	0.21	0.62***	2.76
$\theta_2$	8.36**	2.18	2.65	1.58	0.75***	5.91
$\theta_3$	-1.65***	-24.15	-0.45***	-11.71	-2.22***	-32.35
BG (P-value)	2.33 (0.06)		1.91 (0.12)		0.11 (0.98)	

주: \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의성을 표시한다. BG는 Breusch-Godfrey 통계량이다. 전체기간의 투자율 계수( $\theta_1$ 과  $\theta_2$ )들은 음(-)의 부호를 가지거나 통계적 유의성이 없었으나 전전기간의 투자율 계수들은 통계적 유의성은 다소 약하나 탄력성으로서 합리적인 크기와 부호를 가지고 있다. 전전기간의 투자율 계수들은 통계적 유의성은 다소 약하나 탄력성으로서 합리적인 크기와 부호를 가지고 있다. 전후기간에는 음(-)의 부호를 가지는 인도의 물적자본계수를 제외하고 통계적 유의성은 향상되었으며 크기도 적당하다.

Note: \*\*\*, \*\*, \* indicates statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively. For the full sample period, investment coefficients are negative in sign or statistically insignificant. However, the pre war estimates show reasonable sizes and signs. Except for India's physical capital estimate, statistical significance has also improved.

것이다. 전체기간의 투자율 계수( $\theta_1$ 과  $\theta_2$ )들은 음(-)의 부호를 가지거나 통계적 유의성이 없었으나 전전기간의 투자율 계수들은 통계적 유의성은 다소

약하나 탄력성으로서 합리적인 크기와 부호를 가지고 있다. 전후기간에는 음(-)의 부호를 가지는 인도의 물적자본계수를 제외하고 통계적 유의성은 향상되었으며 크기도 적당하다. 전체적으로 일관성이 약했던 <표 4>와 <표 5>의 추정치를 향상시킨 결과라고 할 수 있다. 가장 주목할 부분은 인도네시아를 제외하고 2차대전 후로 인적자본의 탄력성( $\theta_2$ )이 더 커진 점이라 할 수 있다. 추가적으로, 전전기간의 일본을 제외하고 인적자본의 탄력성이 물적자본의 탄력성보다 대체로 크다. 이것은 <표 4>와 <표 5>의 결과가 분명히 보여주지 못했던 현상으로 Mankiw, Romer and Weil(1992)의 절대수렴가설에 대한 검정 결과와 일치한다.

### 3. 강건성 점검

재차 강조하건데, 본 연구는 유효노동대비 생산량의 추정식을 이용해 1인당 소득과 1인당 자본량을 사용한 기존의 성장모형 검정법과 상이한 접근방법을 활용하였다. 따라서, 확보된 자료로 1인당 소득과 1인당 자본량 추정식을 검정해보는 것도 강건성 점검을 위해 도움이 될 것이다. 다수의 변수가 단위근을 가지므로 Mankiw, Romer and Weil(1992)과 Cellini(1997)의 접근법을 혼용하여 다음의 식들을 공적분과 오차수정모형으로 추정하였다.

#### 1) 기본모형

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t = \alpha + xt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_t) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(\delta + n_t + x) + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\ln\left(\frac{K}{L}\right)_t = \alpha + xt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_t) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(\delta + n_t + x) + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

#### 2) 인적자본모형

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t = \alpha + xt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\alpha^H} \ln(s_t^K) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\alpha^H} \ln(s_t^H)$$

$$-\frac{\alpha}{1-\alpha-\alpha^H} \ln(\delta+n_t+x) + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{K}{L}\right)_t &= \alpha + xt + \frac{1-\alpha^H}{1-\alpha-\alpha^H} \ln(s_t^K) + \frac{\alpha^H}{1-\alpha-\alpha^H} \ln(s_t^H) \\ &\quad - \frac{1}{1-\alpha-\alpha^H} \ln(\delta+n_t+x) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.4)$$

추정결과는 모수와 일치성을 보인 추정치를 다수 제시한다.<sup>10)</sup> <표 1>의 기술진보율의 비조건부 평균 ( $x$ )과 추세계수는 기본모형이나 인적자본모형 모두 예외 없이 부호나 크기가 거의 일치한다. 투자율과 마지막 항인 인구 증가율 계수도 대부분 예측된 부호를 갖는다. 문제는 계수의 크기인데, 모든 기간에 국가와 상관없이 완벽한 일치성은 보이지 않으나 희망적인 강건성을 볼 수 있다. 예를 들어, 일인당소득 기본모형(3.1)에서 전후기간 인도네시아의 투자율계수는 0.33으로 모형과 거의 일치하고 일인당자본 기본모형(3.2)의 인도네시아에 대한 전체기간 추정치도 모형과 거의 완벽히 일치하는 것을 볼 수 있다. 인적자본모형도 다수의 계수들이 모수와 비슷한 값을 가진다. 오차수정항도 대부분 유의하여 공적분검정 결과를 뒷받침한다. 또한, 차분모형결과와 같이 전전에는 물적자본계수가 인적자본계수보다 크지만 전후기간에는 이 관계가 역전되어 Mankiw, Romer and Weil (1992)의 절대수렴가설과 부합하는 현상을 다시 관찰할 수 있다.

## V. 결 론

본 연구는 경제성장모형의 실증능력을 점검하기 위해 솔로우 모형의 비균제 상태를 묘사하는 이행동학식을 도출하여 장기자료를 이용한 검정을 실시하였다. 이 선형함의는 직관적이고 검정이 간단하다는 장점이 있는 대신 인구증가율, 저축율, 기술진보율이 안정적 시계열이라는 가정이 요구된다. 기존의 문헌에서는 경제성장모형의 검정에 시계열보다는 주로 횡단면자료를 많이 사용하였는데, 본 연구는 새로운 접근을 시도하기 위해 시계열 검정을

10) 지면이 제한된 관계로 추정결과는 추가문서에 보고한다.

수행하였다. 1890년부터 1998년까지의 장기자료를 사용하였고, 대상국가는 동남아시아, 남아시아 개발도상국과 선진국을 아우르는 자료군인 인도, 인도네시아 그리고 일본이다.

이행동학식의 검정에는 인적자본이 들어간 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어 연구하였다. 결과를 요약하면, 인적자본 변수가 없는 기본모형은 상당한 설명력이 있는 것으로 판단되었다. 그러나, 인적자본 변수와 그 자료를 포함한 모형에서는 일관성있는 결과를 얻을 수 없었다. 인적자본자료의 계측오차가 주요한 원인으로 추측된다.

유효노동산출, 인구증가율, 저축율, 기술진보율이 단위근을 가지고 있다는 결과를 고려하여, 이 변수들이 안정적 시계열이라는 기본 가정을 포기하고 차분추정과 더불어 Cellini (1997)와 유사한 방법을 도입하여 공적분 검정을 하였다. 마지막으로, 본 연구의 결과로 보아, 향후 연구는 계측오차로부터 자유로운 인적자본자료를 수집하여 재검정하고, 인도네시아나 인도의 물적자본과 인적자본이 얼마나 경제성장에 공헌했는지를 더 구체적으로 연구하거나, 반대로 자료에 나타난대로 유효노동산출, 인구 증가율, 저축율, 기술진보율이 비안정적 시계열이라는 가정 하에서도 간명한 선형 함의식을 이론적으로 도출할 수 있는지에 초점을 맞추는 것이 생산적일 것으로 판단된다.

투고 일자: 2015. 8. 27. 심사 및 수정 일자: 2015. 12. 8. 게재 확정 일자: 2015. 12. 15.

#### ◆ 참고문헌 ◆

- Allais, M. (1962), "The Influence of the Capital-output Ratio on Real National Income," *Econometrica*, Journal of the Econometric Society, 30(4), 700-728.
- Blanchard, O. J., and S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT press.
- Cellini, R. (1997), "Implications of Solow's Growth Model in the Presence of a Stochastic Steady State," *Journal of Macroeconomics*, 19(1), 135-153.

- Evans, Paul (1998), "Using Panel Data to Evaluate Growth Theories," *International Economic Review*, 39(2), 295-306, May.
- Greiner, A., W. Semler and G. Gong (2004), *The Forces of Economic Growth: A Time-series Perspective*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Islam, Nazrul (1995), "Growth Empirics: A Panel Data Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, 1127-1170.
- Jones, C. (1995), Time Series Tests of Endogenous Growth Models, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 495-525.
- Kocherlakota, N. and K-M. Yi (1996), "A Simple Time Series Test of Endogenous vs. Exogenous Growth Models: An Application to the United States," *Review of Economics and Statistics*, 78, 126-134.
- Lau, S-H. (2008), "Using an Error-correction Model to Test Whether Endogenous Long-run Growth Exists," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32, 648-676.
- Maddison, Angus (2003), *The World Economy: Historical Statistics*, Paris: OECD.
- Moon, H. R., and P. C. Phillips (2000), "Estimation of Autoregressive Roots Near Unity Using Panel Data," *Econometric Theory*, 16(06), 927-997.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Neusser, K. (1991), "Testing the Long-run Implications of the Neoclassical Growth Model," *Journal of Monetary Economics*, 27, 3-37.
- Pilat, Dirk, "The Long-Term Performance of the Japanese Economy," Angus Maddison, D.S. Prasada Rao, and William F. Shepherd (eds.), *The Asian Economies in the Twentieth Century*, Cheltenham and Northampton: Edward Elgar 2002, 180-225.
- Pyo, Hak K. (1995), "A Time Series Test of the Endogenous Growth Model with Human Capital," in T. Ito and A.O. Krueger (eds.) *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, NBER-East Asian Studies, Vol 4, University of Chicago Press,

229-245.

Oxley, Les, T. Le, and J. Gibson (2008), "Measuring Human Capital: Alternative Methods and International Evidence," *Korean Economic Review*, 24(2), 283-344.

David, R. (2011), *Advanced Macroeconomics*.

Roy, Bina (1996), *An Analysis of Long Term Growth of National Income and Capital Formation in India*, Calcutta: Firma KLM Private Limited.

Sedgley, Norman (2006), "A Time Series Test of Innovation-Driven Endogenous Growth," *Economic Inquiry*, 44(2), 318-332.

van Leeuwen, Bas; Foldvari, Peter: Human Capital and Economic Growth in Asia 1890 -2000: A Time-series Analysis, *Asian Economic Journal*, September 2008, Vol. 22, iss. 3, pp.225-40.

## 〈 부 록 〉

인적자본 모형 이행동학(transition dynamics) 도출:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^{\alpha^H} (L_t E_t)^{1-\alpha-\alpha^H} \quad (2.1)$$

$$L_{t+1} = (1+n_t)L_t \quad (2.2)$$

$$E_{t+1} = (1+x_t)E_t \quad (2.3)$$

$$K_{t+1} = (1-\delta^K)K_t + s_t^K Y_t \quad (2.4)$$

$$H_{t+1} = (1-\delta^H)H_t + s_t^H Y_t \quad (2.5)$$

유효 노동으로 나누면

$$\tilde{y}_t = \tilde{k}_t^\alpha \tilde{h}_t^H \quad (2.6)$$

$$\tilde{k}_{t+1} z_t = (1-\delta)\tilde{k}_t + s_t^K \tilde{k}_t^\alpha \tilde{h}_t^H \quad (2.7)$$

$$\tilde{h}_{t+1} z_t = (1-\delta)\tilde{h}_t + s_t^H \tilde{k}_t^\alpha \tilde{h}_t^H \quad (2.8)$$

그리고,  $z_t \equiv (1+n_t)(1+x_t)$

인구증가율, 기술진보율 그리고 물적 인적자본 저축율 모두 비조건부 평균으로 고정하면,  $\tilde{k}_t$ ,  $\tilde{h}_t$  and  $\tilde{y}_t$ 의 균제 상태 값을 다음과 같이 구한다.

$$kz = (1-\delta)k + s^K k^\alpha h^H \quad (2.9)$$

$$hz = (1-\delta)h + s^H k^\alpha h^H \quad (2.10)$$

$$y = k^\alpha h^H \quad (2.11)$$

(2.9) 와 (2.10)의 항을 옮겨 균제 상태 값은

$$\tilde{k}^{ss} = \left( \frac{(s^K)^{1-H} (s^H)^H}{z + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-H}} \quad (2.12)$$

$$\tilde{h}^{ss} = \left( \frac{(s^H)^{1-\alpha} (s^K)^\alpha}{z + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-H}} \quad (2.13)$$

이다.

(2.11)을 이용하면

$$\tilde{y}^{ss} = \left( \frac{(s^K)^{\frac{\alpha}{\alpha+H}} (s^H)^{\frac{H}{\alpha+H}}}{z + \delta} \right)^{\frac{\alpha+H}{1-\alpha-H}} \quad (2.14)$$

이다.

교차항  $nx$ 를 0으로 놓으면 균제 상태 자본산출은

$$\frac{K^{ss}}{Y} = \left( \frac{s^K s^H}{z + \delta} \right) \quad (2.15)$$

이다.

비균제 상태 동학(dynamics)는 아래 식으로 묘사 된다.

$$\tilde{y}_t = \tilde{k}_t^\alpha \tilde{h}_t^H \quad (2.16)$$

$$\tilde{k}_{t+1} z_t = (1 - \delta) \tilde{k}_t + s_t^K \tilde{k}_t^\alpha \tilde{h}_t^H \quad (2.17)$$

$$\tilde{h}_{t+1} z_t = (1 - \delta) \tilde{h}_t + s_t^H \tilde{k}_t^\alpha \tilde{h}_t^H \quad (2.18)$$

균제 상태 주위에서 위 식을 선형화하면 다음과 같다.

$$(\tilde{y}_t - y) = \alpha \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H (\tilde{k}_t - k) + \beta \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^{\beta-1} (\tilde{h}_t - h) \quad (2.19)$$

$$z(\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}) + \tilde{k}(z_t - z) = (1 - \delta)(\tilde{k}_t - \tilde{k})$$

$$+ \alpha s^K \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H (\tilde{k}_t - \tilde{k})$$

$$+ \beta s^K \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^{H-1} (\tilde{h}_t - \tilde{h}) + \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^H (s_t^K - s) \quad (2.20)$$

$$\begin{aligned} z(\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}) + \tilde{k}(z_t - z) &= (1 - \delta)(\tilde{k}_t - \tilde{k}) \\ &+ \alpha s^K \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H (\tilde{k}_t - \tilde{k}) \\ &+ H s^K \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^{H-1} (\tilde{h}_t - \tilde{h}) + \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^H (s_t^K - s) \end{aligned} \quad (2.21)$$

(2.19) (2.20) (2.21) 을 행렬로 쓰면 다음과 같다.

$$(\tilde{y}_t - \tilde{y}) = [\alpha \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H \quad H \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^{H-1}] \begin{bmatrix} (\tilde{k}_t - \tilde{k}) \\ (\tilde{h}_t - \tilde{h}) \end{bmatrix} \quad (2.22)$$

$$\begin{aligned} &\begin{bmatrix} z & 0 \\ 0 & z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}) \\ (\tilde{h}_{t+1} - \tilde{h}) \end{bmatrix} \\ &- \begin{bmatrix} [(1 - \delta) + \alpha s^K \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H] & \beta s^K \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^{H-1} \\ \alpha s^H \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H & [(1 - \delta) + H s^H \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^{H-1}] \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} -\tilde{k} & \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^H & 0 \\ -\tilde{h} & 0 & \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^H \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s^K) \\ (s_t^H - s^H) \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.23)$$

또는 행렬 A를 대치하여 쓰면 다음과 같다.

$$A_0 \begin{bmatrix} (\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}) \\ (\tilde{h}_{t+1} - \tilde{h}) \end{bmatrix} - A_1 \begin{bmatrix} (\tilde{k}_t - \tilde{k}) \\ (\tilde{h}_t - \tilde{h}) \end{bmatrix} = A_3 \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s) \\ (s_t^H - s) \end{bmatrix} \quad (2.24)$$

(2.24)에 가역행렬  $A_0^{-1}$ 을 곱하면 다음과 같다.

$$A_0 \begin{bmatrix} (\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}) \\ (\tilde{h}_{t+1} - \tilde{h}) \end{bmatrix} - A_1 \begin{bmatrix} (\tilde{k}_t - \tilde{k}) \\ (\tilde{h}_t - \tilde{h}) \end{bmatrix} = A_3 \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s) \\ (s_t^H - s) \end{bmatrix} \quad (2.25)$$

Lag operator를 사용하여 표현한다.

$$[I - A_0^{-1}A_1L] \begin{bmatrix} \tilde{k}_{t+1} - \tilde{k} \\ \tilde{h}_{t+1} - \tilde{h} \end{bmatrix} = A_0^{-1}A_3 \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s) \\ (s_t^H - s) \end{bmatrix} \quad (2.26)$$

가역행렬을 곱하면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} \tilde{k}_{t+1} - \tilde{k} \\ \tilde{h}_{t+1} - \tilde{h} \end{bmatrix} = [I - A_0^{-1}A_1L]^{-1}A_0^{-1}A_3 \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s) \\ (s_t^H - s) \end{bmatrix} \quad (2.27)$$

(2.27)을 (2.22)에 대입하여 다음의 동학(dynamics)식을 얻는다.

$$\begin{aligned} (\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}) &= [\alpha \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H H \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^{H-1}] \\ &\{ [I - A_0^{-1}A_1L]^{-1}A_0^{-1}A_3 \} \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s) \\ (s_t^H - s) \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.28)$$

로 정의하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} (\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}) &= [\alpha \tilde{k}^{\alpha-1} \tilde{h}^H H \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^{H-1}] \\ &\{ [I + BL + (BL)^2 + \dots] A_0^{-1}A_3 \} \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s) \\ (s_t^H - s) \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.29)$$

행렬 C를 대치하여 행렬 곱셈으로 다음과 같이 표현한다.

$$(\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}) = [C_1 + C_2L + C_3L^2 + \dots] \begin{bmatrix} (z_t - z) \\ (s_t^K - s) \\ (s_t^H - s) \end{bmatrix} \quad (2.30)$$

마지막으로 상수항을 모아서 표현한다.

$$\tilde{y}_{t+1} = \theta_0 + \theta_1(L)s_t^K + \theta_2(L)s_t^H + \theta_3(L)z_t^K + \varepsilon_{t+1} \quad (2.31)$$

# Testing the Solow-Swan Growth Model with Time Series Data: Evidence from Asian Developing Countries

Inyeob Ji\*

## Abstract

This paper provides results from testing the predictions of the Solow-Swan model using time series data. The primary aim of the paper is to develop empirical versions of the Solow-Swan model that are useful for understanding the growth process of individual economies. A number of time series models derived from the Solow model are presented and then estimated using annual data for India, Indonesia and Japan. We find that the results are largely consistent with the model. However, data give limited support to the model when human capital is included.

**KRF Classification : B030300**

**Key Words : economic growth, time series models, Solow growth model**

---

\* Associate Professor Philip Inyeob Ji, Department of Economics, Dongguk University Seoul., e-mail: philipji0422@gmail.com