

서울산업생산지수의 장기 기억성과 비선형 특성에 관한 연구*

김 지 욱**

A Study on Fractional Long Memory and Non-linearity
in Seoul Indexes of Industrial Production*

Ji Uk Kim**

요약 : 본 연구는 서울산업생산지수 시계열의 장기 기억성과 비선형 특성을 분석하였다. 장기 기억성 여부를 추정하기 위하여 자기회귀분수적분 이동평균과정 ARFIMA(p,d,q) 모형을 사용하고, 시계열자료 비선형동학 (nonlinear dynamic) 특성 존재여부 분석에서는 변수의 부드러운 곡면전환이 이루어지는 지수적 평활전이자기회귀모형 ESTAR을 사용하였다. ARFIMA 모형분석에서는 분수차분값 d가 1보다 작게 추정되어, 산업생산지수에 외부 충격이 왔을 때 그 충격이 단기에 소멸하는 것이 아니라 서서히 감소하다가 소멸하게 되고 평균회귀 과정에 복귀하게 됨을 보였다. 즉 장기기억과정에 의하여 생성되고 있음을 보였다. 또한 비선형 동학 분석에서는 비선형의 동태적 관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 계절조정지수 전월대비 증가율은 중간국면(F=0) 이나 외부국면(F=1)에 진입하게 되면 안정적이어서 그 국면에 머무르려고 하는 경향이 있는 것으로 보였다. 따라서 ARFIMA 분석이나 ESTAR모형 분석 모두에서 외부의 충격이 왔을 때 그 충격이 서서히 감소하는 장기 기억성 과정을 따르고 있음을 확인하였다. 그러므로 서울산업생산지수의 경기 움직임에 대해 각 경제주체들은 시계열 특성을 고려한 합리적 경제활동을 선택할 필요가 있다.

주제어 : 장기 기억성, 분수차분모형, 비선형, 평활전이자기회귀모형

ABSTRACT : This paper considers the application of fractionally integrated ARIMA (ARFIMA) and exponential smooth transition autoregressive model (ESTAR) using the two data, twelve-month difference of monthly logarithmic industrial production and first difference of monthly logarithmic seasonal-adjusted industrial production in Seoul. The study finds the presence of fractional long memory and nonlinear dynamics in Seoul industrial production index(SIIP). Since d is significantly different from either zero or unity for SIIP, it can be said that there is strong evidence of fractional dynamics. The impulse response weights converge to zero such that the process is said to mean reverting. The calculated Ljung-Box Q statistics for serial correlation in the residual shows that the residuals are generally free of serial correlation. In the non-linearity analysis, it is not failed to reject linearity for SIIP. For the mid-regime (F=0) and the outer regime (F=1), the polynomial has two real roots, indicating a strong drift toward the center. In this model the local dynamics become stationary when one moves away from F=0, and dampen large fluctuations.

Key Words : long memory, ARFIMA, nonlinear dynamics, STAR

*본 논문의 완성에 유익한 논평을 해주신 세분의 심사위원께 감사드립니다.

** 중앙대학교 정경대학 경제학과 부교수(Associate Professor, Department of Economics, Chung-Ang University)

I. 서론

대부분의 거시경제시계열은 불안정적(non-stationary) 과정의 특성을 나타내기 때문에 안정성을 확보하기 위하여 경제시계열에 차분을 하게 된다. 정수차분을 수행하여 안정성을 확보하면 우리는 그 시계열의 운동법칙을 알 수 있어 시계열 특성을 분석할 수 있다. 그러나 과도한 정수차분은 그 시계열 원래의 성질(정보)을 훼손할 우려가 있다. 이 경우에는 정수차분이나 정수적분을 사용하는 대신에 분수차분을 수행하는 데, 이 분수차분모수는 정수(integer)가 아니라 실수(real number)이다. 우리는 분수차분과정을 통하여 모수값을 추정하고 그 값이 속한 범위에 따라 시계열의 특성을 파악한다. 또한 거시경제시계열은 경제주체들간의 상이한 경제행위 행동양식과 신념을 반영하여 움직이므로 비선형 특성을 가진다. 비선형 분석에는 임계자기회귀모형(Threshold Autoregressive Model)과 마코프전이모형(Markov Regime Switching Model) 등이 있으나 동 모형 등은 순간적이고 갑작스러운 국면을 보여, 모든 시장참여자의 위험회피와 위험감수를 동시에 반영하여 국면전환이 부드럽게 이루어지는 평활자기회귀모형을 사용하는 것이 바람직한 것으로 보인다.

분석변수 선정에 있어서, 경기움직임을 파악하는 개별경제지표 중 가장 대표적인 것에는 국내총생산(Gross Domestic Product, GDP)이

나 지역내총생산(Gross Regional Domestic Product, GRDP)이 있다. 그러나 GDP나 GRDP 경제변수는 분기 또는 당해연도가 끝나도 다음 상당기간 지난 다음에야 추계, 발표되므로 경기동향을 신속히 파악하는 데에는 한계가 있다. 따라서 단기적인 경제동향을 파악하는 데에는 가능하면 월별로 발표되는 경제지표 등을 이용하는 것이 바람직하다. 생산활동과 연관있는 월별자료로는 산업생산지수 뿐만 아니라 생산자출하지수, 생산제품재고지수, 가동율지수 등이 있다. 산업생산지수는 광업, 제조업, 전기·가스업을 대상으로 일정기간 중에 이루어진 산업활동의 수준을 나타내는 지표로서 647개 품목을 대상으로 조사하여 작성된다.¹⁾ 동 지표는 경제활동수준과 매우 유사하게 움직이는 경기동행지수의 구성항목에 포함되는 대표적인 지수이다.²⁾

따라서 본 연구는 서울시 경제활동을 파악하는 데 대표적 지표인 서울산업생산지수를 이용하여 시계열의 정상성(stationarity)과 비선형(non-linearity) 특성을 분수차분과정(fractionally difference process)과 비선형 평활자기회귀(Smooth Transition Autoregressive: STAR)모형을 이용하여 분석한다. 시계열에 대한 정상성을 먼저 검정하고 정상성 확보가 어려우면 1차 차분을 수행한다. 1차 차분과정에서도 정상성 확보가 어려우면 분수차분과정을 통하여 정상성 확보여부를 판단한다. 그리고 비선

1) 한국은행(2006)

2) 경제활동 중 큰 비중을 차지하는 서비스부문이 제외되어 있어 산업생산지수만으로는 경기동향을 파악하는 데에는 한계가 있다. 따라서 국민소득통계 중 서비스업 비중이 80% 이상을 차지하는 서울시의 경우에는 정확한 경기동향 파악이 어려우므로 서비스활동지수 등 서비스부문 경제지표들을 보조적으로 활용할 필요가 있다.

형특성을 파악하기 위한 비선형동학(nonlinear dynamic) 분석에서는 변수의 부드러운 곡면전환을 허용하는 평활전이자기회귀모형을 사용한다.

II. 분수차분과정과 비선형 특성의 이론적 고찰

경제시계열이 불안정적인 과정을 보이면 차분을 통하여 안정적인 시계열을 확보하게 된다. 만약 시계열 y_t 가 불안정적이어서 그의 1차 차분값이 ARMA(p,q) 과정을 따르면 y_t 는 ARIMA(p,d,q) 과정이라고 한다. 전통적으로 차분시 0, 1, 2 등과 같이 정수(integer)를 사용하지만 실수(real number)를 설정할 수도 있다. 일정범위의 실수로 차분(또는 적분) 함으로써도 안정적인 시계열을 얻을 수가 있을 때, 이러한 경우 분수적분 ARIMA(Fractionally Integrated ARIMA, ARFIMA) 모형을 따른다고 한다. ARFIMA(p,d,q) 모형은

$$\phi(L)(1-L)^d y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

여기서 $\phi(z) = 1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_p z^p$, 이고 $\theta(z) = 1 - \theta_1 z - \theta_2 z^2 - \dots - \theta_q z^q$ 로 각각 안정성 조건 및 가역성 조건을 만족하는 래그다항식이며 d는 실수로 정의된다. $\phi(z) = 0$ 과 $\theta(z) = 0$ 의 모든 근이 단위근 밖에 존재하고 ε_t 는 백색잡음(white noise)과정을 따른다고 가정한다. 차분연산자 $(1-L)^d$ 은 다음과 같이

정의된다.

$$\begin{aligned} (1-L)^d &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} L^k \\ &= 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!} L^2 \\ &\quad - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!} L^3 \dots, \quad (2) \end{aligned}$$

여기서 $0 < d < 1/2$ 이면 y_t 는 공분산 안정적이거나 자기상관(autocorrelation)이 지수적이나 기하적으로 급속히 감소하는 단기효과를 갖는 성질을 가진다. 만약 $1/2 \leq d < 1$ 이면 y_t 는 불안정적이고 충격이 주어졌을 때 자기상관이 쌍곡선율로 'hyperbolic' 하게 천천히 감소하며 소멸한다. 이 때 우리는 장기메모리(long memory)를 갖는다고 말한다. 그러나 어떤 충격이 결국 장기에는 사라지게 되는 평균회귀성향(mean-reverting)을 가지고 있다. 또한 $d \geq 1$ 이면 y_t 는 불안정적이며 충격의 효과가 영원히 지속되어 평균회귀성향을 갖지 못한다. Geweke and Porter-Hudak(1983)의 피리오도그램(periodogram) 회귀식을 사용하여 먼저 d를 구한 후 ARMA 파라메타를 추정하는 2단계 추정법을 사용할 수도 있고 근사최우추정법으로도 구할 수 있다. 이제 시계열 변수의 비선형특성 분석을 고려하여 보자. 시계열 변수 y_t 에 대한 k차 평활전이자기회귀(STAR)모형은 다음과 같이 정의된다.³⁾

3) STAR 모형은 Granger and Teräsvirta(1993), Teräsvirta(1994), Skalin and Teräsvirta(1999) 등을 참조할 것

$$y_t = \beta_0 + \beta' x_t + (\theta_0 + \Theta' x_t) G(y_{t-d}) + u_t \quad (3)$$

여기서 $x_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k})'$, $B = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$, $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)'$, $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 이며, $G(\cdot)$ 는 전이함수(transition function), y_{t-d} 는 전이변수(transition variable)이며 d 는 지연(delay)모수이다. 이 모형에서 비선형성은 시차를 가진 변수에 의하여 생겨난다. 전이함수 $G(\cdot)$ 는 로지스틱함수의 형태이거나

$$G(y_{t-d}) = [1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)\}]^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (4)$$

또는 지수함수의 형태를 가진다.

$$G(y_{t-d}) = 1 - \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)^2\} \quad (5)$$

여기서 γ 는 주어진 국면에서 다른 국면으로의 변이속도를 나타내며 c 는 서로 다른 국면사이의 중간점을 나타낸다. (1)식과 (2) 식의 전이함수가 합쳐진 형태를 Logistic STAR (LSTAR) 모형이라 하고 비대칭적 조정을 가정한다. (1)식과 (3)식이 합쳐진 형태를 Exponential STAR (ESTAR) 모형으로 정의되고 대칭적인 특징을 갖고 있다. STAR 모형은 확장과 수축이 서로 구별되는 두개의 상태이지만 y_{t-d} 에 의하여 조정되는 전이과정이 부드러운 것이 특징이다.

STAR모형의 추정과정은 다음과 같다. 첫

번째로 선형의 자기회귀모형을 선정하는데, 본 연구에서는 아카이케정보기준과 Ljung-Box의 자기상관을 기준으로 최적시차 p 를 결정한다. 두 번째로 지연모수 d 가 주어진 상황에서 STAR 모형을 기준으로 선형성을 검정한다. 검정을 위하여 다음의 가상모형(artificial model)을 회귀 분석한다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t y_{t-d} + \beta_3 x_t y_{t-d}^2 + \beta_4 x_t y_{t-d}^3 + v_t \quad (6)$$

선형성의 귀무가설은 $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ 이 된다. 선형모수 d 의 결정을 위하여 $1 \leq d \leq D$ 범위내에서 검정된다. 세 번째로 선형성 검정후 LSTAR 과 ESTAR 모형을 선택하기 위하여 식 (4)에서 다음의 검정을 실시한다. 만약 H_1 을 기각하면 LSTAR모형을 의미하고 H_1 을 기각하지 않고 H_2 를 기각하면 ESTAR, 그리고 H_1, H_2 모두를 기각하면 LSTAR 모형을 선택하게 된다.

$$H_1: \beta_4 = 0, \quad H_2: \beta_3 = 0 | \beta_4 = 0, \\ H_3: \beta_2 = 0 | \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad (7)$$

III. 실증분석결과

실증분석에 사용된 자료는 1991년 1월부터 2005년 12월까지 서울산업생산지수의 월별 시계열자료이다. 자연대수를 취한 원지수와 계절 조정된 지수가 <그림 1>에 예시되어 있으며, 좀

더 부드러운 곡선이 계절조정된 지수이다.



<그림 1> 서울산업생산지수의 원지수와 계절조정지수

각 변수들의 정상성을 검정하기 위하여 Augmented Dickey Fuller(ADF) 단위근 검정을 실시하고 그 결과를 <표 1>에 요약하였다. 산업생산지수 원지수는 정상성을 확보하지 못하여, 원지수의 전년 동월대비 증가율과 계절조정지수의 전월대비 증가율에 대한 단위근 검정을 실시하였다.

<표 1> 단위근 검정

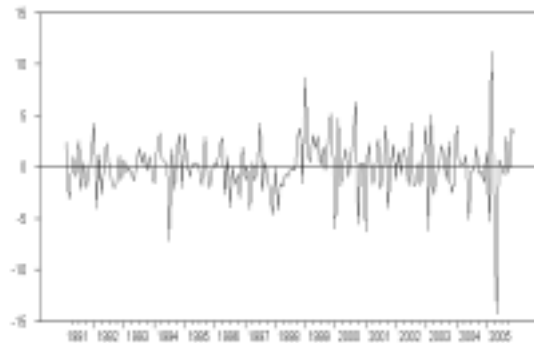
	산업생산지수	전년 동월대비 증가율	계절조정 지수의 전월 대비 증가율
1 lags	-2.854	-2.336	-10.756*
2 lags	-2.251	-2.276	-6.861*
3 lags	-2.294	-2.551	-6.335*
1 lags(trend)	-3.276	-2.325	-9.944*
2 lags(trend)	-2.705	-2.266	-6.295*
3 lags(trend)	-2.762	-2.541	-5.908*

주 : *는 1% 이내 유의함.

<그림 2>는 산업생산지수 전년동월대비 증가율을 나타내고, <그림 3>은 계절조정된 지수의 전월대비 증가율을 나타내고 있다.



<그림 2> 산업생산지수 전년동월대비 증가율



<그림 3> 산업생산지수(계절조정) 전월대비 증가율

<표 1>의 결과와 같이 계절조정지수의 전월 대비 증가율은 정상적 과정을 확보하고 있으나 원지수의 전년 동월대비 증가율은 정상성을 확보하지 못하였다. 정수로의 과도한 차분은 시계열의 성질을 훼손할 우려가 있으므로 동 지수에 대해서는 분수차분을 실시하였다. 그 결과가 <표 2>에 나타나 있다.

<표 2> 장기기억 추정결과

	d	Stand. Error	Significance level
ARFIMA(1,d,1)	0.811	0.159	0.0000
Ljung-Box Q(24)	12.940(0.967)		

주 : 자료는 원지수 전년동월대비 증가율임.

자기회귀분수적분 이동평균과정인 ARFIMA

(1,d,1)에서 d 의 추정값이 유의수준 0.000에서 0.811로 그 값이 유의하다. 따라서 원지수의 전년 동월대비 증가율은 확률보행과정(random walk)을 따른다는 가설을 기각하고 분수적분 과정을 따르고 있음이 밝혀졌다. 적분모수 값이 $0.5 < d < 1$ 의 범위 안에 있어 원지수 전년동월대비 증가율은 장기기억과정에 의하여 생성되고 있으며 충격이 단기에 소멸하는 것이 아니라 서서히 감소하다가 소멸한다. 즉 충격의 소멸이 장기에 이루어지나 궁극적으로는 소멸하게 되고 평균회귀(mean revering)에 과정에 복귀하게 된다. 산업생산지수에 외부적 충격이 발생하면 지수물이나 기하물로 급속히 감소하는 것이 아니라 쌍곡선율로 천천히 완만하게 감소하여 누적충격반응이 상당히 길게 나타난다. 모형의 잔차에 대한 진단결과, 조건부 평균에 대한 계열상관을 검정하는 Ljung-Box Q(24)검정에서 자기상관성이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 서울산업생산지수에 비선형(non-linearity)의 특성이 존재하는지에 대한 분석을 실시하였다. 사용된 자료는 계절조정지수의 전월대비 성장률을 사용하였다. 평활전이자기회귀모형을 이용하여 선형성 존재여부를 분석하고 지연모수를 결정하며 로지스틱(logistic) STAR 모형과 지수적(exponential) STAR모형 중에서 선택하게 될 것이다. STAR의 차수와 선형성의 검정결과가 <표 3>에 나타나 있다. 선형성 검정에서 지연모수는 1에서 10사이의 값으로 가지는 것으로 가정하여 각각의 d 값에 대해 선형성검정을 위한 유의수준(p 값)을 추정하였다. d 값은 가장 낮은 p 값에 의하여 결정된다. 검정

결과 원자료 산업생산지수에 대한 변수의 선형성에 대한 귀무가설은 강하게 기각되었다. 계절조정지수 전월대비 증가율도 최적지연 모수 2에서 선형성을 기각하고 있다.

<표 3> 선형성 검정

지연모수 (d)	산업생산지수	계절조정지수 전월대비 증가율
1	0.025	0.007
2	0.195	0.000*
3	0.002	0.660
4	0.001	0.634
5	0.000	0.557
6	0.000	0.903
7	0.025	0.335

주 : *는 $1 \leq d \leq 10$ 의 범위 내에서 최소의 p 값(최대의 F 값)을 의미

산업생산지수의 모형선택에 대한 검정결과를 <표 4>에 정리하였다. 만약 H_1 에서 기각되면 logistic STAR(LSTAR) 모형이 선택되나, 계절조정지수 전월대비 증가율 경우 H_2 에서 기각되고 있으므로 지수적 STAR (Exponential Smooth Transition Autoregressive Model, ESTAR) 모형이 선택되었다.

<표 4> 비선형모형의 검정

	계절조정지수 전월대비 증가율
최적지연모수(d)	2
H_1	0.976
H_2	0.001*
H_3	0.001
모형선택	ESTAR

주 : 각 검정에 대한 p 값임.

ESTAR 모형추정은 비선형최소자승법에 의해 이루어졌으며 산업생산지수 모수의 추정량이 검정통계량과 함께 <표 5>에 나타나 있다.⁴⁾ 변이모수 γ 의 추정은 시계열의 상태에 따라 어려운 경우도 있을 수 있으므로 본 연구에서는 전이함수에서 γ 를 시계열의 표준편차로 나누어 추정을 용이하게 하였다. 일반적으로 ESTAR 모형의 추정은 두 단계를 거치게 되며 먼저 최적시차내의 모든 변수를 포함하여 추정한 후 유의하지 않는 변수를 제거하게 되고 상대적으로 유의한 변수들로만 추정하여 효율적인 추정 결과를 얻게 된다. 추정모형 식은 다음과 같다.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2})[1 - \exp(-\frac{\gamma}{s.d(y_t)}(y_{t-2} - c)^2)] + \epsilon_t \quad (8)$$

추정결과 선형부문($\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$)과 비선형부문(β_1) 모든 계수에서 5% 유의수준 내에서 유의하였다. 전환국면의 속도를 나타내는 γ 는 25.11의 값을 가져 전환속도가 빠르지 않음을 보였다. 또한 확장과 수축국면 사이의 중간점을 나타내는 모수 c 는 0.125로 유의하게 나타났다.

추정된 비선형모형의 동태적 형태(dynamic behavior)는 최적시차수가 2보다 클 경우 특성다항식 근을 도출하여 동태적 특성 파악이 가능하다. 서로 다른 두개의 확장과 수축국면에 대한 단위근을 구할 수 있다. $F=0$ 인 경우

LSTAR 모형의 하위(수축) 국면에 해당되고 ESTAR모형에서는 중간국면에 해당된다. $F=1$ 인 경우 LSTAR모형에서는 상위(확장)국면에 ESTAR모형에서는 외부국면(확장 또는 수축국면)에 해당된다.

<표 5> 산업생산지수 ESTAR 추정

	추정치(P 값)		추정치(P 값)
α_1	1.1269(0.00)	β_2	0.292(0.13)
α_2	-0.136(0.03)	γ	25.11(0.00)
α_3	0.011(0.05)	c	0.125(0.00)
β_1	-0.687(0.00)		

<표 6>에서 계절조정지수 전월대비 증가율은 모든 국면에서 단위근을 가지고 있지 않으므로 안정적 움직임을 보이고 있으며 중간국면이나 외부국면에 따라 머무르는 기간의 장단 차이는 보이지 않는다. 중간국면이나 외부국면에 진입하게 되면 안정적이어서 그 국면에 머무르려고 하는 경향이 있는 것으로 보인다. 그러나 <표 6>에 제시하지는 않았지만 원자료 산업생산지수 경우에는 중간국면에서 발산하는 단위근이 나타나 증가할 때나 감소할 때 모두 중간국면을 빨리 지나가는 것으로 나타났다.

<표 6> 국면별 동태적 특성분석

	국면 (regime)	Root	모듈 (module)	기간 (period)
계절 조정지수 전월대비 증가율	Mid(중간국면) ($F=0$)	0.288±0.53	0.607	5.8
	Outer(외부국면) ($F=1$)	0.872	0.872	-

4) 본 연구에서는 0.00001의 수렴기준과 500회의 반복을 허용하였음.

우리가 ARFIMA에서 구한 산업생산지수 전년 동월대비 증가율의 분수적분 값이 0.811이었으며, STAR모형 국면별 동태분석에서 외부국면의 단위근분석에서 0.872, 묘돌값 0.872 등과 비교시 유사한 값이 구하여졌다.

서울산업생산지수의 전년동월대비 증가율과 같은 장기기억성과 비선형 특성을 동시에 보유한 시계열분석은 다음과 같은 FI-STAR 모델을 설정하여 동시에 분석할 수 있다.

$$(1-L)^d y_t = \left\{ \phi_{1,0} + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} (1-L)^d y_{t-j} \right\} + \left\{ \phi_{2,0} + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} (1-L)^d y_{t-j} \right\} \times \alpha(y_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (9)$$

그리고 이 모형에 다시 ESTAR모형을 설정하여 d, γ, c 값을 추정하는 것이다. 그러나 분수차분 지수적 평활전이자기회귀분석에는 아직까지 계량경제학 이론 및 실증적 측면의 검정 방법론상 한계가 있어 향후 연구과제로 삼기로 한다.

결론적으로 시계열 정상성분석을 위한 ARFIMA(p,d,q) 분석이나 비선형 분석인 ESTAR모형 분석 모두에서 서울산업생산지수의 계절조정지수 전월대비 증가율이나 산업생산지수 전년 동월대비 증가율은 외부의 충격이 왔을 때 그 충격이 서서히 감소하는 장기기억성 과정을 따르고 있음을 확인하였다. 따라서 산업생산지수가 수축국면으로 진입하고 있음을 보이고 있어 이러한 경기움직임에 대하여 각 경제주체들은 합리적인 경제활동을 선택할 필요가 있다고 본다.

IV. 결론

본 연구는 서울산업생산지수의 장기기억성과 비선형특성을 분석하였다. 장기기억성 여부를 추정하기 위하여 ARFIMA(p,d,q) 모형을 사용하고, 시계열자료가 선형이 아닌 비선형동학(nonlinear dynamic) 특성이 존재하는지 그 여부를 위한 분석에서는 변수의 부드러운 곡면전환이 이루어지는 평활전이자기회귀모형(Smooth Transition Autoregressive: STAR)을 사용하였다.

자기회귀분수적분 이동평균과정인 ARFIMA(1,d,1)에서 d의 추정값이 0.811로 그 값이 유의하였고, 적분모수 값이 $0.5 < d < 1$ 의 범위 안에 있어 원지수 전년동월대비 증가율은 충격이 왔을 때 단기에 소멸하는 것이 아니라 서서히 감소하다가 소멸하게 되고 평균회귀 과정에 복귀하게 됨을 보였다. 산업생산지수에 외부적 충격이 발생하면 급속히 감소하는 것이 아니라 쌍곡선율로 천천히 완만하게 감소하여 누적충격 반응이 상당히 길게 나타났다. 즉 장기기억과정에 의하여 생성되고 있음을 보였다. 산업생산지수의 원자료에서 비선형 동태적 관계가 존재하는 것으로 나타났고, 계절조정지수 전월대비 증가율은 모든 국면에서 단위근을 가지고 있지 않는 것으로 나타나 안정적 움직임을 보이고 있다. 중간국면이나 외부국면에 따라 머무르는 기간의 장단 차이는 보이지 않았으며 중간국면이나 외부국면에 진입하게 되면 안정적이어서 그 국면에 머무르려고 하는 경향이 있는 것으로 보였다.

따라서 ARFIMA(p,d,q) 분석이나 ESTAR

모형 분석 모두에서 서울산업생산지수의 계절 조정지수 전월대비 증가율이나 산업생산지수 전년 동월대비 증가율은 외부의 충격이 왔을 때 그 충격이 서서히 감소하는 장기기억성 과정을 따르고 있음을 확인하였다. 그러므로 이러한 시계열 특성을 고려하여 경기 수축국면으로의 움직임에 대하여 각 경제주체들은 합리적인 경제활동을 선택할 필요가 있다고 본다.

참고문헌

- 한국은행, 2006, 『알기쉬운 경제지표해설』
- Geweke, J. and Porter-Hudak, S., 1983, "The estimation and application of long memory time series models", *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221~238.
- Granger, J. and Teräsvirta, T., 1993, *Modeling*

Nonlinear Economic Relationships, New York: Oxford University Press.

- Skalin, J. and Teräsvirta, T., 1999, "Another look at Swedish business cycles, 1861-1988", *Journal of Applied Econometrics*, 7, 359~378.

- Teräsvirta, T., 1994, "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models" *Journal of the American Statistical Association*, 1994, March, 89(425), 208~218.

<http://kosis.nso.go.kr>(통계청 KOSIS 정보통계 시스템), 경기종합지수.

원 고 접 수 일 : 2006년 11월 7일
1차심사완료일 : 2006년 11월 28일
최종원고채택일 : 2006년 12월 13일