김일성종합대학학보 주체107(2018)년
수 학 제64권 제2호

주기옹근수값자기회귀모형의 파라메터변화에 대한 한측검정

유 강 혁

론문에서는 현실에서 많이 제기되는 주기옹근수값자기회귀모형의 파라메터변화에 대한 검정문제를 취급하였다. 이를 위하여 $\mathrm{PINAR}_T(p)$ 모형에 의한 과정의 확률적성질과 통계적성질을 연구하였다. 선행연구에서는 주기성을 가지는 옹근수값시계렬을 모형화하는데 리용할수 있는 모형[1]을 제기하고 그것의 확률통계적성질을 고찰하였으며 INAR(p)모형의 파라메터변화에 대한 검정[5, 7]에 대하여 론의하였다.

1. $\mathbf{PINAR}_T(p)$ 모형의 파라메터추정량

$t=i+kT$ $(i=1,\ 2,\ \cdots,\ T,\ k=1,\ 2,\ \cdots)$ 라고 하면 $\mathrm{PINAR}_T(p)$ 모형은 다음과 같이 쓸수 있다.

$$X_{i+kT}=\alpha_{i,1}\circ X_{i+kT-1}+\cdots+\alpha_{i,\,p}\circ X_{i+kT-p}+Z_{i+kT} \tag{1}$$

이때 $\Im_{t-1}$ 이 주어졌다는 조건밑에서 X_t 의 조건부기대값은 감소연산자의 성질[6]을 리용하면

$$\mathrm{E}(X_t\,|\,\Im_{t-1})=\mathrm{E}(\alpha_{t,1}\circ X_{t-1}+\cdots+\alpha_{t,\,p}\circ X_{t-p}+Z_t\,|\,\Im_{t-1})=$$
$$=\alpha_{t,1}X_{t-1}+\cdots+\alpha_{t,\,p}X_{t-p}+\mu_Z(t)$$

이다. 여기서 $\Im_t$ 는 $X_t,\ X_{t-1},\ \cdots$ 으로 생성되는 $\sigma-$모임벌이다. 따라서 우의 식은 $\alpha_{t,i}$ 의 주기성으로부터

$$\mathrm{E}(X_{i+kT}\,|\,\Im_{i+kT-1})=\alpha_{i,1}X_{i+kT-1}+\cdots+\alpha_{i,\,p}X_{i+kT-p}+\mu_Z(i)$$

가 성립하므로 $\mathrm{PINAR}_T(p)$ 과정에 대하여

$$\mathrm{E}(X_{i+kT}\,|\,\Im_{i+kT-1})=\mathrm{E}(X_{i+kT}\,|\,X_{i+kT-1},\ \cdots,\ X_{i+kT-p})$$

가 성립한다는것을 쉽게 알수 있다. 이제부터 관측값개수를 $n=mT$ 라고 하고 조건부기대값에 의한 오차의 두제곱의 합

$$Q_n(\boldsymbol{\theta})=\sum_{i=1}^{T}\sum_{k=0}^{m-1}(X_{i+kT}-\mathrm{E}(X_{i+kT}\,|\,\Im_{i+kT-1}))^2$$

이 최소로 되도록 하는 n개의 관측값에 기초한 $\boldsymbol{\theta}$ 의 조건부최소두제곱추정량

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(n)}=(\hat{\alpha}_{1,1}^{(n)},\ \cdots,\ \hat{\alpha}_{1,\,p}^{(n)},\ \hat{\mu}_Z^{(n)}(1),\ \cdots,\ \hat{\alpha}_{T,1}^{(n)},\ \cdots,\ \hat{\alpha}_{T,\,p}^{(n)},\ \hat{\mu}_Z^{(n)}(T))'$$

를 구하자. 그러면

$$\begin{cases}\dfrac{\partial Q_n(\boldsymbol{\theta})}{\partial\alpha_{i,\,j}}=0\ \ (i=1,\ 2,\ \cdots,\ T,\ \ j=1,\ 2,\ \cdots,\ p)\\[2ex]\dfrac{\partial Q_n(\boldsymbol{\theta})}{\partial\mu_e(i)}=0\ \ (i=1,\ 2,\ \cdots,\ T)\end{cases} \tag{2}$$

으로부터

$$\begin{cases} \sum_{l=1}^{p}\left(\sum_{k=0}^{m-1} X_{i+kT-l}X_{i+kT-j}\right)\hat{\alpha}_{i,l}^{(n)} + \left(\sum_{k=0}^{m-1} X_{i+kT-j}\right)\hat{\mu}_Z^{(n)}(i) = \sum_{k=0}^{m-1} X_{i+kT}X_{i+kT-j} \\ \left(\sum_{k=0}^{m-1} X_{i+kT-1}\right)\hat{\alpha}_{i,1}^{(n)} + \cdots + \left(\sum_{k=0}^{m-1} X_{i+kT-p}\right)\hat{\alpha}_{i,p}^{(n)} + m\hat{\mu}_Z^{(n)}(i) = \sum_{k=0}^{m-1} X_{i+kT} \end{cases}$$

$$i=1,\ 2,\ \cdots,\ T;\ j=1,\ 2,\ \cdots,\ p$$

가 성립한다. 따라서 $\boldsymbol{D}\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(n)}=\boldsymbol{F}$ 즉

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(n)}=\boldsymbol{D}^{-1}\boldsymbol{F} \tag{3}$$

이다. $\boldsymbol{X}_k=(X_{k-1},\ X_{k-2},\ \cdots,\ X_{k-p})'$ 라고 하면 $\boldsymbol{D}$ 는 $(p+1)T$ 차원행렬, $\boldsymbol{F}$ 는 $(p+1)T$ 차원벡토르로서 다음과 같이 표시된다.

$$\boldsymbol{D}=\begin{pmatrix} \Omega_{11} & \cdots & \Omega_{1T} \\ \vdots & \cdots & \vdots \\ \Omega_{T1} & \cdots & \Omega_{TT} \end{pmatrix},\quad \boldsymbol{F}=\begin{pmatrix} \Phi_1 \\ \vdots \\ \Phi_T \end{pmatrix}$$

여기서

$$\Omega_{ii}=\sum_{k=0}^{m-1}\begin{pmatrix} \boldsymbol{X}_{i+kT}\boldsymbol{X}'_{i+kT} & \boldsymbol{X}_{i+kT} \\ \boldsymbol{X}'_{i+kT} & 1 \end{pmatrix},\ \Omega_{ij}=\boldsymbol{0},\ i\neq j\ ,\ \ \Phi_i=\sum_{k=0}^{m-1}\boldsymbol{X}_{i+kT}\begin{pmatrix} \boldsymbol{X}_{i+kT} \\ 1 \end{pmatrix}$$

2. $\mathbf{PINAR}_T(p)$ 모형의 파라메터변화에 대한 검정량

이제 M_{i+kT} 를

$$M_{i+kT}:=X_{i+kT}-\mathrm{E}(X_{i+kT}\,|\,\Im_{i+kT-1})=X_{i+kT}-\alpha_{i,1}X_{i+kT-1}-\cdots-\alpha_{i,p}X_{i+kT-p}-\mu_Z(i) \tag{4}$$

라고 하고 여기에 n개의 관측값에 기초한 조건부최소두제곱추정량 $\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(n)}$ 으로 갈아넣어 얻어진것을 $\hat{M}_{i+kT}^{(n)}$ 으로 표시하자.

m 째 주기구간 $[1+(m-1)T,\ T+(m-1)T]$ 에서의 PINAR $_T(p)$ 모형 (1)의 파라메터를 $\boldsymbol{\theta}_m=(\alpha_{1,1}^m,\ \cdots,\ \alpha_{1,p}^m,\ \mu_Z^m(1),\ \cdots,\ \alpha_{T,1}^m,\ \cdots,\ \alpha_{T,p}^m,\ \mu_Z^m(T))'$ 로 표시하면 PINAR$_T(p)$ 모형의 파라메터가 주기구간에 따라 변화하는가 하는것은 다음의 가설검정문제로 귀착될수 있다.

$$\begin{aligned} &\boldsymbol{H}_0:\boldsymbol{\theta}_1=\boldsymbol{\theta}_2=\cdots=\boldsymbol{\theta}_m \\ &\boldsymbol{H}_1:\exists k^*\in\{1,\ 2,\ \cdots,\ m-1\},\ \boldsymbol{\theta}_1=\cdots=\boldsymbol{\theta}_{k^*}\neq\boldsymbol{\theta}_{k^*+1}=\cdots=\boldsymbol{\theta}_m \end{aligned} \tag{5}$$

파라메터변화를 알아내기 위한 검정량을

$$\boldsymbol{U}_m(t):=I_m(\boldsymbol{\theta})^{-1/2}\sum_{k=0}^{[mt]-1}\begin{pmatrix} M_{1+kT}\boldsymbol{X}_{1+kT} \\ M_{1+kT} \\ \vdots \\ M_{T+kT}\boldsymbol{X}_{T+kT} \\ M_{T+kT} \end{pmatrix}\ (m\in\mathbf{N},\ t\in[0,\ 1]) \tag{6}$$

로 구성하면 령가설밑에서 다음의 사실이 성립한다. 여기서 행렬 $I_n(\boldsymbol{\theta})$ 에 대한 구체적인 표시는 다음소제목에서 고찰한다.

정리 ① $\{X_t\}$ 는 $\mathrm{E}(X_t^4)=\sigma_t^4<\infty$

② 적당한 $r>4$ 와 모든 t 에 대하여 $\mathrm{E}(|X_t|^r)<\infty$

③ $\det(\boldsymbol{I}-\boldsymbol{A}z)\neq 0,\ |z|\le 1,\ z\in\mathbf{C}$

를 만족시키는 $\mathrm{PINAR}_T(p)$ 과정이라고 가정하면 $m\to\infty$ 일 때

$$\boldsymbol{\Gamma}^{-1/2}\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{\boldsymbol{M}}(\cdot)\xrightarrow{F}\boldsymbol{B}(\cdot) \tag{7}$$

가 성립한다. 여기서 $\boldsymbol{B}(\cdot)$ 는 $(p+1)T$ 차원표준브라운운동이다.

$$\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{\boldsymbol{M}}(t):=\sqrt{m}\left(\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{[mt]-1}\begin{pmatrix} M_{1+kT}\boldsymbol{X}_{1+kT}\\ M_{1+kT}\\ \vdots\\ M_{T+kT}\boldsymbol{X}_{T+kT}\\ M_{T+kT}\end{pmatrix}\right),\ t\in[0,\ 1] \tag{8}$$

$$\boldsymbol{\Gamma}=\lim_{m\to\infty}\left(\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{m-1}\widetilde{\boldsymbol{M}}_k\widetilde{\boldsymbol{M}}_k'\right) \tag{9}$$

$$\widetilde{\boldsymbol{M}}_k'=(M_{1+kT}\boldsymbol{X}_{1+kT}',\ \cdots,\ M_{1+kT},\ \cdots,\ M_{T+kT}\boldsymbol{X}_{T+kT}',\ \cdots,\ M_{T+kT})'$$

(증명) 임의의 $i\in\{1,\ 2,\ \cdots,\ T\}$ 에 대하여 $\{M_{i+kT}\}_{k=0}^{\infty}$ 는 조건부기대값의 성질로부터

$$\mathrm{E}(M_{i+kT})=0,\ \mathrm{E}(M_{i+kT}\mid\Im_{i+kT-1})=\mathrm{E}(X_{i+kT}\mid\Im_{i+kT-1})-\mathrm{E}(X_{i+kT}\mid\Im_{i+kT-1})=0$$

이 성립하므로 $\{M_{i+kT}\}_{k=0}^{\infty}$ 는 $\{\Im_{i+kT}\}_{k=0}^{\infty}$ 에 관하여 마르팅게일차렬로 된다.

이때 $\{X_t\}$ 는 조건 ③으로부터 주기과정이므로 $\{X_{i+kT}\}_{k=1}^{\infty}$ 는 정상과정이고 따라서

$$\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{m-1}M_{i+kT}^2\xrightarrow{p}\sigma_i^2$$

이 성립한다. 또한 정리의 조건들로부터 마르팅게일차렬에 관한 중심극한정리[4]가 성립하므로 임의의 $i\in\{1,\ 2,\ \cdots,\ T\}$ 에 대하여

$$\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{M}_i:=\sqrt{m}\left(\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{m-1}M_{i+kT}\right)\xrightarrow{F}\mathrm{N}(0,\ \sigma_i^2) \tag{10}$$

이 성립한다. 따라서 임의의 $i\in\{1,\ 2,\ \cdots,\ T\}$ 에 대하여

$$\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{M}_i(t):=\sqrt{m}\left(\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{[mt]-1}M_{i+kT}\right)=\frac{\sqrt{[mt]}}{\sqrt{m}}\frac{1}{\sqrt{[mt]}}\sum_{k=1}^{[mt]}M_{i+kT},\ t\in[0,\ 1]$$

로 표시하면 $\sqrt{[mt]}\big/\sqrt{m}\to\sqrt{t}$ 라는것과 식 (9)를 리용하면

$$\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{M}_i(\cdot)\big/\sigma_i\xrightarrow{F}B(\cdot) \tag{11}$$

가 성립한다. 여기서 $B(\cdot)$ 는 1차원표준브라운운동이다.

또한 임의의 $j>1$ 에 대하여 $\{M_{i+kT}X_{i+kT-j}\}_{k=0}^{\infty}$ 도 $\{\Im_{i+kT}\}_{k=0}^{\infty}$ 에 관하여 마르팅게일차렬로 된다. 사실 모형 (1)과 감소연산자의 성질을 리용하면

$$\mathrm{E}(M_{i+kT}X_{i+kT-j})=\mathrm{E}(X_{i+kT}-\alpha_{i,1}X_{i+kT-1}-\cdots-\alpha_{i,\,p}X_{i+kT-p}-\mu_Z(i)X_{i+kT-j})=$$

$$=\mathrm{E}(X_{i+kT}X_{i+kT-j})-\alpha_{i,1}\mathrm{E}(X_{i+kT-1}X_{i+kT-j})-\cdots-\alpha_{i,\,p}\mathrm{E}(X_{i+kT-p}X_{i+kT-j})-\mu_Z(i)\mathrm{E}(X_{i+kT-j})=0$$

$$\mathrm{E}(M_{i+kT}X_{i+kT-j} \mid \Im_{i+kT-1}) = X_{i+kT-j}\mathrm{E}(M_{i+kT} \mid \Im_{i+kT-1}) = 0$$

이 성립하기때문이다.

우와 류사하게 임의의 $j>1$ 에 대하여 $\{M_{i+kT}X_{i+kT-j}\}_{k=0}^{\infty}$ 에 대하여서도 마르팅게일차렬에 관한 중심극한정리[4]가 성립하므로 임의의 $i \in \{1,\ 2,\ \cdots,\ T\}$ 와 $j>1$ 에 대하여

$$\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{m-1}M_{i+kT}^2X_{i+kT-j}^2 \xrightarrow{p} \sigma_{ij}^4 \tag{12}$$

이라고 하면

$$\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{M}_{ij} := \sqrt{m}\left(\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{m-1}M_{i+kT}X_{i+kT-j}\right) \xrightarrow{F} \mathrm{N}(0,\ \sigma_{ij}^4) \tag{13}$$

이 성립한다. 식 (13)은 정리의 조건 ①과 ③에 의하여 담보된다. 그러면

$$\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{M}_{ij}(t) := \sqrt{m}\left(\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{[mt]-1}M_{i+kT}X_{i+kT-j}\right) = \frac{\sqrt{[mt]}}{\sqrt{m}}\frac{1}{\sqrt{[mt]}}\sum_{k=1}^{[mt]}M_{i+kT}X_{i+kT-j},\ t \in [0,\ 1]$$

로 표시하면 $\sqrt{[mt]}\big/\sqrt{m} \to \sqrt{t}$ 와 식 (13), $\{X_t\}$ 가 정리의 조건 ③을 만족시킨다는것을 리용하면

$$\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{M}_{ij}(\cdot)\Big/\sigma_{ij}^2 \xrightarrow{F} B(\cdot)$$

가 성립한다는것을 알수 있다. 우와 류사한 방법으로 $\frac{1}{\sqrt{m}}\widetilde{\boldsymbol{M}}(t),\ t \in [0,\ 1]$ 에 대하여 벡토르마르팅게일차렬에 관한 중심극한정리[3]와 정리의 조건을 리용하면 식 (7)이 나온다.(증명끝)

한편 $\{B(t),\ t \ge 0\}$ 이 브라운운동이라면 임의의 $x>0$ 에 대하여

$$P\{\max_{0\le s\le t}B(s) \ge x\} = 2P\{B(t) \ge x\} \tag{14}$$

$$P\{\min_{0\le s\le t}B(s) \le -x\} = 2P\{B(t) \le -x\} \tag{15}$$

가 성립한다.[2]

따라서 식 (6)으로 정의되는 $\{\boldsymbol{U}_m(t),\ 0 \le t \le 1\}$ 에 대하여 적당한 $(p+1)T-$ 차원표준브라운운동 $\{\boldsymbol{B}(t),\ 0 \le t \le 1\}$ 이 있어서 $m \to \infty$ 일 때 $\boldsymbol{U}_m(t) \xrightarrow{F} \boldsymbol{B}(t)$ 가 성립하므로 식 (14), (15)로부터

$$P\left(\max_{0\le t\le 1}B(t) \ge x\right) = 2(1-\Phi(x)),\ x \ge 0 \tag{16}$$

$$P\left(\min_{0\le t\le 1}B(t) \le x\right) = 2\Phi(x),\ x \le 0 \tag{17}$$

이 성립한다. 여기서 $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규분포함수이다.

3. $\mathbf{PINAR}_T(p)$ 모형에 대한 한측검정

식 (6)의 $I_m(\boldsymbol{\theta})$ 는

$$I_m(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{k=0}^{m-1}\mathrm{E}\left(\left.\begin{pmatrix}\Lambda_{11} & \cdots & \Lambda_{1T}\\ \vdots & \cdots & \vdots\\ \Lambda_{T1} & \cdots & \Lambda_{TT}\end{pmatrix}\right|\Im_{kT}\right) \tag{18}$$

이다. 여기서

$$\Lambda_{ij}=\begin{pmatrix} M_{i+kT}M_{j+kT}\boldsymbol{X}_{i+kT}\boldsymbol{X}'_{j+kT} & M_{i+kT}M_{j+kT}\boldsymbol{X}_{i+kT} \\ M_{i+kT}M_{j+kT}\boldsymbol{X}'_{j+kT} & M_{i+kT}M_{j+kT} \end{pmatrix}\ (1\le i,\ j\le T) \tag{19}$$

이다. 그러면 감소연산자의 성질[6]과 식 (18)로부터

$$\begin{aligned}\mathrm{E}(\Lambda_{ii}\mid\Im_{kT})&=\sum_{k=0}^{m-1}\mathrm{E}(M_{i+kT}^2\mid\Im_{kT})\begin{pmatrix}\boldsymbol{X}_{i+kT}\boldsymbol{X}'_{i+kT} & \boldsymbol{X}_{i+kT}\\ \boldsymbol{X}'_{j+kT} & 1\end{pmatrix}=\\ &=\sum_{k=0}^{m-1}\left\{[\alpha_{i1}(1-\alpha_{i1})X_{i+kT-1}+\cdots+\alpha_{ip}(1-\alpha_{ip})X_{i+kT-p}+\sigma_Z^2(i)]\cdot\right.\\ &\qquad\left.\cdot\begin{pmatrix}\boldsymbol{X}_{i+kT}\boldsymbol{X}'_{i+kT} & \boldsymbol{X}_{i+kT}\\ \boldsymbol{X}'_{j+kT} & 1\end{pmatrix}\right\}\end{aligned} \tag{20}$$

$$\mathrm{E}(\Lambda_{ij}\mid\Im_{kT})=\mathbf{0},\ i\ne j$$

라는것이 나온다. 식 (9)와 (19)로부터 $\boldsymbol{\Gamma}$ 와 $I_m(\boldsymbol{\theta})$ 의 구조가 류사하다는것을 알수 있다.

한편 식 (20)의 $\sigma_Z^2(i)$ 에 대한 최소두제곱추정량을

$$\begin{aligned}N_{i+kT}&:=M_{i+kT}^2-\mathrm{E}(M_{i+kT}^2\mid\Im_{i+kT-1})=\\ &=M_{i+kT}^2-\alpha_{i1}(1-\alpha_{i1})X_{i+kT-1}-\cdots-\alpha_{ip}(1-\alpha_{ip})X_{i+kT-p}-\sigma_Z^2(i)\end{aligned} \tag{21}$$

라고 하고 식 (21)에 $(\hat{M}_{i+kT}^{(n)})^2$ 과 $\hat{\alpha}_{ij}^{(n)}$ $(i=1,\ \cdots,\ T,\ j=1,\ \cdots,\ p)$ 을 갈아넣은것을 $\widetilde{N}_{i+kT}$ 라고 하면 $\sum_{k=0}^{m-1}\widetilde{N}_{i+kT}^2$ 을 $\sigma_e^2(i)$ $(i=1,\ \cdots,\ T)$ 에 관하여 최소가 되도록 하는 최소두제곱추정량은

$$\hat{\sigma}_Z^2(i)=\frac{1}{m}\sum_{k=0}^{m-1}((\hat{M}_{i+kT}^{(n)})^2-\hat{\alpha}_{i1}^{(n)}(1-\hat{\alpha}_{i1}^{(n)})X_{i+kT-1}-\cdots-\hat{\alpha}_{ip}^{(n)}(1-\hat{\alpha}_{ip}^{(n)})X_{i+kT-p})$$

이다. 이것을 $I_m(\boldsymbol{\theta})$ 에 대입하면 $\hat{I}_m(\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(n)})$ 을 얻을수 있다.

또한 $\mathrm{PINAR}_T(p)$ 과정 $\{X_t\}$ 가 정리의 조건 ③을 만족시킨다면 $\{X_t\}$ 는 주기과정이므로 우에서 언급한 추정량들은 모두 일치추정량으로 된다. 따라서 $I_m(\boldsymbol{\theta})$ 의 정의로부터 적당한 행렬 $I(\boldsymbol{\theta})$ 가 있어서

$$\frac{\hat{I}_m(\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(n)})}{m}\xrightarrow{p}I(\boldsymbol{\theta})$$

가 성립한다.

식 (6)에 앞에서 론의한 일치추정량들을 갈아넣어 얻어진 $\hat{\boldsymbol{U}}_m(t)$ 는

$$\hat{\boldsymbol{U}}_m(t)=\left(\frac{m}{\hat{I}_m(\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(n)})}\right)^{1/2}\sqrt{m}\sum_{k=0}^{[mt]-1}\widetilde{\boldsymbol{M}}_k\ \ (m\in\mathbf{N},\ t\in[0,\ 1])$$

로 표시할수 있으므로 $m\to\infty$ 일 때 정리로부터

$$\hat{\boldsymbol{U}}_m(t)\xrightarrow{F}\boldsymbol{B}(\cdot)$$

가 성립한다는것을 알수 있다. 따라서 식 (16), (17)을 리용하여 다음과 같은 가설검정을 진행할수 있다.

① 유의수준을 α 라고 할 때 우측검정은 다음과 같다.

$$\max_{0\le t\le 1}\hat{U}_n^{(i)}(t)>\Phi_{\alpha^*}$$

이 성립하면 가설 H_0 은 α^* 로 유의이다. 여기서 α^* 은 i 째 성분에 대한 유의수준이고 Φ_{α^*} 은 표준정규분포의 α^* %점이다.

α 와 α^* 사이에는 다음의 관계가 성립한다.

$$1-\alpha=(1-\alpha^*)^{(p+1)T}$$

즉 $\alpha^*=1-(1-\alpha)^{1/(p+1)T}$ 이다.

② 유의수준을 α 라고 할 때 좌측검정은 다음과 같다.

$$\min_{0\le t\le 1}\hat{U}_n^{(i)}(t)<-\Phi_{\alpha^*}$$

이 성립하면 가설 H_0 은 α^* 로 유의이다.

참 고 문 헌

[1] **김일성**종합대학창립 65돐기념 국제학술토론회론문집(수학), 131, 주체100(2011).

[2] V. Capasso et al.; An Introduction Continuous－Time Stochastic Processes, Berlin, 90～102, 2005.

[3] M. Csörgö et al.; Handbook of Statistics, 7, 403, 1988.

[4] J. D. Hamilton; Time Series Analysis, Princeton, New Jersey, 180～199, 1994.

[5] M. Monteiro et al.; J. Statistical Planning and Inference, 140, 1529, 2010.

[6] M. E. Silva et al.; J. Time Ser. Anal., 25, 317, 2004.

[7] T. T. Szabo; Austrian Journal of Statistics, 40, 265, 2011.

주체106(2017)년 12월 5일 원고접수

One-Sided Test for Parameter Changes of Periodic Integer-Valued Autoregressive Models

Yu Kang Hyok

We consider the problem of testing for parameter changes in periodic integer-valued autoregressive processes $\mathrm{PINAR}_T(p)$ of order p with period T. For this purpose, we employ the CUSUM test using the conditional least squares estimators of the parameters of the model.

Moreover, it is shown that under certain conditions the test has the same limiting distribution as the maximum of the standard Brownian motion, and under the one-sided alternatives the consistency of the tests is proved.

Key words: integer-valued autoregressive process, parameter change, one-sided test