

دراسة مقارنة بين طریقی المریعات الصغری والانحدار المکیف فی نموذج الانحدار الخطی

* صفوان ناظم راشد

المستخلص

في هذا البحث تم الاعتماد على معياري متوسط مربعات الخطأ (MSE) ومتوسط الخطأ التتبؤيين (MSFE) للمقارنة بين مقدرات نموذج الانحدار المکیف ($\hat{\beta}_{ARM}$) ومقدرات المریعات الصغری الاعتدادیة ($\hat{\beta}_{OLS}$) والعامنة ($\hat{\beta}_{GLS}$) لبيانات مولدة عشوائیاً ، إذ تم التوصل إلى أن مقدرات النموذج المکیف اکثر دقة وكفاءة من مقدرات المریعات الصغری الاعتدادیة والعامنة وذلك لامتلاکها متوسط مربعات خطأ اقل منهما.

Comparison Study Between Two Ways Least Squares and Adaptive Regression In Regression linear model

ABSTRACT

In this research, we use on (MSE) and (MSFE) two criterions to compare between the estimators of Adaptive Regression model and the estimators of Ordinary and General Least Squares, we found that, Adaptive Regression estimator is the best by comparing with estimators because minimum mean square error.

* مدرس مساعد ، كلية علوم الحاسوبات والرياضيات - قسم الاحصاء

المقدمة :

هناك عدة أساليب إحصائية يمكن الاعتماد عليها في بناء التخطيط السليم، ومن بين هذه الأساليب أسلوب تحليل الانحدار، إذ يتميز هذا الأسلوب بوصفه العلاقة بين متغيرات الظاهرة المدروسة بهيئة تركيبة خطية أو لخطية تدعى معادلة الانحدار أو نموذج الانحدار .

تعتمد اغلب النماذج الاقتصادية على عنصر الزمن اذ يلاحظ عادة وجود فترة زمنية بين حركة متغيرات الاستجابة (Response Variables) التي تستجيب للمتغيرات التوضيحية (Explained Variables)، أو تأثير المتغيرات التوضيحية التي حدثت في زمن سابق في متغير الاستجابة في الزمن الحالي ، فعندما تحتوي النماذج على متغيرات قد تعتمد على متغيرات أخرى في نفس الفترة (لا يتغير مع الزمن) عندئذ يطلق على هكذا نماذج النماذج الساكنة "Static Models" ، أما إذا احتوت النماذج على متغيرات تعتمد على قيم ماضية لبعض المتغيرات عندئذ يطلق على هكذا نماذج النماذج الحركية "Dynamical Models" .

يشتمل هذا البحث على جانبين ، الأول تمثل بالجانب النظري والذي تم فيه توضيح طرائق تقدير معلمات النموذج الخطى باستخدام طرائق المربعات الصغرى الاعتيادية وال العامة ، كذلك توضيح أسلوب تقدير معالم نموذج الانحدار المكيف واعتماد بعض الحالات الخاصة فيه. أما الجانب الثاني فتمثل بالجانب التجريبى الذي تم فيه استخدام نظامي " MATLAB AND MAPLE " لتوليد البيانات وتقدير معلمات جميع النماذج المدروسة ومن ثم إيجاد متوسط مربعات الخطأ لكل نموذج .

الجانب النظري:

: طريقة المربيعات الصغرى الاعتيادية (OLS) : 1

تعد طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية من الطرائق المهمة والأكثر شيوعاً لتقدير معلمات نموذج الانحدار الخطى وتمتاز بصفات أكثر فعالية من غيرها من الطرائق وبسهولة حساب تقدير معلماتها ومنطقية النتائج المستحصل عليها وسهولة فهم ميكانيكية عملها ، وتمتاز بان مقدراتها تمتلك اقل التباينات من بين كل الطرائق غير المتحيزه الاخرى في حال توافر فروض التحليل للنموذج الخطى المتمثلة بكون الخطأ هو متغير عشوائي يتوزع توزيعاً طبيعياً بمعدل قدره (0) وتباين قدره (σ_u^2) مما يعني أن الأخطاء غير مرتبطة ذاتياً، والثاني أن متغير الاستجابة (Y) هو متغير عشوائي يتوزع توزيعاً طبيعياً بمعدل قدره (μ) وتباين قدره (σ^2) ، فضلاً عن أن أعمدة مصفوفة المتغيرات التوضيحية (X) مستقلة خطياً^[2] (Rank(X)=P+1) وان (Linearily Independent) ويمكن كتابة النموذج الخطى على النحو الآتى :

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{U} \quad \dots \dots \dots \quad (1)$$

حیث اُن :

$\cdot Y$: متوجه متغير الاستجابة ذو بعد $(1 \times n)$

X: مصفوفة المتغيرات التوضيحية ذات بعد $(n \times (p + 1))$.

β : متوجه معلمات الانحدار ذو بعد $(p+1) \times 1$

U : متجه الأخطاء العشوائية (حد الاضطراب) ذو بعد ($n \times 1$) حيث أن $\mathbf{V}(\mathbf{U}) = \sigma_u^2 \mathbf{I}_n$ ، وان $E(\mathbf{U})=0$

P : تمثل عدد المتغيرات التوضيحية ، (n) تمثل حجم العينة .

وبما أن أسلوب المربعات الصغرى يستند إلى مبدأ جعل مجموع مربعات انحرافات القيم الحقيقية عن القيم التنبؤية أقل ما يمكن أي يجعل قيمة (e) أقل ما يمكن :

$$e = \sum_{i=1}^n u_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

لذا فإنه وبعد سلسلة من العمليات التفاضلية البسيطة يتم الحصول على المعادلات الطبيعية ومن ثم عن طريق هذه المعادلات يتم إيجاد مقدرات المربعات الصغرى الاعتيادية كالتالي:

$$\hat{\beta}_{OLS} = (X' X)^{-1} X' Y \quad \dots \dots \dots (2)$$

2- طريقة المربعات الصغرى العامة (GLS):

يعد [Aitken (1935)] أول من استخدم هذه الطريقة وسميت هذه الطريقة باسمه (Aitken's generalized least squares).

يعتمد مبدأ هذه الطريقة على تهيئة الحل الاعتيادي لمشكلة الارتباط الذاتي بين المتغيرات العشوائية (متغيرات حد الاضطراب) ، ويمكن تلخيص هذه الطريقة بالشكل الآتي [2] :-

بما أن هناك ارتباطاً ذاتياً بين المتغيرات العشوائية لذلك فان :

$$E(UU') = \sigma_u^2 \Omega \quad \dots \dots \dots (3)$$

حيث أن :

Ω : مصفوفة موجبة ومتماثلة (Positive and Symmetric) .
وعندما يتبع المتغير العشوائي توزيع ماركوف (Markov Distribution) من الدرجة الأولى فان :

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{n-1} \\ & 1 & \rho & \dots & \rho^{n-2} \\ & & 1 & \dots & \rho^{n-3} \\ & & & \ddots & \vdots \\ & & & & 1 \end{bmatrix}$$

حيث أن :

ρ : معامل الارتباط الذاتي بين المتغيرات العشوائية وله عدة صيغ وأهمها^[1] :-

$$\rho = \frac{\mathbf{U}_t \mathbf{U}_{t-1}}{\sigma_u^2} = \frac{\mathbf{U}_t}{\sqrt{\text{Var}(\mathbf{U}_t)}} \frac{\mathbf{U}_{t-1}}{\sqrt{\text{Var}(\mathbf{U}_{t-1})}}$$

وبتعظيم طريقة المرربعات الصغرى الاعتيادية بأسلوب يجعلها تأخذ بنظر الاعتبار الترابط أو التداخل بين المتغيرات العشوائية نجد أن صيغة مقدرات المرربعات الصغرى العامة تأخذ الشكل التالي :

$$\hat{\beta}_{GLS} = (\mathbf{X}' \boldsymbol{\Omega}^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \boldsymbol{\Omega}^{-1} \mathbf{Y} \quad \dots \dots \dots \quad (4)$$

3- نماذج الانحدار المكيف : Adaptive Regression Models

يقوم نموذج الانحدار المكيف الذي قدمه^[5] (Thomas & Prescott, 1973)

بدراسة تأثير التغيرات الهيكلية بمرور الزمن وان هذا النموذج مبني على أساس أن الأخطاء العشوائية في النموذج تأتي من مصدرين هما :

1- أخطاء مجموع أجزاء التغيرات المؤقتة العشوائية (وتمثل بالخطأ العشوائي الاعتيادي (U)) .

2- أخطاء مجموع أجزاء التغيرات الحاصلة في المكونات الدائمة بمرور الزمن (وتمثل بأخطاء المعلمات)

في هذا البحث سوف يتم افتراض وجود نموذج خطوي متعدد بالشكل الآتي :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + U_i \quad \dots \dots \dots \quad (5)$$

أن نموذج الانحدار المكيف يفترض أن معادلة الانحدار (5) تتغير بتغير الزمن مع الأخذ بنظر اعتبار وجود الحالات الائتية :

أولاً : إن معلمة القطع المحور العمودي تتعرض إلى تغيرات دائمية عشوائية مع الزمن وبالشكل الآتي :

$$\beta_{0,t+1} = \beta_{0,t} + V_t \quad ; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \dots\dots\dots\dots\dots(6)$$

في هذه الحالة فان نموذج الانحدار المكيف سيأخذ الصيغة التالية :

$$Y_t = \beta_{0,t} + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + U_t - \sum_{t=1}^T V_t \quad \dots\dots\dots\dots\dots(7)$$

حيث أن :

Y_t : قيم متغير الاستجابة عند الزمن t .

$X_{1,t}, X_{2,t}$: المتغيرات التوضيحية عند الزمن t .

β_1, β_2 : معلمات الميل .

(U_t, V_t) : متغيران مستقلان كل منهما له توزيع طبيعي بمعدل قدره (0)

وبتباينين على التوالي :

$$\text{Var}(U_t) = (1 - \varphi)\sigma^2$$

$$\text{Var}(V_t) = \varphi \sigma^2$$

إذ أن :

φ : معلمة تقع قيمتها ضمن الفترة $0 \leq \varphi \leq 1$ ، وأنها نقيس الأهمية النسبية للتغيرات الدائمية والمؤقتة وأنها تتناسب طردياً مع التغيرات الدائمية وعندما $(\varphi = 0)$ فان كل التغيرات الحاصلة في النموذج هي تغيرات مؤقتة وفي هذه الحالة فان نموذج الانحدار المكيف سيختزل إلى نموذج انحدار خطى اعتيادي^[6] .

ثانياً : إن معلمة الميل (β_1) تتعرض إلى تغيرات دائمة عشوائية وبالشكل الآتي :
 $\beta_{1,t+1} = \beta_{1,t} + V_t ; t = 1, 2, \dots, T$ (8)

في هذه الحالة فان نموذج الانحدار المكيف سيأخذ الصيغة الآتية :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{1,t} X_{1,t} + \beta_{2,t} X_{2,t} + U_t - \sum_{t=1}^T V_t \quad \dots \dots \dots (9)$$

ثالثاً : إن معلمة الميل (β_2) تتعرض إلى تغيرات دائمة عشوائية وبالشكل الآتي :
 $\beta_{2,t+1} = \beta_{2,t} + V_t ; t = 1, 2, \dots, T$ (10)

وعليه تكون صيغة معادلة الانحدار المكيف لها على النحو الآتي :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{1,t} X_{1,t} + \beta_{2,t} X_{2,t} + U_t - \sum_{t=1}^T V_t \quad \dots \dots \dots (11)$$

رابعاً : - تتعرض كل من معلمتي القطع والميل (β_0, β_1) إلى تغيرات دائمة عشوائية كما في المعادلتين (6) و(8)، وفي هذه الحالة فان نموذج الانحدار المكيف سيأخذ الصيغة الآتية :

$$Y_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} X_{1,t} + \beta_{2,t} X_{2,t} + U_t - \sum_{t=1}^T V_t \quad \dots \dots \dots (12)$$

خامساً: - تتعرض أيضاً كل من معلمتي القطع والميل (β_0, β_2) إلى تغيرات دائمة عشوائية كما في المعادلتين (6) و(10)، ليصبح نموذج الانحدار المكيف لها بالشكل الآتي :

$$Y_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} X_{1,t} + \beta_{2,t} X_{2,t} + U_t - \sum_{t=1}^T V_t \quad \dots \dots \dots (12)$$

سادساً : - تغيرات الدائمي العشوائي لمعلمتي الميل (β_1, β_2) وفق المعادلتين (8) و(10) ليأخذ نموذج الانحدار المكيف الصيغة الآتية :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{1,t} X_{1,t} + \beta_{2,t} X_{2,t} + U_t - \sum_{t=1}^T V_t \quad \dots \dots \dots (13)$$

سابعاً :- التغيرات الدائمة العشوائية لجميع معلمات النموذج المدروس وفق المعادلات (6) و (8) و (10) وفي هذه الحالة سوف يأخذ نموذج الانحدار المكيف الصيغة الآتية :

$$Y_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} X_{1,t} + \beta_{2,t} X_{2,t} + U_t - \sum_{t=1}^T V_t \dots \dots \dots \quad (14)$$

3 - تقدير معلمات نموذج الانحدار المكيف .

للغرض تقدير معلمات نموذج الانحدار المكيف سوف يتم اتباع

أسلوب بيز (Bayes Method)^[3] وبالشكل الآتي :

بما أن :-

$$Y'_t = [y_1, y_2, \dots, y_T] \cdot (1 \times T) \quad : \text{متوجه المشاهدات لمتغير الاستجابة ذي بعد}$$

$$\beta' = [\beta_0, \beta_1] \quad : \text{متوجه أفقي للمعلمات المجهولة ذي بعد } (1 \times K)$$

\underline{X} : متوجه المتغيرات التوضيحية بأبعاد $(T \times P + 1)$. بحيث أن

$$X_{0,t} = 1 \quad \forall t = 1, 2, 3, \dots, T$$

U_t, V_t : متوجهان عموديان مستقلان يمثلان الأخطاء العشوائية المؤقتة

والدائمة على التوالي وهما ذوا رتبة $(T \times 1)$.

ولنفرض أن (R, Q_ϕ) مصفوفتان بأبعاد $(T \times T)$ ومعرفتان بالشكل الآتي^[4] :

$$\left. \begin{aligned} Q_\phi &= (1 - \phi) I + \phi R \\ R &= r_{ij} = \min[T - i + 1, T - j + 1] \quad ; \quad (i, j = 1, 2, \dots, T) \\ &\quad ; \quad (T = 1, 2, 3, \dots, \dots) \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

إذ أن : (I) مصفوفة أحادية (Identity Matrix) ذات بعد $(T \times T)$

في المرحلة الأولى ولغرض تقدير معلمات النموذج يجب تحديد التوزيع الاحتمالي (دالة الإمكان (Likelihood function)) لمتغير الاستجابة الذي من الممكن تحديده عن طريق معرفة التوزيع الاحتمالي للأخطاء العشوائية والمعرف مسبقا ، لذا يمكننا معرفة التوزيع الاحتمالي لمتغير الاستجابة وهو توزيع طبيعي بمعدل قدره ($X\beta$) ونبأين قدره ($\sigma^2 Q_\varphi$) أي أن :

$$Y \sim N(X\beta, \sigma^2 Q_\varphi)$$

وأن دالة الإمكان لمتغير الاستجابة^[7] هي :

$$P(Y | \beta, \sigma^2, X, \varphi) = \frac{|Q_\varphi|^{-1/2}}{(\sigma^2)^{\Gamma/2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} [\delta_\varphi + (\beta - \beta_\varphi)' X' Q_\varphi^{-1} X (\beta - \beta_\varphi)]} ..(16)$$

حيث أن :

$$\beta_\varphi = (X' Q_\varphi X)^{-1} X' Q_\varphi^{-1} Y$$

$$\delta_\varphi = (Y - X\beta_\varphi)' Q_\varphi^{-1} (Y - X\beta_\varphi)$$

أما فيما يخص التوزيع الاحتمالي الأولي (Prior Probability Distribution) لمعلمات النموذج فسوف يتم استخدام التوزيع الاحتمالي الأولي ذي المعلومات القليلة (Standard non-information Prior Probability Distribution) وكالاتي:

عندما تكون المعلومات المتوفّرة عن المعلمات (σ, β, φ) قليلة جداً فيتم استخدام أسلوب Jeffery حيث أن لكل معلمة توزيعاً احتمالياً سابقاً (أولياً) وبالشكل الآتي:

$$\begin{aligned} p(\beta) \propto \text{constant} & \quad -\infty < \beta < \infty \\ p(\sigma^2) \propto 1/\sigma^2 & \quad 0 < \sigma^2 < \infty \\ p(\varphi) \propto d_\varphi & \quad 0 \leq \varphi \leq 1 \end{aligned}$$

حيث أن :

d_φ : عرض الفترة المراد إيجاد التكامل لها .

وبهذا يكون التوزيع الاحتمالي الأولي المشترك كالتالي :

$$P(\beta, \varphi, \sigma^2) \propto 1/\sigma^2 \quad \dots \dots \dots \quad (17)$$

ولغرض الحصول على التوزيع اللاحق للمعلمات يتم دمج (استخدام صيغة بيز العكسية) دالة الإمكان (16) مع التوزيع الاحتمالي الأولي المشترك (17) التالي:

$$P(\beta, \sigma^2, \varphi | Y) = \frac{|Q_\varphi|^{-1/2}}{\left(\sigma^2\right)^{\Gamma/2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} [\delta_\varphi + (\beta - \beta_\varphi) X' Q_\varphi^{-1} X (\beta - \beta_\varphi)]} \quad (18)$$

ولكي يتم الحصول على توزيع اللاحق الهامشي لكل معلمة فإن ذلك يعتمد على تحديد فيما إذا كانت (σ^2) معلومة أم غير معلومة أي متغير عشوائي له توزيع . وفي بحثنا هذا سوف يتم اخذ الحالة التي تكون فيها (σ^2) غير معلومة إذ انه عادة في الجانب العملي تكون غير معلومة وإيجاد دالة الكثافة الاحتمالية الأولية (Prior — Marginal Posterior) (Probability Distribution)

(β) فيتم إجراء التكامل للصيغة (18) بالنسبة إلى (σ^2) لنحصل على :

$$P(\beta, \varphi | Y) \propto \left[1 + \frac{(\beta - \beta_\varphi) X' Q_\varphi^{-1} X (\beta - \beta_\varphi)}{\delta_\varphi} \right]^{-\frac{\Gamma}{2}} \quad \dots \dots \quad (19)$$

ولقيمة معينة وثابتة ومعروفة لـ (φ) يمكن الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية
اللاحقة الشرطية (Conditional Posterior Probability Density Function)

لـ (β)

$$P(\beta | \varphi, Y) \propto \left[1 + \frac{(\beta - \beta_\varphi) X' Q_\varphi^{-1} X (\beta - \beta_\varphi)}{\delta_\varphi} \right]^{-\frac{T}{2}} \dots (20)$$

أما فيما يخص دوال الكثافة الاحتمالية الحدية لـ (φ) فمن خلال إجراء التكامل
للصيغة (19) يتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة لـ (φ) :

$$\beta(\varphi | Y) \propto |Q_\varphi|^{-1/2} |(X' Q^{-1} X)^{-1}|^{1/2} S^{-\frac{1}{2}(T-K)} \dots (21)$$

حيث أن :

$$S = \sqrt{\frac{\delta_\varphi}{T - K - 1}}$$

K : عدد معلمات النموذج .

الجانب التجريبي :

1- وصف النموذج ومحاكاته :

في هذا البحث تم توليد البيانات عشوائياً باستخدام نظامي :
[4] " MATLAB AND MAPLE "

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + U_t \dots \dots \dots \quad (21)$$

حيث ان :

(X_{1,t} , X_{2,t}) : متغيرات توضيحية تم توليدها عشوائياً من التوزيع الطبيعي بمعدل قدره (0) وتباعي قدره (16) وبعدد مشاهدات (n or t) قدره (3500) مشاهدة ، قسمت على شكل مجاميع سعة كل منها (100) مشاهدة لذا تكون لدينا عينة . (35)

U_t : متغير عشوائي (الخطأ) او (حد الاضطراب)

2- مرحلة تقدير المعلمات :

تتم عملية تقدير المعلم المودج المدروس وفق تغير متناوب بين المعلم في الزمن وثبت المعلم الآخر أو التغير الكامل للمعلم مع زمن والجدول (1) يوضح قيم معلمات النموذج وبالطريق الموضحة افأ ، وبعد استكمال عملية تقدير المعلم تتم المقارنة بين هذه النماذج من خلال معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE) والموضحة في الجدول (2) ومعيار متوسط الخطأ التبؤية (MSFE) التي تمثل الفروق بين القيمة الحقيقية والقيمة التقديرية والموضحة في الجدول رقم (3) لإيجاد أفضل نموذج وحسب الصيغ الموضحة أدناه :

$$MSE(\hat{\beta}) = \frac{\sum_{i=1}^K (\hat{\beta}_i - \bar{\beta})^2}{K}$$

K : عدد معلمات النموذج.

$$MSFE(Y) = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_{t+1} - \hat{Y}_{t+1})^2}{n}$$

n : عدد المشاهدات.

الجدول (1): يوضح معلمات النموذج المستخدم ولجميع الطرائق ولعدة قيم Φ

قيمة المعلم Φ	معلمات النموذج	الحالة الأولى عندما تتعرض (β_0) إلى تغيرات دائمة عشوائية		
		OLS	GLS	ADR

Φ	قيم المعلمة	β_0	12.17498553	12.20070263	0.082513636
		β_1	0.50173084	0.37587313	0.49810855
		β_2	0.09485274	0.133831	0.035576065
0.25	β_0	-7.12179689	-6.99513211	0.451748924	
	β_1	-0.44134896	0.1407049	8.34198E-07	
	β_2	0.30980834	0.26030251	6.1929E-06	
0.5	β_0	29.8793531	2.25306983	0.451385442	
	β_1	2.57774762	0.47363132	0.467775998	
	β_2	1.02852597	0.53876665	0.568019975	
0.75	β_0	-37.28544033	-3.01247796	0.469802251	
	β_1	-1.25409772	0.94237883	0.491030709	
	β_2	1.22074564	0.76715409	0.596669497	
0.9	β_0	-9.12639844	-5.55058337	0.442973916	
	β_1	-0.50663122	0.4775472	0.417896426	
	β_2	2.40903631	0.10997643	0.246069212	
Φ	قيم المعلمة	معلمات	الحالة الثانية عندما تتعرض (β_1) إلى تغيرات دائمة عشوائية		
		النموذج	OLS	GLS	ADR
0.01	β_0	12.20692149	12.23210338	0.085607971	
	β_1	0.4944259	0.37114999	0.316180403	
	β_2	0.09430679	0.13271546	0.034517936	
0.25	β_0	-40.55069904	-40.6548915	0.505858615	
	β_1	26.68057966	26.75981789	0.00000313	
	β_2	-0.2046434	-0.28343197	0.446778839	
0.5	β_0	100.7767148	101.1768174	0.500637213	
	β_1	-57.2419072	-57.11320335	-1.5401	
	β_2	3.51802211	4.06620853	0.523252408	
0.75	β_0	-63.33344653	-63.42502062	0.502322966	
	β_1	-0.70637949	-0.6119746	0.497818457	
	β_2	3.26775096	3.14381172	0.545534817	
0.9	β_0	7.94050165	7.88309708	0.498936282	
	β_1	-41.71114789	-42.39288452	0.595888836	
	β_2	7.06859244	6.97533143	0.498774359	

Φ	قيم المعلمة	معلمات	الحالة الثالثة عندما تتعرض (β_2) إلى تغيرات دائمة عشوائية		
			OLS	GLS	ADR

Φ	قيم المعلمة	β_0	12.1880176	12.21661504	0.105431712
		β_1	0.50158755	0.36326387	0.077551746
		β_2	0.11223435	0.15534026	0.192773744
0.25	Φ	β_0	-34.81860295	-35.08528653	0.486678644
		β_1	-2.15494859	-1.72228121	0.493691727
		β_2	22.13268811	21.94197379	4.321
0.5	Φ	β_0	94.31357213	94.87289179	0.480949293
		β_1	11.70620154	10.45228707	0.529102647
		β_2	-46.64665147	-46.24318266	0.582
0.75	Φ	β_0	-32.76309801	-32.72874822	0.500018266
		β_1	9.46350883	9.30267365	0.590012283
		β_2	-3.88385568	-3.99714122	0.499943354
0.9	Φ	β_0	53.04693486	53.28777404	0.499613306
		β_1	22.75513043	22.72374314	0.507578098
		β_2	-32.81735964	-31.12952321	0.454826471
الحالة الرابعة عندما تتعرض (β_0, β_1) إلى تغيرات دائمة عشوائية					
Φ	قيم المعلمة	OLS	GLS	ADR	
		β_0	12.20383776	12.2297516	0.11785533
		β_1	0.49844157	0.37083903	0.45213324
0.25	Φ	β_2	0.09477958	0.13428422	0.036417388
		β_0	-14.25402051	-13.92649361	0.470919867
		β_1	25.72308978	25.80512989	-0.0004431
0.5	Φ	β_2	-0.29637756	-0.00002116	0.500069353
		β_0	44.67775731	44.24902779	0.507409819
		β_1	-55.31874845	-55.30097336	2.17
0.75	Φ	β_2	3.99675118	3.36214062	0.524924025
		β_0	-50.91000107	-50.51788033	0.500425812
		β_1	-2.79863059	-2.57845471	0.497875521
0.9	Φ	β_2	4.18573229	4.87417197	0.200033743
		β_0	-15.07893245	-15.48764672	0.50009932
		β_1	-42.80268168	-43.33134931	0.4916
		β_2	9.05727165	8.48349924	0.522966871

Φ	قيم المعلمة	MLS	الحالة الخامسة عندما تتعرض (β_0, β_2) إلى تغيرات دائمة عشوائية		
			OLS	GLS	ADR

		β_0	12.18493386	12.21426251	3.105321584
		β_1	0.50560322	0.36293051	0.202055853
		β_2	0.11270714	0.15688972	0.266646721
0.25	β_0	-8.53092442	-8.70984372	0.568599371	
	β_1	-3.11243847	-2.71989731	0.49353439	
	β_2	22.04095396	21.94026345	-2.4	
0.5	β_0	38.21461465	38.81794343	0.483846772	
	β_1	13.62936028	11.94880889	0.502957037	
	β_2	-46.16792241	-45.81501483	0.333	
0.75	β_0	-20.33965256	-20.13129167	0.501766891	
	β_1	7.37125773	7.33518769	0.502909612	
	β_2	-2.96587435	-2.1359685	0.493793793	
0.9	β_0	30.02750075	29.51111416	0.499670917	
	β_1	21.66359664	22.00570804	0.507518847	
	β_2	-30.82868043	-28.97425738	0.454901457	
قيمة المعلمة		الحالة السادسة عندما تتعرض (β_1, β_2) الى تغيرات دائمة عشوائية			
Φ		معلمات النموذج	OLS	GLS	ADR
0.01	β_0	12.21686982	12.24563776	0.107590448	
	β_1	0.49829828	0.35831717	0.452104119	
	β_2	0.11216119	0.15576838	0.262746417	
0.25	β_0	-41.95982657	-42.04634429	0.561662855	
	β_1	24.00949015	24.36752626	0.516754745	
	β_2	21.52650221	21.52790074	0.72708	
0.5	β_0	109.1119764	109.2491878	0.486872191	
	β_1	-46.19029454	-47.07983528	0.494657821	
	β_2	-43.67842627	-43.69315502	0.4446098	
0.75	β_0	-46.38765875	-46.41876588	0.501801426	
	β_1	7.91897596	6.68561803	0.501770437	
	β_2	-0.91886902	-2.3802126	0.502876432	
0.9	β_0	47.09440084	47.14330077	0.499808785	
	β_1	-19.54092003	-19.76505027	0.495620086	
	β_2	-26.1691243	-25.82891931	0.473696664	

قيمة المعلمة φ	معلومات النموذج	الحالة السابعة عندما تتعرض $(\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ إلى تغيرات دائمة عشوائية		
		OLS	GLS	ADR
0.01	β_0	12.21378609	12.24328077	0.117599918
	β_1	0.50231395	0.35796881	0.45364282
	β_2	0.11263397	0.1573179	0.261894599
0.25	β_0	-15.66314804	-15.78759934	0.524358562
	β_1	23.05200026	23.66133255	0.5085618
	β_2	21.43476805	21.46502237	0.573291333
0.5	β_0	53.01301887	52.2484855	0.498404656
	β_1	-44.26713579	-44.00468906	0.49823191
	β_2	-43.1996972	-43.28258244	0.483603881
0.75	β_0	-33.9642133	-33.90932326	0.500308731
	β_1	5.82672486	4.82785011	0.500332542
	β_2	-0.00088769	-0.82801411	0.50349846
0.9	β_0	24.07496674	23.92136279	0.500009199
	β_1	-20.63245382	-21.1274216	0.499199188
	β_2	-24.18044509	-23.55305534	0.494895359

الجدول(2): يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) ولجميع الحالات ولجميع قيم (φ)

		الحالة الاولى عندما تتعرض (β_0) الى تغيرات دائمة عشوائية		
قييم المعلمة	φ	OLS	GLS	ADR
0.01		47.06000551	47.58242801	0.064809761
0.25		16.73689635	17.26263416	0.068024639
0.5		263.3579959	1.018246569	0.003986853
0.75		464.518143	4.992869062	0.004617583
0.9		35.97795982	11.41923395	0.011487489
الحالة الثانية عندما تتعرض (β_1) الى تغيرات دائمة عشوائية				
قييم المعلمة	φ	OLS	GLS	ADR
0.01		47.34301385	47.85570906	0.022517931
0.25		1145.11071	1150.989192	0.076498121
0.5		6353.484535	6371.520242	1.403757163
0.75		1395.610458	1398.49902	0.000694068
0.9		807.5849324	827.6198517	0.003138508
الحالة الثالثة عندما تتعرض (β_2) الى تغيرات دائمة عشوائية				
قييم المعلمة	φ	OLS	GLS	ADR
0.01		47.09146405	47.66991925	0.003613672
0.25		816.708861	820.865918	4.891726344
0.5		5016.469628	5042.493543	0.002554687
0.75		465.8748504	461.5051235	0.00270189
0.9		1896.42869	1826.769059	0.000808672
الحالة الرابعة عندما تتعرض (β_0, β_1) الى تغيرات دائمة عشوائية				
قييم المعلمة	φ	OLS	GLS	ADR
0.01		47.30142216	47.83168278	0.048532255
0.25		411.6663041	406.4090603	0.078924243
0.5		2528.76232	2503.883536	0.91179797
0.75		899.8375215	903.6682719	0.029825271
0.9		673.4362299	672.4443571	0.000263174
الحالة الخامسة عندما تتعرض (β_0, β_2) الى تغيرات دائمة عشوائية				
قييم المعلمة	φ	OLS	GLS	ADR
0.01		47.04996492	47.64612693	2.748533143
0.25		266.1154814	263.9053427	2.865126374
0.5		1883.427052	1870.224558	0.008667558
0.75		196.0998363	194.6569907	2.46624E-05

0.9	1088.144805	1012.63778	0.000805747
قييم المعلمة	الحالة السادسة عندما تتعرض $(\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ الى تغيرات دائمة عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	47.33299863	47.91905974	0.029769897
0.25	1398.104987	1410.091718	0.012269381
0.5	7911.66866	7973.59888	0.000725255
0.75	849.1214862	806.9431751	3.96637E-07
0.9	1641.957199	1639.740475	0.000196671
قييم المعلمة	الحالة السابعة عندما تتعرض $(\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ الى تغيرات دائمة عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	47.29138547	47.89523328	0.028418861
0.25	479.6222544	491.4666383	0.001138978
0.5	3120.242442	3065.229999	7.21787E-05
0.75	461.7978857	437.821736	3.36633E-06
0.9	723.3210777	714.8495085	7.55507E-06

الجدول (3): يوضح متوسط مربعات الخطأ التنبؤية (MSFE)

قييم المعلمة	الحالة الاولى عندما تتعرض (β_0) الى تغيرات دائمة عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	155.305	155.306	65.98
0.25	301.059	301.959	144.562
0.5	1678.52	638.62	287.2
0.75	3181.42	2081.22	394.95
0.9	3835.12	1855.92	345.11
قييم المعلمة	الحالة الثانية عندما تتعرض (β_1) الى تغيرات دائمة عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	155.236	155.236	55.08
0.25	1238.75	1238.76	194.052
0.5	11135.3	11138.5	189.2
0.75	15260.4	15260.4	392.25
0.9	28002.4	28072.9	405.91
قييم المعلمة	الحالة الثالثة عندما تتعرض (β_2) الى تغيرات دائمة عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	155.790	155.790	56.257
0.25	4240.32	4268.25	188.35
0.5	32372.1	32372.1	190.98
0.75	65042.3	65742.2	299.54

0.9	67204.2	66214.3	384.35
قييم المعلمة	الحالة الرابعة عندما تتعرض (β_0, β_1) الى تغيرات دائمية عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	155.650	155.660	52.34
0.25	1561.23	1520.33	175.5
0.5	13867.4	13362.5	187.59
0.75	19500.8	19500.8	301.5
0.9	28687.5	28687.1	355.8
قييم المعلمة	الحالة الخامسة عندما تتعرض (β_0, β_2) الى تغيرات دائمية عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	156.213	156.213	59.12
0.25	4147.23	4107.33	168.54
0.5	32284.8	30084.2	195.1
0.75	67345.3	67312.3	285.25
0.9	75930.9	75922.2	354.3
قييم المعلمة	الحالة السادسة عندما تتعرض (β_1, β_2) الى تغيرات دائمية عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	156.136	156.136	58.9
0.25	3294.57	4260.44	155.96
0.5	30125.7	39061.9	162.9
0.75	81363.7	81133.7	298.59
0.9	89065.0	88220.2	300.9
قييم المعلمة	الحالة السابعة عندما تتعرض $(\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ الى تغيرات دائمية عشوائية		
φ	OLS	GLS	ADR
0.01	156.063	156.562	54.3
0.25	4310.98	4339.88	145.6
0.5	40206.1	40103.9	157.5
0.75	84046.2	84021.1	212.7
0.9	94573.7	94176.2	257.365

الاستنتاجات :

- 1- من خلال ملاحظة الجدولين (2) و (3) نجد أن طريقة الانحدار المكيف متوفقة تفوقاً واضحاً على كل من طريقتي المربعات الصغرى الاعتيادية والعمامة في جميع الحالات الخاصة بتغيير معلمات النموذج ولجميع قيم (φ) .

2- وجود تقارب كبير بين كفاءة كل من طريقتي المربعات الصغرى والعمامة عندما ($\varphi = 0.01$) .

3- يمكن الاعتماد على قيمة ($\varphi = 0.25$) في تقدير معلمات جميع الطائق عندما تتغير قيمة معلمة المقطع (β_0) مع الزمن وذلك لاعطائها متوسط مربعات خطأ قليل نسبياً قياساً بنتائج الحالات الأخرى .

4- يمكن الاعتماد على قيمة ($\varphi = 0.01$) في تقدير معلمات جميع الطائق المعتمدة عندما تتغير قيمة المعلمة (المعالم) (β_1 ، β_2) ،
 β_0 and β_2 ، β_0 and β_1) أو (β_1 and β_2) مع الزمن وذلك لاعطائها متوسط مربعات خطأ قليل نسبياً قياساً بنتائج الحالات الأخرى .

الوصيات :

1- عند حدوث حالة تغير المعلمة او المعلم مع الزمن نوصي بضرورة استخدام اسلوب الانحدار المكيف لتقدير معلمات النموذج .

2- بشكل عام يمكن الاعتماد على قيمة ($\varphi = 0.75$) في إيجاد مقدرات الانحدار المكيف وعند اية حالة من الحالات .

المصادر :

- 1 - العكاش،صفوان ناظم راشد ،(2006)" مقارنة بين قيم معامل الارتباط الذاتي (ρ) في تقدير المعلومات بطريقة المربعات الصغرى العامة" ، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية ،جامعة الموصل .
- 2- كاظم ، أمرى هادي و مسلم ، باسم شلبيه ، (2002) " القياس الاقتصادي المتقدم النظرية والتطبيق " ، دار الكتب والوثائق ،جامعة بغداد .
- 3-Box, G.E.P. and Tiao ;(1973);"Bayesian Inference in Statistical Analysis",Addison Wesly Publishing Company, California, London.
- 4-Chrishtopher,Z.M.;(1997);"Monte Carlo Simulation", SAGE publications, New Delhi .
- 5-Cooley, T. and Prescott ;(1973);"Adaptive Regression Model", International Economic Review , Vol.(2) No.(14) pp.364-371.
- 6- _____ ;(1976);" Estimation in the presence of Stochastic parameters variation", Econometrica, Vol. (44), No.(1) pp.167-184.
- 7- _____ ;(1982);" Systematic (Non-Random) Variation Models Varying Parameter Regrssion",A theory and Some Application, Annals of Economic and Social Measurement, Vol. (2), No.(4) pp.463-473.