DOI: https://doi.org/10.31272/jae.i143.1192
Available online at: https://admics.uomustansiriyah.edu.iq/index.php/admeco

مجلة الادارة والاقتصاد
Journal of Administration & Economics

Mustansiriyah University
College of Administration & Economics

P-ISSN: 1813 - 6729
E-ISSN: 2707-1359

مقارنة الطرائق اللامعلمية في تقدير انموذج المعاملات المتغيرة باستعمال انحدار الشريحة الحصين

ساره جابر حسن
الاحصاء، الكلية: الإدارة والاقتصاد، الجامعة: المستنصرية، المدينة والدولة: العراق - بغداد
Email: sara.jaber@uomustansiriyah.edu.iq,

حسام عبد الرزاق رشيد
الاحصاء، الكلية: الإدارة والاقتصاد، الجامعة: المستنصرية، المدينة والدولة: العراق - بغداد
Email: husamstat@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID:\ https://orcid.org/0000-0002-5418-9561

المستخلص

في هذا البحث تم استخدام الطريقة اللامعلمية الحصينة لتقدير أ نموذج المعاملات المتغيرة Varying Coefficient Models(VCM) ومن ثم المقارنة هذه الطرائق بالاعتماد على معيار المقارنة MSE اذ تم استعمال احجام عينات ومستويات تباين ونسب تلوث مختلفة ونموذجين مختلفين وهذه الطريقة تمثلت بطريقتين:

Regression Spline-M-Estimation(RS-M)

Regression Spline-S -Estimation(RS-S

وأثبتت النتائج في الجانب التجريبي ملاحظة ان هنالك تقارب لطريقة (Rs-MM,Rs-M) مع تفوق بسيط لطريقة (RS-MM) لامتلاكها اقل معدل (MSE) في تجربة 27 من اصل 36 تجربة في حالة احجام العينات وعند مستويات تباين مختلفة .

معلومات البحث

تواريخ البحث:

تاريخ تقديم البحث: 14 / 1 / 2024
تاريخ قبول النشر: 8 / 2 / 2024
عدد صفحات البحث 17 – 24

الكلمات المفتاحية:
نموذج المعاملات المتغيرة (VCM)، طريقة أنحدار الشريحة (RS)، طريقة تقدير (M)، طريقة تقدير (S)، طريقة تقدير(MM) .

المراسلة:
أسم الباحث: ساره جابر حسن
Email: sarah.jaber@uomustansiriyah.edu.iq

1. المقدمة

يعد أنموذج المعاملات المتغيرة (varying coefficient models(VCM)) بديلا عن النماذج التجمعية كما انها تعد توسيع لامعلمي لنماذج الانحدار الخطية، على عكس النماذج المعلمية التي تهمل الطبيعة الديناميكية للعلاقات بين المتغيرات إذ ان نماذج المعاملات المتغيرة (VCM) تسمح لنماذج المعاملات الانموذجية بالتغير اعتماداً على متغيرات مستقلة معينة وبالتالي تمكنها من استكشاف الأنماط الديناميكية التي تتصف بها البيانات وتمثيل العلاقات بشكل جيد وكفوء. وان نماذج المعاملات المتغيرة (VCM) تطبيقات واسعه في العديد من المجالات الحياتية والاقتصادية والاجتماعية وغيرها.

وفي حالة وجود القيم الشاذة في البيانات يصبح من الصعوبة الحصول على نتائج دقيقة لتقدير معالم الانموذج بالطرائق الاعتيادية لذلك سوف نلجأ إلى الطرائق الحصينة للتقدير وهي (طريقة MM،طريقهM ، طريقه S) وتوظيفها مع الطريقة اللامعلمية المستخدمة في تقدير نماذج المعاملات المتغيرة.

2. هدف البحث

يهدف البحث إلى مقارنة وتقدير انموذج المعاملات المتغيرة باستعمال طرائق التقدير اللامعلمية الحصينة في حاله وجود قيم شاذه والطريقة التي تم توظيفها لتقدير الانموذج هي طريقه انحدار الشريحة Regression Spline method(RS).

3. أنموذج المعاملات المتغيرة ((Varying Coefficient Models(VCM))

أن أنموذج المعاملات المتغيرة(Varying Coefficient Models(VCM)) تعد من النماذج التي تعد في الوقت الحاضر من اكثر الاساليب استخداما حيث تغلب عليها اسلوب النماذج المعلمية والنماذج اللامعلمية وتكون صيغة كالاتي[1,7]:

$$Y_i = \sum_{j=1}^{L} B_j(Z_i)X_{ij} + \epsilon_i \qquad i=1,2,...,n \qquad (1)$$

أذ ان: $i=1,2,\dots,n, y_i$ يمثل متغير قيم الاستجابة وان x_{ij} تمثل المتغيرات التوضيحية $B_j(Z_i)$ $j=1,2,\dots,L, L=g+1$ g عدد المتغيرات يمثل معاملات المتغيرات التوضيحية في معادلة الانحدار اعلاه وهي دالة للمتغير التوضيحي Z . وليست ثابتة وان ϵ_i يمثل متغير الخطأ العشوائي بمتوسط يساوي صفراً وتباين يساوي σ^2. من الانموذج (1) نلاحظ ان المتغيرات Z تؤثر على المعاملات مما يؤدي الى جعلها ذات قيم متغيرة وليست ثابتة ،ومن خلال اعتماد هذه المعاملات على المتغيرات Z نجد انها تؤدي الى حالة خاصة من التفاعل بين المتغير Z والمتغير التفسيري X. ان الانموذج (1) تعد من النماذج الديناميكية التي تتمتع بالمرونة في النمذجة ،وبالاعتماد الهيكلية الخطية والتجميعية وبعض الخوارزميات يمكن ان نتجنب ما يعرف بمشكله الابعاد (curse of Dimensionality) والتي تحدث عندما يكون لدينا اكثر من متغير توضيحي واحد يؤثر في المعاملات المتغيرة التوضيحية الاخرى[5].

4. طريقة انحدار الشريحة Regression Spline method(RS)

في انحدار الشرائح يتم تقسيم نطاق قيم المتغير Z متمثلا بالفترة[a , b] على مجموعة من المواقع المعروفة باسم العقد يشار إليها بالأتي[3,4]:

$$\mathcal{K}_1, \mathcal{K}_2, \dots, \mathcal{K}_{k-1}, \mathcal{K}_k \qquad (2)$$

والتي يتم ترتيبها بترتيب تصاعديا، $a=\mathcal{K}_1 < \mathcal{K}_2 < \cdots < \mathcal{K}_k = b$ ،اعتمادا على تلك العقد ودرجة متعدد الحدود P يمكن تحديد دوال أساس قوة القطع (Truncated Power Basis Functions) التي تكتب كالاتي:

$$1, z, z^2, \dots, z^p, (z-\mathcal{K}_1)_+^p, \dots, (z-\mathcal{K}_k)_+^p \qquad (3)$$

وتفسير الاشارة الموجبة بحسب المؤشر الأتي :

$$(z-\mathcal{K}_r)_+^p = \begin{cases} (z-\mathcal{K}_r)^p & \text{if } z-\mathcal{K}_r \geq 0 \\ 0 & \text{if } z-\mathcal{K}_r \leq 0 \end{cases} \qquad (4)$$

وان $\mathcal{K}_r, r=1,2,\dots,K$ تعرف بالعقد الداخلية، وتقسم هذه العقد الفتره [a, b]الى فترات جزئية (او الجوار الموضعي)، ويمكن التعبير عن تلك الفترات الجزئية بالفترة شبة المغلقة الاتية $[\mathcal{K}_{r-1}, \mathcal{K}_r)$ $r=1,2,\dots,K$ اذ تم استخدام تقريب متعدد الحدود (Polynomial) لدرجة محددة مسبقا p داخل اي عقدتين متجاورتين $\{\mathcal{K}_r, \mathcal{K}_{r-1}; r=1,2,\dots,K\}$ وربطها معا عند العقدة بشكل صحيح . اذ ان اول p+1 تمثل متعدد حدود من الدرجة p، اما بقية الحدود فيعتمد عددها على عدد العقد . والتي تمثل دوال شريحة الأساس (Power Basis Functions). ويعتمد عددها على العقد المتاحة. اذا افترضنا ان $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{p+k+1}$ انها معاملات دوال أساس قوة القطع ومتعدد الحدود ويمكن كتابة دالة انحدار الشريحة بالمعادلة الاتية:

$$B_j(Z_i) = \sum_{s=0}^{p} \beta_s Z^s + \sum_{r=1}^{k} \beta_r (Z-\mathcal{K}_r)_+^p \qquad (5)$$

وان $\beta_s, S=0,1,\dots,p$ تمثل معاملات متعدد الحدود من الدرجة P وان $\beta_r, r=1,2,..,k$ تمثل معاملات دوال شريحة الاساس .نظرا لأن تسمية انحدار الشريحة مرتبطة بدرجة متعدد الحدود p ، لذلك إذا كانت p=1 تسمى انحدار الشريحة الخطية (Linear), ولكن إذا كانت p=2 تسمى انحدار الشريحة التربيعية (Quadratic), واذا كانت p=3 تسمى انحدار الشريحة التكعيبية (Cubic), ويمكن كتابة مصفوفة التصميم لا نموذج المعاملات المتغيرة ذات سعة $n \times (p+k+1)L$ كما يأتي :-

$$X = \begin{bmatrix} x_1^T & z_1x_1^T & \dots & z_1^p x_1^T & (z_1-\kappa_1)_+^p x_1^T & \dots & (z_1-\kappa_K)_+^p x_1^T \\ x_2^T & z_2x_2^T & \cdots & z_2^p x_2^T & (z_2-\kappa_2)_2^p x_2^T & \dots & (z_2-\kappa_K)_+^p x_2^T \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_n^T & z_nx_n^T & \dots & z_n^p x_n^T & (z_n-\kappa_n)_+^p x_n^T & \dots & (z_n-\kappa_K)_+^p x_n^T \end{bmatrix} \qquad (6)$$

وان $\{x_i; i=1,2,\dots,n\}$ تكتب وفاقاً لعدد المتغيرات التوضيحية كما يأتي:

$$x_i = [x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iL}]^T \qquad (7)$$

وان β هو متجه معاملات دوال اساس قوة القطع ذي سعة $((p+k+1)L) \times 1$ ويكتب كما يأتي:

$$\beta=[\beta_0^T, \beta_p^T,\beta_{p+1}^T,\ldots,\beta_{p+k}^T]^T \quad (8)$$

وان $m=p+k+1\{ \beta_q; q=0,1,\ldots,m\}$ تكتب لعدد المتغيرات التوضيحية كما يأتي:

$$\beta_q=[\beta_q,\beta_{q2},\ldots,\beta_{qL}]^T \quad (9)$$

ويمكن إعادة كتابة دالة معاملات الانموذج المتغيرة بصيغة المصفوفات كما يأتي:

$$\sum B_j(Z_i)X_{ij}= X\ \beta \quad (10)$$

واعتمادا على معيار المربعات الصغرى الاعتيادية (Ordinary Least Square (OLS)) والمبين كالاتي

$$\min_\beta(y-X\beta)'(y-X\beta) \quad (11)$$

يمكن الحصول على تقدير المربعات الصغرى لمتجه معاملات دوال اساس قوة القطع وفق الصيغة الاتية:

$$\hat{\beta}=(X^TX)^{-1}X^TY \quad (12)$$

اذ ان يمثل $y= [y_1, y_2, \ldots, y_n]^T$ متجه لقيم الاستجابة بالدرجة $n\times 1$، ومن تقدير معاملات دوال اساس قوة القطع اونحصل على تقدير انموذج المعاملات المتغيرة و كما يأتي:

$$\begin{aligned}\sum \hat{B}_j(Z_i)X_{ij} &= X\ \hat{\beta} \\ &= X\,(X^TX)^{-1}X^T y\end{aligned} \quad (13)$$

5. خوارزمية (M-Estimate) لتقدير أنموذج المعاملات المتغيرة (VCM)

1. يتم تحديد قيمة ابتدائية للدالة $B(Z_i)$ ويمكن اعتماد تقدير (Regression Spline (RS)) من خلال الصيغة المعادلة رقم (12) [8].
2. نجد البواقي (Residuals) من خلال الصيغة الاتية

$$r_i=y_i-\hat{y}_i \quad (14)$$

3. أحسب القيمة $\hat{\sigma}_i=1.4826$ MAD
4. حساب القيمة $u_i=\frac{r_i}{\hat{\sigma}_t}$
5. حساب قيمة الوزن (Weighted)

$$w_i=\begin{cases}[1-(\frac{u_i}{4.685})^2]^2 & |u_i|\le 4.685\\ 0 & |u_i|>4.685\end{cases} \quad (15)$$

6. حساب $\hat{\beta}_M$ باستخدام طريقة (Weighted Least Square (WLS)) مع الاوزان من خلال الصيغ التالية وحسب طريقة Regression Spline (RS) :

$$\hat{\beta}_M=(\acute{X}WX)^{-1}\acute{X}Wy \quad (16)$$

و(W) هي مصفوفة قطرية ذات بُعد $(n*n)$ وعناصر قطرها الرئيسي تمثل الاوزان $w(r_i)$.

7. كرر الخطوات من 3 الى 6 للحصول على قيمة متقاربة $\hat{\beta}_M$.
8. اختبار لتحديد ما إذا كانت المتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على متغير التابع.

6. خوارزمية (S-Estimate) لتقدير أنموذج المعاملات المتغيرة (VCM)

1. يتم تحديد قيمة ابتدائية للدالة $B(Z_i)$ ويمكن اعتماد تقدير (Regression Spline (RS)) من خلال الصيغة المعادلة رقم (12) [2].
2. نجد البواقي (Residuals) من خلال الصيغة المعادلة رقم (14).
3. أحسب القيمة $\hat{\sigma}_i$ [6]:

$$\hat{\sigma}_i=\begin{cases}\frac{\text{median}|e_i-\text{median}e_i|}{0.6745} & \text{iteration}=1\\ \sqrt{1/_{nK}\sum_{i=1}^{n} W_i r_i^2} & \text{iteration}>1\end{cases} \quad (17)$$

4. حساب القيمة $u_i = \frac{r_i}{\hat{\sigma}_t}$
5. حساب القيمة الوزن (Weightedأ)[8] :

أ- دالة الوزن (Tukey's Bi square)

$$w_i = \begin{cases} \begin{cases} \left(1-\left(\frac{u_i}{c}\right)^2\right)^2 & , \quad |u_i| \le c \\ 0 & , \quad |u_i| > c \end{cases} & , \quad \text{if iteration} = 1 \\ \frac{\rho}{(u_i)^2} & , \quad \text{if iteration} > 1 \end{cases} \tag{18}$$

ب- داله الوزن Huber

$$w_i = \begin{cases} \begin{cases} 1 & , \ |u_i| \le c \\ \frac{c}{|u_i|} & , \ |u_i| > c \end{cases} & , \ \text{if iteration} = 1 \\ \frac{\rho}{(u_i)^2} & , \ \text{if iteration} > 1 \end{cases} \tag{19}$$

6. حساب $\hat{B}_s$ باستخدام طريقة ((Weighted Least Square (WLS)) مع الاوزان من خلال الصيغة (16) وحسب طريقة Regression Spline. (RS)
7. كرر الخطوات من 3 الى 6 للحصول على قيمة متقاربة $\hat{B}_s$
8. اختبار لتحديد ما إذا كانت المتغيرات المستقلة لها تأثيراً كبيراً على متغير التابعة.

7. خوارزمية (MM-Estimate) لتقدير أنموذج المعاملات المتغيرة (VCM)

1. يتم تحديد قيمة ابتدائية للدالة $B(Z_i)$ويمكن اعتماد تقدير ((Regression Spline (RS)) من خلال الصيغة المعادلة (12)[2].
2. نجد البواقي (Residuals) من خلال الصيغة المعادلة رقم (14).
3. أحسب القيمة $\hat{\sigma}_1 = \hat{\sigma}_{sn}$
4. حساب القيمة $u_i = \frac{r_i}{\hat{\sigma}_t}$
5. حساب قيمة الوزن (Weightedأ)[8] :

أ- داله الوزن(Turkey's Bisquar) وتحسب وفق الصيغة الاتية:

$$w_i = \begin{cases} \left(1-\left(\frac{u_i}{4.685}\right)^2\right)^2 & , \quad |u_i| \le 4.685 \\ 0 & , \quad |u_i| > 4.685 \end{cases} \tag{20}$$

ب- دالة الوزن (Huber) وتحسب وفق الصيغة الآتية:

$$w_i = \begin{cases} 1 & , \quad |u_i| < 1.345 \\ \frac{1.345}{|u_i|} & , \quad |u_i| \ge 1.345 \end{cases} \tag{21}$$

6. حساب $\hat{B}_{MM}$ باستخدام طريقة ((Weighted Least Square (WLS)) مع الاوزان من خلال الصيغ (16) وحسب طريقة Regression Spline.(RS)
7. كرر الخطوات من 3 الى 6 للحصول على قيمة متقاربة $\hat{B}_{MM}$.
8. اختبار لتحديد ما إذا كانت المتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على متغير التابع.

8. الجانب التجريبي

تم تنفيذ تجارب المحاكاة تم الاعتماد على ثلاث حجوم للعينات صغيرة ومتوسطة وكبيرة كالاتي (n_3=250, n_2=100, n_1=50) وذلك لتوليد البيانات التي تخص بالمتغيرات العشوائية المتضمنة في أنموذج المعاملات المتغيرة (VCM) اذ تم تكرار التجربة 1000مرة لكي يتم الحصول على بيانات متسقة، لقد تم الاعتماد على دوال رياضية مختلفة لتمثيل المعاملات المتغيرة للمتغير الاستجابة أذ تم اخذ الصيغة الخطية واللاخطية في تلك دوال لكي يتلائم طبيعة البيانات ويمكن تلخيص عملية المحاكاة كالاتي:

يتضمن تنفيذ تجارب المحاكاة لنموذج المعاملات المتغيرة كتابة دالتين بلغة MATLAB:

1-توليد المتغير التوضيحي x بحيث يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وتباين ثابت1 $\sigma^2 =$.

2-توليد متغير z الذي تعتمد عليه المعاملات المتغيرة بحيث يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وتباين ثابت1 $\sigma_n^2 =$.

3-توليد المتغير العشوائي ∈ بحيث يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وقد تناول بثلاث مستويات للتباين (0.1,2.5,3.5).

4-المتغير الاستجابة yويتم توليده من خلال النماذج المستخدمة في المحاكاة وذلك باستخدام المتغير التوضيحيx والذي تم توليدها في الفقرة 1، ومتغيرz الذي تم توليدها في الفقرة2، مضافاً الأخطاء العشوائي∈ ولجميع مستويات في أنموذج المعاملات المتغيرة

ولكل من مستويـات الانحراف المعياري التي تم ذكرها في الفقرة3، لكل مستويات التلويث وكذلك أنموذج من انموذجين المعاملات المتغيرة.

نموذج خطي $B(z)=2* Z$

نموذج غير خطي $B(z)=2*\sin(pi*z)$

5-في هذه المرحلة سيتم تقدير نموذج المعاملات المتغيرة على وفق الطريقه الواردة في الجانب النظري حيث سنرمز لطريقة انحدار الشريحة (Regression Spline) بالرمز (RS)

6-ايجاد معيار متوسط الخطأ (MSE) مع أسلوب انحدار الشريحة (Regression Spline).

7-بعد ذلك يتم ايجاد أي من الطريقتين الواردة افضليتها في التقدير وذلك بحسب اقل قيمة يسجلها معيار المقارنة (MSE) بعد تكرارات (1000).

1.8 نتائج المحاكاة

الجدول (1): تمثل نتائج المحاكاة الانموذج الأول لطريقة انحدار الشريحة (نسبة التلوث 10%)

حجم العينات	Σ	RS_M	RS_S	RS_MM
50	0.1	0.632465145	1.248360577	0.993422838
	2.5	0.644988020	1.251755133	0.552349498
	3.5	0.629037629	1.248385919	0.436525665
100	0.1	0.553872176	1.114625553	0.937063961
	2.5	0.555387678	1.120587767	0.558301774
	3.5	0.55297616	1.112197077	0.442585043
250	0.1	0.519493086	1.041987017	0.909767858
	2.5	0.520337118	1.040772191	0.554915073
	3.5	0.518716507	1.041638717	0.446403516

الجدول(2): تمثل نتائج المحاكاة الانموذج الأول لطريقة انحدار الشريحة (نسبة التلوث 20%)

حجم العينات	σ	RS_M	RS_S	RS_MM
50	0.1	0.46273503	1.650383337	1.008373545
	2.5	0.481319223	1.663215952	0.322800352
	3.5	0.457151835	1.658999102	0.208005783
100	0.1	0.324341145	1.258309487	0.881702718
	2.5	0.326848217	1.273706409	0.318460742
	3.5	0.321958639	1.253628608	0.202866949
250	0.1	0.276237651	1.087646374	0.828218572
	2.5	0.2765372	1.084805612	0.310190206
	3.5	0.275212585	1.086835177	0.202131522

الجدول(3) : تمثل نتائج المحاكاة الانموذج الثاني لطريقة انحدار الشريحة (نسبة التلوث 10%)

حجم العينات	Σ	RS_M	RS_S	RS_MM

50	0.1	1.247336996	1.112041539	0.868587156
	2.5	1.248430667	1.109965285	0.291420474
	3.5	1.254468958	1.111965913	0.187312517
100	0.1	1.104345127	1.050096974	0.825980648
	2.5	1.101017866	1.052164437	0.300321361
	3.5	1.113328653	1.048873404	0.190249216
250	0.1	1.046857442	1.020830707	0.809391822
	2.5	1.046771146	1.020563058	0.301888247
	3.5	1.046379346	1.021059826	0.194910909

الجدول(4): تمثل نتائج المحاكاة الانموذج الثاني لطريقة انحدار الشريحة (نسبة التلوث 20%)

حجم العينات	Σ	RS_M	RS_S	RS_MM
50	0.1	1.782195276	1.249907838	0.771346701
	2.5	1.800583632	1.247222387	0.099537253
	3.5	1.834453176	1.250304611	0.045535822
100	0.1	1.291702691	1.105787698	0.686226708
	2.5	1.27869003	1.110102097	0.096563248
	3.5	1.31264544	1.102529135	0.041137209
250	0.1	1.116951205	1.042556199	0.655960417
	2.5	1.118409962	1.041949738	0.093766073
	3.5	1.117151984	1.04301571	0.039978417

2.8 ملخص مقارنة طرائق التقدير الحصينة لانموذج المعاملات المتغيرة

الجدول (5): مقارنة بين الطرائق التقدير الحصينة المستخدمة في تقدير نموذج المعاملات المتغيرة

		النماذج		المجموع
		الأول	الثاني	
الطرائق	**RS_M**	9	0	9
	RS_S	0	0	0
	RS_MM	9	18	27
المجموع		18	18	36

9. الاستنتاجات

على ضوء ما تم التوصل إليه من نتائج في الجانب التجريبي نلاحظ ان هنالك تقارب لطريقة (Rs-MM,Rs-M) مع تفوق بسيط لطريقة (RS-MM) لامتلاكها اقل معدل (MSE) في تجربة27 من أصل 36 تجربة. حيث سجلت طريقة التقدير الحصينة (RS-MM) كأفضل طريقة تقدير للانموذجين المستعملة مقارنة مع طريقة التقدير (RS-S) وطريقة التقدير التي لم يتم استعمال التحصين فيها للانموذجين وجميع حجوم العينات ومستويات الانحراف المعياري.

مصادر

[1] رشيد، حسام عبد الرزاق (2015)، الطرائق اللامعلمية في تقدير المعاملات المتغيرة (دراسة مقارنه)، مجلة الإدارة والاقتصاد، المجلد 33، العدد104، ص 264-272.

[2] Almetwally, E, M., & Almongy, H. (2018)."Comparison between M estimation, S estimation, and MM estimation methods of robust estimation with application and simulation". International Journal of Mathematical Archive,9(11),1-9, pp.55-63.

[3] Eubank, R.L. (1988). "Spline Smoothing and Nonparametric Regression "Marcel Dekker. New York.

[4] Eubank, R.L (1999). "Nonparametric Regression and Spline Smoothing .“Marcel Dekker. New York.

[5] Fan, J. and Zhang, W. (1999)."Statistical estimation in varying coefficient models"Ann. Statist. 27 pp.1491-1518.

[6] Susanti, Y., Pratiwi, H., Sulistijowati, S., & Liana, T. (2014)."M Estimation, S Estimation, and MM Estimation in Robust Regression. International Journal of Pure and Applied Mathematics, " Vol. 91(No. 3), pp. 349-360. doi: http://dx.doi.org/10.12732/ijpam.v91i3.7.

[7] Senturk, D. and Muller, H.G. (2008)."Generalized Varying coefficient models for longitudinal data", Biometrika, vol.95, lss.3, pp.653-666.

[8] Wu, H. and Zhang, J., (2006), "Nonparametric regression methods for longitudinal data analysis: Mixed-Effects modeling approaches", John Wiley & Sons, New Jersey.

Vol . (49) \ No . 143\ june \ Year 2024

DOI: https://doi.org/10.31272/jae.i143.1192
Available online at: https://admics.uomustansiriyah.edu.iq/index.php/admeco

Journal of Administration & Economics

Mustansiriyah University
College of Administration & Economics

P-ISSN: 1813 - 6729

E- ISSN: 2707-1359

Comparison of Nonparametric Methods for Estimating Varying Coefficients Model via Robust Regression Spline

Sarah Jaber Hassan
Department: Statistics, Faculty: Administration and Economics, University: Mustansiriyah, City and Country: Iraq-Baghdad
Email: sara.jaber@uomustansiriyah.edu.iq,
Husam A. Rasheed
Department: Statistics, Faculty: Administration and conomics, University: Mustansiriyah, City and Country: Iraq-Baghdad
Email: husamstat@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID:\ https://orcid.org/0000-0002-5418-9561

Article Information

Article History:
Received: 14 /1 / 2024
Accepted: 8 / 2 / 2024
Available Online: 22 / 7 / 2024
Page on. 17 - 24

Keywords:
Varying Coefficient Models (VCM) . Regression Spline Method (RS) . M-estimate Method , S-estimate Method , MM-estimate Mothed

Correspondence:
Researcher name: Sarah Jaber Hassan
Email: sarah.jaber@uomustansiriyah.edu.iq

Abstract

In this research, the robust non-parametric method was used to estimate the Varying Coefficient Models (VCM) and then to compare the results on the experimental side. It is reported that there is a convergence of the method (Rs-MM, Rs-M) with a slight superiority of the method (RS-MM) because it has the lowest average (MSE). in 27 out of 36 experiments in the case of sample sizes and at different contrast levels.