

# مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

د. بشار عبد العزيز الطالب / قسم الاحصاء والمعلوماتية / كلية علوم الحاسوب والرياضيات  
/ جامعة الموصل  
الباحث / صالح مؤيد شاكر البقال / قسم الاحصاء والمعلوماتية / كلية علوم الحاسوب  
والرياضيات / جامعة الموصل

تاريخ التقديم: 2016/3/8

تاريخ القبول: 2016/4/4

## المستخلص

تم في هذا البحث تناول بعض مقاييس حجم التأثير، والتي يستفاد منها في العديد من عمليات التقدير للتأثيرات المباشرة وعلاقتها بالتأثيرات الغير المباشرة او التأثيرات الكلية. كما تم اقتراح خوارزمية لحساب مقياس مقترح لحجم التأثير والذي يمثل النسبة للتأثير المباشر على تأثير المعلمة المقدره باستخدام معادلة انحدار للمتغير التابع على المتغير التوسطي من دون استخدام للمتغير المستقل في النموذج. اذ توضح هذه الخوارزمية امكانية استخدام معادلة الانحدار هذه في تحليل الوساطة (Mediation Analysis)، حيث أن من المعتاد استخدام المتغير التوسطي والمتغير المستقل معاً عند انحدار المتغير التابع عليهما. كما تثبت هذه الخوارزمية مدى تأثير المعلمة المقدره لمعادلة الانحدار التي تحوي على المتغير التوسطي فقط على التاثير المباشر. كما تم استخدام اسلوب الحرف الحصين المقترح من قبل (Askin and Montgomery,1980) في التحليل التوسطي كأسلوب مقترح من حيث استخدامه في التحليل التوسطي من اجل التغلب على التداخل الخطي الموجود ضمناً في التحليل التوسطي فضلاً عن حل مشكلة وجود قيم شاردة في البيانات. وقد تم ايضاح ذلك من خلال بيانات مولدة وبيانات حقيقية.

**المصطلحات الرئيسية للبحث /** تحليل الوساطة، مقاييس حجم التأثير، اسلوب الحرف الحصين، الانحدار الحصين.



مجلة العلوم

الاقتصادية والإدارية

العدد 98 المجلد 23

الصفحات 430-452

\*البحث مستل من رسالة ماجستير



## 1-التعريف بالبحث

### 1-1 المقدمة

اصبح الاهتمام بتحليل الوساطة (Mediation Analysis) متزايداً في الفترة الاخيرة وذلك لان هذا التحليل يوضح الية العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. إن تحليل الوساطة يركز اهتمامه على تحديد التأثير التوسطي والذي يمثل انتقال التأثير من المتغير المستقل إلى المتغير التوسطي والذي بدوره ينقل التأثير إلى المتغير التابع في النماذج التكرارية ذات المتغير التوسطي الواحد. ويرمز للمتغير التوسطي بالرمز  $M$ ، وهذا المتغير يتوسط العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع (Mackinnon,2004). ويمكن توضيح عملية الوساطة بيانياً بالمخطط التوضيحي التالي:



الشكل(1): شكل يوضح عملية الوساطة

### 1-1-1 مشكلة البحث

تتمثل مشكلة البحث في احتواء نماذج التحليل التوسطي على قيم شاردة في المتغيرات سواء كانت متغيرات تنبؤية او متغير تابع او في جميع المتغيرات في الوقت نفسه، كما أن نماذج التحليل التوسطي بحكم تركيبها نماذجها تعاني ضمناً من مشكلة التداخل الخطي بين المتغير التوسطي والمتغير التنبؤي.

### 1-1-2 هدف البحث

هدف هذا البحث هو اقتراح مقياس لحجم التأثير يوضح النسبة بين التأثير المباشر المتمثل بالمعلمة  $c'$  وبين التأثير بين المتغير التوسطي والمتغير التابع المتمثل بالمعلمة  $d$ . واستخدام اسلوب الحرف الحصين في هذا المقياس من اجل معالجة القيم الشاردة والتداخل الخطي بين المتغيرات ومقارنة النتائج مع اسلوب المربعات الصغرى و اظهار مدى كفاءة اسلوب الحرف الحصين المقترح استخداماً في تحليل الوساطة.

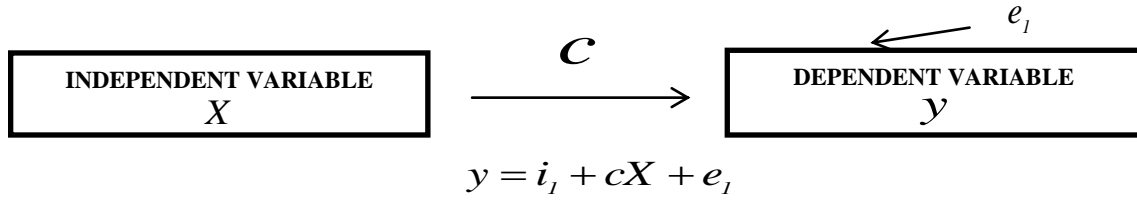
### 2-1 مخطط نموذج الوساطة

لإنجاز عملية تحليل الوساطة يتوجب في بادئ الامر توضيح النموذج التوسطي والذي يتم تحديده بشكل صحيح مسبقاً من حيث اتجاه العلاقة بين المتغيرات الثلاثة  $X$  و  $M$  و  $y$ . إذ يتم انجاز عملية الوساطة بالأسلوب التقليدي من خلال استخدام مقدرات المربعات الصغرى للنماذج وكما هو موضح في الشكل (1) والشكل (2) ادناه مع المعادلات المستخدمة للتقدير (Mackinnon et al.,2002) ان الشكل (2) ادناه يوضح نموذج انحدار اعتيادي يعبر عن ربط متغير مستقل  $X$  مع متغير تابع  $y$ . ويمكن ملاحظة أن هناك سهم واحد في الشكل يمثل كون  $X$  يستخدم للتنبؤ بقيم المتغير  $y$ . وقد تم اعطاء الرمز  $c$  للمسار من المتغير  $X$  إلى المتغير  $y$ . اما  $e_1$  فيمثل الجزء الغير مفسر في  $y$  من خلال علاقته مع المتغير  $X$ . كما ان الشكل يمثل نموذج التأثير الكلي، وذلك لأنه يمثل العلاقة الكلية بين  $X$  و  $y$  من دون ملاحظة المتغيرات الاخرى.

اما الشكل (3) ادناه فهو يمثل نموذج وساطة، حيث أن المتغير المستقل  $X$  يرتبط بالمتغير التوسطي  $M$  والذي بدوره يرتبط بالمتغير التابع  $y$ . إذ ان الشكل يمثل نموذج المتغير الثالث حيث هناك علاقة توسطية اساسية للمتغير  $X$  إلى المتغير  $M$  ثم إلى المتغير  $y$ . كما أن هناك علاقة للمتغير

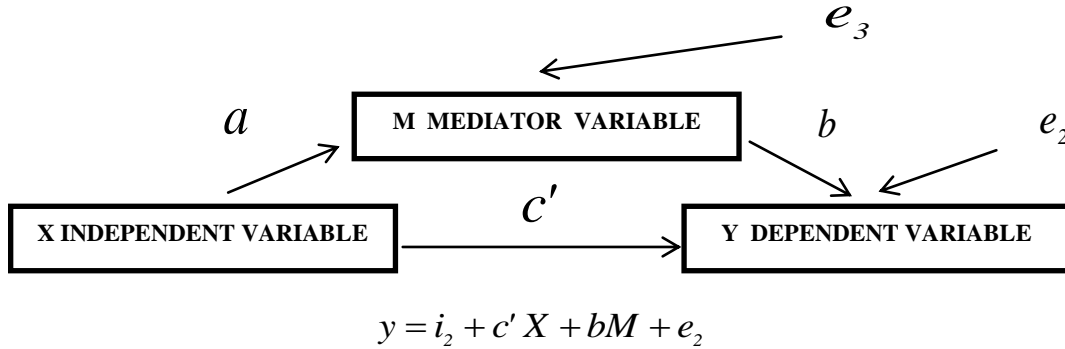


## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة



الشكل (2): شكل يوضح مخطط مسار معادلة نموذج الانحدار

للمتغير  $X$  مع المتغير  $y$  ولكن ليس من خلال  $M$  وهو يمثل التأثير المباشر من  $X$  إلى  $y$ . وكما في الشكل (2) فان الشكل (3) فيه مسارات أيضاً فالعلاقة المباشرة للمتغير  $X$  مع المتغير  $M$  والمتمثلة بالرمز  $a$  تم تمثيلها بالمسار الاول، اما المسار الثاني فهو المسار من المتغير  $M$  الى المتغير  $y$  والمتمثل بالرمز  $b$ . كذلك يوجد مسار اخر من المتغير  $X$  الى المتغير  $y$  والمتمثل بالرمز  $c'$ . كما يمكن ملاحظة أن علاقة  $X$  مع  $y$  معلمة بالعلامة (prime) فوق الحرف  $c$  كي تعكس التكيف للمتغير التوسطي في الشكل بينما لا يوجد هذا الرمز فوق المسار  $c$  في الشكل (2) وذلك لأنه لم يُكيف بالمتغير التوسطي  $M$ . اما الحد  $e_2$  فيمثل الجزء العائد للمتغير  $y$  الذي لم يتم تفسيره من قبل  $X$  و  $M$ . وهكذا للحد  $e_3$  الذي يمثل الجزء العائد للمتغير  $M$  الذي لم يفسر من خلال علاقته مع المتغير  $X$ .



الشكل (3): شكل يوضح مخطط مسار المعادلة للنموذج التوسطي

## 2-عملية الوساطة

### 1-2 معادلات الانحدار المستخدمة لتقييم الوساطة

في تقييم عملية الوساطة لنموذج وساطة بسيط يتم استخدام ثلاث معادلات انحدار، يمكن توضيحها بالصيغ التالية (Mackinnon et al.,2002):

$$y = i_1 + cX + e_1 \quad \dots \quad (1)$$

$$y = i_2 + c'X + bM + e_2 \quad \dots \quad (2)$$

$$M = i_3 + aX + e_3 \quad \dots \quad (3)$$



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

حيث أن  $y$  هو متغير معتمد، و  $X$  متغير مستقل و  $M$  متغير توسطي، كما ان  $c$  تمثل معلمة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع في المعادلة (1)، و  $c'$  تمثل المعلمة الرابطة للمتغير المستقل مع المتغير التابع والمكيفة بتأثير المتغير التوسطي، اما  $b$  فهي المعلمة الرابطة للمتغير التوسطي مع المتغير التابع المكيف بتأثير المتغير المستقل، اما  $a$  فهي المعلمة الرابطة للمتغير المستقل مع المتغير التوسطي، وان  $e_1, e_2, e_3$  تمثل الحدود الغير مفسرة في النماذج اعلاه على التوالي. وان  $i_1, i_2, i_3$  تمثل المقاطع (Intercepts).

### 2-2 التأثير التوسطي (التأثير الغير مباشر)

هنالك اسلوبين لقياس التأثيرات التوسطية في نماذج الانحدار والتي تستند على استخدام المعلمات  $a$  و  $b$  و  $c$  و  $c'$ . (1) يتمثل بحاصل الضرب  $ab$ . ولكون  $X$  تؤثر على  $y$  بشكل غير مباشر من خلال  $M$  فبذلك فان التأثير التوسطي (Mediated Effect) معروف ايضا كتأثير غير مباشر (indirect effect). (2) فيتمثل بحاصل الفرق  $c - c'$ . حيث ان  $c'$  تمثل التأثير المباشر والذي تم الحصول عليه من انحدار المتغير  $X$  على المتغير  $y$  بعد تعديل (adjustment) بالمتغير التوسطي  $M$ . ونتيجة لذلك فان التأثير الكلي يمكن أن يحلل إلى تأثير مباشر  $c'$  وتأثير غير مباشر  $ab$ .  $c = c' + ab$ . أن التبرير المنطقي وراء كمية الوساطة  $ab$  هي انها وساطة تعتمد على مدى كون المتغير المستقل يؤثر على المتغير التوسطي (المعلمة  $a$ )، والمدى للمتغير التوسطي الذي يؤثر بدوره على المتغير التابع (المعلمة  $b$ ). و تعكس الكمية  $ab$  كيف أن وحدة واحدة تتغير في  $X$  تؤثر على  $y$  بشكل غير مباشر من خلال  $M$ .

### 3-2 مقياس حجم التأثيرات للمسارات الفردية في تأثير الوساطة

#### أ- الارتباط الجزئي

أن مقياس حجم التأثير يمكن أن تحدد لكل مسار من مساري تأثير الوساطة، اللذان يتمثلان بالمسارين  $\hat{a}$  و  $\hat{b}$ . أن احد المقياس المستخدمة لقياس حجم التأثير هو معامل الارتباط. ومن خلال المعادلة (2) فإن الارتباط الجزئي بين المتغير التوسطي  $M$  والمتغير التابع  $y$  بثبات المتغير المستقل  $X$  هو الارتباط الجزئي للمعامل  $\hat{b}$  المتمثل بالمعادلة (4)، والارتباط الجزئي بين المتغير المستقل والمتغير التابع بثبات المتغير التوسطي فهو الارتباط الجزئي للمعامل  $c'$  المتمثل بالمعادلة (5) وكما يلي:

$$r_{YM.X} = \frac{r_{YM} - r_{XY} r_{XM}}{\sqrt{(1 - r_{XY}^2)(1 - r_{XM}^2)}} \quad \dots \quad (4)$$

$$r_{YX.M} = \frac{r_{XY} - r_{MY} r_{XM}}{\sqrt{(1 - r_{MY}^2)(1 - r_{XM}^2)}} \quad \dots \quad (5)$$

#### ب- معاملات الانحدار القياسية

هناك نوع اخر من مقياس حجم التأثيرات للمسارات الفردية وهو معامل الانحدار القياسي. والذي يمثل التغير في المتغير التابع بمقدار واحد انحراف معياري من التغير في المتغير المستقل. ان المعادلات التالية توضح صيغ لمعاملات الانحدار  $\hat{c}'$  و  $\hat{b}$  باستخدام الارتباطات والانحرافات القياسية بين  $X$  و  $M$  و  $y$  وكما يلي (Mackinnon, 2008):

$$c'_s = \frac{r_{XY} - r_{XM} r_{YM}}{1 - r_{XM}^2} \left( \frac{S_Y}{S_X} \right) \quad \dots \quad (6)$$



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

$$\hat{b}_s = \frac{r_{MY} - r_{XM} r_{XY}}{1 - r_{XM}^2} \left( \frac{S_Y}{S_M} \right) \quad \dots \quad (7)$$

ج- مقاييس حجم التأثير لتأثير الوساطة الكاملة

هناك مقاييس أخرى لتأثير الوساطة للنماذج التوسطية والتي تركز على مقياس واحد لتأثير الوساطة والذي هو  $\hat{ab}$  باعتباره وسيلة لقياس حجم التأثير لتأثير الوساطة العامة وهي كما يلي:

1- مقاييس تأثير الوساطة النسبية

المقياس الأول الذي سيتم تناوله هو مقياس النسبة  $(\hat{ab} / \hat{c})$  والذي يمثل حجم التأثير الغير مباشر من التأثير الكلي. حيث اقترح هذا المقياس من قبل (Alwin & Hauser, 1975). كما أن هناك مقياس ذي صلة وهو المقياس الذي اقترحه (Sobel, 1982) والذي يتم حسابه من الصيغة  $(\hat{ab} / \hat{c}')$  وهو مفيد لمقارنة التأثيرات المباشرة والغير مباشرة. كما أن هناك مقياس آخر تم اقتراحه من قبل (Buyse & Molenbrghs, 1998) والمتمثل بـ  $(\hat{c} / a)$  وهو يفسر تأثير المتغير المستقل  $X$  على المتغير  $M$  من حجم التأثير للمتغير  $X$  على المتغير  $y$ .

2- مقاييس  $R^2$

من مقاييس الوساطة النسبية مقياس  $R^2$  (R-Square Measures) (المعادلة (8)) الذي يتم حسابه لتحديد مقدار التباين في المتغير  $y$  الذي يفسره  $M$  الخاص بتأثير الوساطة.

$$R^2_{Y.M} = r^2_{YM} - (R^2_{Y.MX} - r^2_{YX}) \quad \dots \quad (8)$$

اما المعادلة (9) ادناه فتمثل مقياس النسبة، حيث أن مربع الارتباط بين  $X$  و  $M$  مضروب بمربع الارتباط الجزئي بين  $M$  و  $y$  بنتيبت تأثير المتغير  $X$  مقسوم على القيمة الكلية للتباين في  $y$  الموضح بـ  $X$  و  $M$ .

$$R^2_{proportion} = ((r^2_{MX})(r^2_{YM.X})) / (R^2_{Y.MX}) \quad \dots \quad (9)$$

اذ أن  $R^2_{Y.MX}$  هو معامل التحديد عند تحليل الانحدار للمتغير  $y$  على  $X$  و  $M$ .

3- مقاييس التأثير القياسي

أن مقياس التأثير القياسي (Standardized Effect Measures) هو أحد المقاييس لحجم التأثير والذي اقترحه (Cohen, 1988) لتحليل التباين الذي يعكس التأثير للوحدات القياسية، وهو عبارة عن نسبة تأثير الوساطة إلى الانحراف القياسي للمتغير  $y$  والموضح في المعادلة التالية:

$$Standardized_{\hat{ab}} = \frac{\hat{ab}}{S_Y} \quad \dots \quad (10)$$

أن هذا المقياس يشير إلى حجم  $\hat{ab}$  من حيث مستوى وحدات الانحراف في  $y$ .

4- فترات الثقة المحاذية للتأثيرات الغير مباشرة

أن تقدير تأثير الوساطة والخطأ القياسي له يمكن أن يستخدم لتكوين حدود الثقة لتأثير الوساطة. وتستخدم حدود الثقة بشكل واسع كونها تتضمن الخطأ في المقدر، وبالتالي توفر مدى من القيم الممكنة للتأثير بدلا من قيمة واحدة. وهناك توجه كبير جدا نحو ايجاد حدود الثقة لقيمة التأثير (Harlow et al., 1997)، والسبب في ذلك هو أن الباحثين يهتمون بملاحظة قيمة التأثير بالإضافة إلى المعنوية الاحصائية، كما ان حدود الثقة تمتلك تفسير احتمالي جيد. علماً أن حدود الثقة الواسعة تعني عدم الدقة في حساب قيمة التأثير (Krantz, 1999). وقد اقترح (Sobel, 1982) اشتقاق لتوزيع محاذي للتوزيع الطبيعي للتأثيرات الغير مباشرة للنماذج التكرارية.



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

ووضح أن التأثير الغير مباشر يمتلك توزيع محاذي إلى التوزيع الطبيعي ومن ثم استخدم طريقة دلنا لإيجاد التباينات للتأثيرات الغير مباشرة ومن ثم ايجاد حدود الثقة لهذه التأثيرات بشكل اسهل .  
د- مقياس مقترح لحجم التأثير

يتم في بحوث تحليل الوساطة استخدام المعادلات (1) و (2) واللذان يتم تقديرهما للحصول على المعلمات المقدرة  $\hat{a}$  و  $\hat{b}$  واللذان يتم من خلالهما حساب التأثير التوسطي المتمثل بـ  $\hat{a}\hat{b}$ . ولكن البحوث المتوفرة لم تتناول نموذج انحدار  $y$  على  $M$  في تحليل الوساطة، علماً أن نموذج انحدار  $y$  على  $M$  يتمثل بالمعادلة التالية:

$$y = i_4 + dM + e_4 \quad \dots \quad (11)$$

حيث أن  $d$  تمثل المعلمة التي توضح العلاقة بين المتغير التابع والمتغير التوسطي، وان  $e_4$  يمثل الجزء الغير مفسر في المتغير التابع، وان  $i_4$  يمثل حد القطع. أن المعلمة المقدرة  $\hat{d}$  سيكون لها حجم محدد من التأثير في العلاقة بين  $M$  و  $y$ ، وان زيادة حجم التأثير  $\hat{d}$  بثبات المعلمة المقدرة  $\hat{a}$  يقلل من التأثير المباشر  $\hat{c}'$ ، وليس فقط زيادة حجم التأثير  $\hat{b}$  بثبات المعلمة المقدرة  $\hat{a}$  هو الذي فقط يقلل من التأثير المباشر  $\hat{c}'$  كما تناولته العديد من بحوث التحليل التوسطي. لذا فقد تم في هذا البحث اقتراح مقياس لحجم التأثير والذي يحدد حجم التأثير للعلاقة بين المتغير التوسطي  $M$  والمتغير التابع  $y$  المتمثل بالمعلمة  $\hat{d}$  من التأثير المباشر  $\hat{c}'$ . وبصيغة رياضية فان هذا المقياس المقترح لحجم التأثير يأخذ الصيغة التالية:

$$r_1 = \frac{\hat{c}'}{\hat{d}} \quad \dots \quad (12)$$

أن هذا المقدر يقل بزيادة العلاقة بين  $M$  و  $y$  وذلك لأنه سوف يتم سحب جزء من التأثير المباشر بزيادة هذه العلاقة. اي أن النموذج (11) يمكن ايضاً اعتباره ضمن نماذج تحليل الوساطة، كما انه ومن خلال الصيغة اعلاه نلاحظ أن حجم التأثير المقترح يتأثر بشكل ثابت عند تغير قيمة المعلمة المقدرة  $\hat{d}$  التي تمثل العلاقة بين المتغير التوسطي  $M$  والمتغير التابع  $y$  دون التأثير بتغير قيمة المعلمة المقدرة  $\hat{a}$ ، والذي يدل على أن التأثير المباشر يتأثر بتغير قوة العلاقة بين المتغير التوسطي  $M$  والمتغير التابع  $y$  والمتمثلة بالمعادلة (12)، وكما سيتم توضيحه بالجانب التطبيقي. ويمكن استخدام نفس الاسلوب الذي استخدمه (Sobel,1982) للتوزيع الطبيعي المحاذي في ايجاد التباين لمقياس حجم التأثير المقترح باستخدام طريقة دلنا لتكوين حدود الثقة له.

### 4-2 تقدير تباين المقياس المقترح لحجم التأثير

أن التباين للمقياس المقترح وباستخدام طريقة دلنا يتمثل بالمعادلة التالية:

$$V(T) = D'VD \quad \dots \quad (13)$$

حيث أن  $D$  هو متجه للمشتقات الجزئية ولكل معلمة من المعلمات الموجودة في المقياس المقترح، وان  $V$  هي مصفوفة التباين والتباين المشترك بين المعلمات. وبذلك يتم اشتقاق المقياس  $r_1$  بالنسبة إلى  $\hat{c}'$  مرة، ثم إلى  $\hat{d}$  مرة اخرى وكما يلي:

$$r_1 = \frac{\hat{c}'}{\hat{d}} \quad , \quad \frac{\partial r_1}{\partial \hat{c}'} = \frac{1}{\hat{d}} \quad , \quad \frac{\partial r_1}{\partial \hat{d}} = -\frac{\hat{c}'}{\hat{d}^2}$$



عليه فان

$$\therefore D' = \begin{bmatrix} \frac{1}{d} & -\frac{c'}{d^2} \end{bmatrix}, \quad V = \begin{bmatrix} S_{\hat{c}'}^2 & cov(\hat{c}', \hat{d}) \\ cov(\hat{c}', \hat{d}) & S_{\hat{d}}^2 \end{bmatrix}$$

أن التباين المشترك بين المعلمتين المقدرتين  $\hat{c}'$  و  $\hat{d}$  يساوي صفر. ويمكن برهان ذلك وكما يلي:  
من خلال المعادلة (11) فان:

$$\hat{d} = (M' M)^{-1} M' y, \quad \therefore E(\hat{d}) = d$$

$$\therefore \hat{d} - E(\hat{d}) = (M' M)^{-1} M' e_4$$

ومن خلال (Tofughi et al., 2009) الذي اثبت أن  $E(\hat{c}') - \hat{c}'$  يساوي:

$$\hat{c}' - E(\hat{c}') = \frac{(M' M X' - X' M M')}{(M' M X' X - X' M M' X)} e_2$$

نجد فان:

$$\begin{aligned} \therefore Cov(\hat{c}', \hat{d}) &= E((\hat{c}' - E(\hat{c}'))((\hat{d} - E(\hat{d}))) \\ &= \left( \frac{(M' M X' - X' M M')}{(M' M X' X - X' M M' X)} Cov(e_2, e_4) M (M' M)^{-1} \right) \\ &= \left( \frac{(M' M X' M - X' M M' M)}{(M' M X' X - X' M M' X)} Cov(e_2, e_4) (M' M)^{-1} \right) \end{aligned}$$

أن قيمة الحد الذي في البسط يساوي صفر وذلك لان:

$$M' M X' M = X' M M' M, \quad \therefore Cov(\hat{c}', \hat{d}) = 0$$

وبتطبيق المعادلة (13) يتم الحصول على:

$$\begin{aligned} V(T) = D' V D &= \begin{bmatrix} \frac{1}{d} & -\frac{c'}{d^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{\hat{c}'}^2 & 0 \\ 0 & S_{\hat{d}}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{d} \\ -\frac{c'}{d^2} \end{bmatrix} \\ S_{r_i}^2 = V(r_i) &= \left[ \frac{1}{\hat{d}^2} S_{\hat{c}'}^2 + \frac{\hat{c}'^2}{\hat{d}^4} S_{\hat{d}}^2 \right] \quad \dots \quad (14) \end{aligned}$$

وبذلك يمكن ايجاد حدود الثقة لحجم التأثير المقترح وكما يلي:

$$\left. \begin{aligned} LCI &= r_i - Critical Value * S_{r_i} \\ UCI &= r_i + Critical Value * S_{r_i} \end{aligned} \right\} \quad \dots \quad (15)$$



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

اذ أن  $LCI$  يمثل الحد الأدنى، وان  $UCI$  يمثل الحد الأعلى. حيث أن  $r_1$  هو مقياس حجم التأثير المقترح، وان  $Critical Value$  هي القيمة الحرجة المطلوبة لحساب حدود الثقة، اما  $S_{r_1}$  فيمثل الخطأ القياسي لمقياس حجم التأثير المقترح .

### 5-2 مشاكل التحليل التوسطي

ان المشاكل التي تعترض التحليل التوسطي تتشابه مع المشاكل التي تعترض فروض الانحدار الخطي العام، حيث قد يحصل انتهاك لقسم من هذه الفروض من خلال وجود قيم شاردة في المتغير المستقل او المتغير التابع او كلاهما معاً والذي بدوره ينعكس على متجه قيم البواقي وبالتالي الحصول على مقدرات بعيدة عن المعلمات الحقيقية للمجتمع. وبالإضافة لذلك قد يكون هناك انتهاك في فرض آخر وهو الاستقلالية بين المتغيرات التوضيحية والذي لا يمكن تلافيه خاصة في النموذج التوسطي، والسبب في ذلك أنه بعد اجراء انحدار  $M$  على  $X$  يتم استخدام هذين المتغيرين كمتغيرين توضيحين للتنبؤ بـ  $Y$  مما يؤدي إلى ظهور اعتمادية خطية بين  $X$  و  $M$ . ومثل هذه الاعتمادية تؤدي إلى نتائج غير دقيقة للمقدرات. وقد تم اجراء العديد من الدراسات حول هذه المشكلة والمسماة بتعدد العلاقة الخطية (Multi-collinearity) مثل (Fisher & Mason,1981). وقد تناولت البحوث اساليب متعددة لمعالجة هذه المشكلة ومنها طريقة المكونات الرئيسية (Principal Component) (Mansfeld, Webster & Gunst,1977) ومقدرات الحرف (Ridge Regression) (Hoerl & Kennard,1970a). أن التداخل الخطي او الاعتمادية الخطية بين المتغير التوضيحي  $X$  والمتغير التوسطي  $M$  يؤدي إلى انخفاض القوة لتحليلات الوساطة، اذ تعتمد قوة الاختبار على قوة الارتباط بين المتغير التوسطي والمتغير التابع بالإضافة إلى ذلك فأنها تعتمد ايضا على الارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التوسطي (Beasley,2012).

### 6-2 اسلوب الحرف الحصين

أن معظم الطرق الشائعة التي تستخدم في تحليل الوساطة تقوم على الطرق الاعتيادية المتمثلة بالمربعات الصغرى، والمتضمنة الاختبارات المتعلقة بمقاييس حجم التأثير وحدود الثقة. الا أن في حالة انتهاك احد فروض التحليل فان اسلوب المربعات الصغرى سيعطي مقدرات غير دقيقة. ولذلك تم في هذا البحث تسليط الضوء على المشاكل او الانتهاكات التي تحدث في فروض النموذج، وخاصة في نماذج الوساطة. ففي حالة وجود قيم شاردة (Outliers) في المتغير التوضيحي او المتغير التابع تمت معالجتها باستخدام طريقة حصينة تمثلت بأسلوب MM الحصين والذي اقترح من قبل العالم (Yohai,1987). بالإضافة إلى ذلك فقد تم تسليط الضوء على مشكلة التداخل الخطي الموجود بين المتغير التوسطي  $M$  والمتغير التوضيحي  $X$  من خلال استخدام اسلوب الحرف. وبذلك فقد تم اتباع الاسلوب الذي اقترحه (Askin and Montgomery,1980) والمتمثل بالدمج بين اسلوب المربعات الصغرى الموزونة وبين انحدار الحرف. الا أن استخدام هذا الاسلوب سيكون بشكل مختلف عن الاسلوب الذي استخدمه (Askin and Montgomery,1980). اذ انهم قاموا باستخدام مقدرات  $M$  الحصينة لمعالجة التطرف والتداخل الخطي، فضلاً عن ذلك فقد استخدم كل من (Pfaffenberger & Dielman,1990) اسلوب الحرف الحصين من خلال الدمج بين خصائص أسلوب (LAV) ومقدر الحرف. كما قدم الباحثان (Samkar & Alpu,2010) اسلوب الحرف الحصين باستخدام مقدرات اسلوب  $M$  العام المستند على مقدرات ابتدائية مثل مقدر  $S$  ومقدرات  $MM$  وطبقاها على الانحدار الخطي. فضلاً عن ذلك فقد استخدم (Zahari et al.,2012) مقدر  $MM$  في انحدار الحرف من حيث ايجاد قيمة معلمة الحرف  $k$  ومع اوزان اكتفى الباحث بالإشارة إلى كونها أوزان حصينة دون توضيح كيفية الحصول عليها، كما أنه استخدمها في النموذج الخطي العام وليس في التحليل التوسطي. كما استخدم (Pati et al.,2014) اسلوب انحدار الحرف الحصين ولكن من خلال استخدام (LMS) وقرانها مع المربعات الصغرى وطريقة الانحراف المطلق الاصغر (LAD).





تم في هذا البحث استخدام اسلوب الحرف الحصين المقترح من قبل (Askin and Montgomery,1980) المستند على مقدرات MM من حيث تقدير معلمة الحرف  $k$  التي استخدمها (Zahari et al.,2012) ومن حيث مصفوفة الاوزان  $W$  التي نقترح هنا استخدام اوزان من مقدرات MM نفسها (وما لم يقم به (Zahari et al.,2012) عند استخدام الحرف الحصين)، واستخدام هذا المقدر على تحليل الوساطة من اجل تقدير مقياس حجم التأثير المقترح وايجاد حدود الثقة له ومقارنته مع اسلوب المربعات الصغرى وتوضيح مدى تفوق الطريقة المقترحة (اي طريقة استخدام اوزان من مقدرات MM نفسها في مقدر الحرف الحصين في التحليل التوسطي والتي لم يتم استخدام هكذا اجراء في التحليل التوسطي سابقاً) واعطاء نتائج دقيقة في التحليل التوسطي. وبما أن الاسلوب هو دمج بين اسلوب الحرف ومقدرات MM فقد تم اعطائه رمز RMM (Robust MM). وبذلك ستكون صيغة مقدر الحرف الحصين المستخدمة كما يلي (Askin and Montgomery,1980):

$$\hat{\beta}_{WR} = (X'WX + kI_k)^{-1} X'Wy \quad \dots \quad (16)$$

ومن اجل التوضيح بشكل اكثر، فقد تم تقدير المعلمة  $d$  التي تعود إلى المعادلة (11) باستخدام اسلوب MM الحصين اي  $d_{MM}$  من اجل معالجة القيم الشاردة في المتغير التوضيحي  $M$ ، كما سيتم تقدير المعلمة  $c'$  من المعادلة (2) باستخدام اسلوب RMM، وتم ذلك من خلال معالجة القيم الشاردة الموجودة في  $X$  و  $M$  باستخدام اوزان تم الحصول عليها ايضاً من مقدرات MM من خلال انحدار المتغير  $y$  على المتغيرين  $X$  و  $M$  (اي أن الاوزان  $W$  تم الحصول عليها هنا في هذه الخطوة والتي هي تقدير النموذج (2) باستخدام مقدرات MM فقط واستخراج الاوزان من هذا المقدر ومن ثم استخدامها مع مقدر الحرف في المعادلة (16) لتقدير النموذج (2) مرة اخرى ولكن بمقدر الحرف الحصين)، اما معلمة الحرف  $k$  فقد تم تقديرها باستخدام اسلوب معدل من قبل (Zahari et al.,2012) لما اقترحه (Hoerl & Baldwin.,1975) والتي استخدموا فيها مقدرات MM وليس مقدرات المربعات الصغرى إذ سيتم الحصول على المقدر  $c'_{RMM}$  ولكن بشكل اكثر دقة من خلال معالجة التطرف والتداخل الخطي الموجود بين المتغيرات وبمعادلة واحدة.

#### 2-6-1 مقدر الحرف الحصين

يمكن توضيح مقدر الحرف الحصين لمعالجة التطرف والتداخل الخطي الموجود في المتغيرات  $X$  و  $M$  لمعادلة الانحدار (2). إذ أنه من خلال النموذج الخطي العام والمتمثل بالصيغة التالية:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad \dots \quad (17)$$

وعند عدم تحقق فرض تجانس تباين الخطأ عادة ما يتم استخدام اسلوب المربعات الصغرى الموزونة. إذ يتلخص هذا الاسلوب باستخدام اوزان محددة من اجل الحصول على مقدرات كفاءة وغير متحيزة وتمتلك خاصية كونها افضل مقدرات خطية غير متحيزة (Best Linear Unbiased Estimate) (BLUE). أن اساس هذا الاسلوب يتضمن ضرب طرفي النموذج الخطي البسيط المتمثل بالمعادلة (17) بمصفوفة قطرية تتضمن في عناصر قطرها الجذر التربيعي لهذه الاوزان وكما يلي (كاظم،2002):

$$P^{-1}y = P^{-1}X\beta + P^{-1}\varepsilon \quad \dots \quad (18)$$

علماً أن  $P^{-1}$  هي مصفوفة قطرية وعناصر قطرها الجذر التربيعي لأوزان محددة. اما  $W^{-1} = (PP')^{-1}$ ، وهي ايضاً مصفوفة قطرية وعناصر قطرها اوزان محددة. عليه يمكن كتابة المعادلة (18) بالشكل التالي:

$$y^* = X^*\beta + \varepsilon^* \quad \dots \quad (19)$$

حيث أن

$$y^* = \sqrt{w} y , x^* = \sqrt{w} X , \varepsilon^* = \sqrt{w} \varepsilon \quad \dots \quad (20)$$



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

إن الفرض الاساسي المعتمد في اتباع طريقة المربعات الصغرى الموزونة هو عبارة عن اوزان (Weights) وبمعرفتها تكون مسألة التقدير والاختبار والتنبؤ بسيطة وممكنة. إن النموذج الخطي العام الموضح في المعادلة (19) اعلاه يحقق الفروض الاساسية اللازمة لتطبيق اسلوب المربعات الصغرى وذلك لان  $E(e^*e^{*'}) = \sigma_e^2 I_n$ . وبذلك فان  $e^* \sim N(0, \sigma_e^2)$  ومن خلال أن  $E(e^*e^{*'}) = \sigma_e^2 I_n$  تتحقق فرضيتي تجانس تباين الخطأ وانعدام الارتباط الذاتي بين الاخطاء، وعليه فان الفرضيات الاساسية الخاصة بنموذج الانحدار متحققة وبالتالي يمكن اتباع اسلوب المربعات الصغرى لتقدير النموذج (19) للحصول على متجه مقدرات المربعات الصغرى الموزونة. اذ بعد التفاضل الجزئي بالنسبة إلى  $\beta$  ومساواتها بالصفر يتم الحصول على:

$$X^{*' } X^* \hat{\beta}_{WLS} = X^{*' } y^* \quad \dots (21)$$

وبضرب طرفي المعادلة اعلاه بالمصفوفة  $(X^{*' } X^*)^{-1}$  يتم الحصول على:

$$\hat{\beta}_{WLS} = (X^{*' } X^*)^{-1} X^{*' } y^* \quad \dots (22)$$

أن المقدر اعلاه هو مقدر المربعات الصغرى الموزونة، وهو مقدر غير متحيز للمعلمة الاصلية. اي ان:

$$E(\hat{\beta}_{WLS}) = \beta \quad \dots (23)$$

ومن اجل اجراء عملية التقدير تتطلب المعادلة (21) كما هو معروف اضافة مصفوفة قطرية  $kI_k$  ذات

$p \times p$  إلى المصفوفة  $(X^{*' } X^*)$  قبل اخذ المعكوس لها وكما يلي (Hoerl & Kennard, 1970a):

$$(X^{*' } X^* + kI_k) \hat{\beta} = X^{*' } y^* \quad \dots (24)$$

وبضرب طرفي المعادلة (24) بالمصفوفة  $(X^{*' } X^* + kI_k)^{-1}$  نحصل على:

$$\hat{\beta}_{WR} = (X^{*' } X^* + kI_k)^{-1} X^{*' } y^* \quad \dots (25)$$

وبارجاع كل من  $X^*$  و  $y^*$  إلى صيغتهم الاصلية وحسب المعادلة (20) يتم الحصول على (Askin and Montgomery, 1980):

$$\hat{\beta}_{WR} = (X'WX + kI_k)^{-1} X'Wy \quad \dots (26)$$

بالنسبة إلى مقدر MM تم توظيفه من خلال تقدير النموذج في المعادلة (2) باستخدام مقدرات MM فقط ومن ثم تم اخذ الاوزان التي وجدها هذا المقدر من اجل استخدامها في المصفوفة  $W$  في المعادلة (26) من اجل تقدير النموذج في المعادلة (2) مرة اخرى ولكن باستخدام مقدر الحرف الحصين مع هذه الاوزان  $W$  في تقدير هذا النموذج.

بذلك فان المعادلة (26) تمثل مقدر الحرف الحصين بالاوزان الترجيحية.

### 2-1-6-1-1 خواص مقدر الحرف الحصين

#### 1-التحيز

أن مقدر الحرف الحصين هو عبارة عن تحويل خطي لمقدر المربعات الصغرى الموزونة، وهذا التحويل يعتمد على  $X$  و  $y$  و  $W$ . اي أن يمكن تعويض الحد الايسر  $(X^{*' } X^* \hat{\beta}_{WLS})$  من المعادلة (21) بدلا من  $X^* y^*$  في المعادلة (25) لنحصل على:



$$\hat{\beta}_{WR} = (X^{*'} X^* + kI_k)^{-1} X^{*'} X^* \hat{\beta}_{WLS}$$

$$\hat{\beta}_{WR} = \tau \hat{\beta}_{WLS} \quad \dots \quad (27)$$

حيث أن  $\tau = (X^{*'} X^* + kI_k)^{-1} (X^{*'} X^*)$

وبأخذ التوقع لطرفي المعادلة (27) نحصل على  $E(\hat{\beta}_{WR}) = \tau E(\hat{\beta}_{WLS})$  ومن المعادلة (23) فإن:

$$E(\hat{\beta}_{WR}) = \tau \beta \quad \dots \quad (28)$$

أي أن مقدر الحرف الحصين متحيز للمعلمة الاصلية، وان مقدار التحيز هو  $\tau = (X'WX + KI_n)^{-1} (X'WX)$

2-التباين

من اجل ايجاد تباين مقدر الحرف الحصين، يتم اخذ التباين لطرفي المعادلة (27) اي أن:

$$Var(\hat{\beta}_{WR}) = Var(y^*) \tau (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} X^*) (X^{*'} X^*)^{-1} \tau'$$

$$\therefore Var(\hat{\beta}_{WR}) = \sigma_{WR}^2 \tau (X^{*'} X^*)^{-1} \tau' \quad \dots \quad (29)$$

3-تقدير تباين العينة

$$S_e^2 = \frac{1}{n-k-1} e^{*'} e^*$$

ومن خلال المعادلة (20) نحصل على:

$$S_e^2 = \frac{1}{n-k-1} (\sqrt{W} y - \sqrt{W} X \hat{\beta}_{WR})' (\sqrt{W} y - \sqrt{W} X \hat{\beta}_{WR})$$

$$S_e^2 = \frac{1}{n-k-1} e'_{BWR} W e_{BWR}$$

$$S_e^2 = \sigma_{WR}^2 \quad \dots \quad (30)$$

اما قيمة معلمة الحرف  $k$  فقد تم استخدام اسلوب معدل من قبل (Zahari et al.,2012) لما اقترحه (Hoerl & Baldwin.,1975)، اذ تم في هذا البحث استخدام اسلوب MM بدلاً من اسلوب المربعات الصغرى في تقدير معلمة الحرف  $k$  بنفس الاسلوب الذي اتبعه (Zahari et al.,2012)، وكما هو موضح بالصيغة التالية:

$$k = \frac{p S_{MM}^2}{\hat{\beta}_{MM}' \hat{\beta}_{MM}}, \quad S^2 = \frac{(y - X \hat{\beta}_{MM})' (y - X \hat{\beta}_{MM})}{n - p - 1}$$

وبذلك ومن خلال المعادلات (17-26) ستتم معالجة التداخل الخطي الموجود بين المتغير  $X$  والمتغير  $M$ ، وكذلك معالجة القيم الشاردة الموجودة في المتغيرات وباستخدام معادلة واحدة.

7-2 مقدر MM

قدم الباحث (Yohai,1987) مقدر MM (MM-estimator) كمقدر محسن عن المقدر S. حيث ان المقدر S يمتلك نقطة انهيار (Breakedown point BDP) عالية تبلغ 50% ولكن على حساب الكفاءة النسبية. وقد وصف (Olive & Hawkins,2008) خاصية نقطة الانهيار العالية على انها اصبحت تقليدياً متبعاً وانها لا تعد شرطاً كافياً للمقدر الحصين الجيد. لذلك فان كل من (Rousseew & Leroy,1987) قدموا ثلاث شروط يجب ان تحققها دالة الهدف لمقدر S. والشرط المهم هو الشرط الثالث والذي كان يتضمن أن نقطة انهيار هذا المقدر تكون 50%. اي أن



مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل  
لبعض المشاكل في عملية الوساطة

$$\frac{Q}{\rho(a)} = 0.5 \quad \dots \quad (31)$$

اذ أن  $\rho(a) = a^2/6$  ، وأن دالة الهدف المستخدمة في مقدر S هي واحدة من الدوال المرتبطة مع دالة الوزن  $\text{Tukey-l Bisquare}$ . اذ فرض كل من (Roussew & Leroy,1987) أن  $Q$  هي عبارة عن  $Q = E\Phi(\rho(e))$  والتي هي القيمة المتوقعة لدالة الهدف اذا تم افتراض أن  $e$  تمتلك توزيع طبيعي قياسي. وقد ذكر كل من (Roussew & Yohai,1984) انه عندما يكون ثابت التوليف  $a = 1.547$  فعندها سيتحقق الشرط الثالث للمقدر S والذي هو أن نقطة انهيار S تبلغ 50% (BDP). وبذلك فان:

$$Q = E\phi(\rho(e)) = 2 \int_0^{1.547} \rho(e) f(e) dx + 2 \int_{1.547}^{\infty} \rho(e) f(e) dx$$

$$\rho(e) = \begin{cases} \frac{e^2}{2} - \frac{e^4}{2a^2} + \frac{e^2}{6a^2} & \text{if } |e| \leq a \\ \frac{a^2}{6} & \text{if } |e| > a \end{cases}, f(e) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{e^2}{2}}, \therefore Q = 0.199$$

$$f(e) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{e^2}{2}}, \therefore Q = 0.199 \quad \text{حيث أن}$$

وحسب المعادلة (31) فان  $(0.199 / \rho(1.547)) = 0.498 \approx 0.50$ . أن قيمة ثابت التوليف  $a$  في دالة  $\text{Tukey-l Bisquare}$  يمثل الثابت الذي بزيادته سوف تزداد الكفاءة النسبية للمقدر. ولكن اذا تم زيادة الثابت  $a$  سوف يؤدي إلى زيادة قيمة  $Q$  وبالتالي عند تطبيق المعادلة (31) التابعة لنقطة الانهيار سيكون الناتج اقل من 50%. بذلك فان زيادة الكفاءة النسبية في مقدر S سوف يؤدي إلى النقصان في نقطة انهيار المقدر. ومن هذا المنطلق تم اقتراح مقدر MM من قبل (Yohai,1987) الذي لخص عملية حساب مقدرات MM بثلاث مراحل وهي:

المرحلة الاولى: يتم استخدام مقدر ابتدائي ذو نقطة انهيار عالية والذي يرمز له بـ  $\tilde{\beta}$ . علماً أن هذا المقدر غير كفوء بشكل كافي. باستخدام هذا المقدر فان الاخطاء التابعة له سوف تحسب من خلال  $e_i(\tilde{\beta}) = y_i - x_i' \tilde{\beta}$ .

المرحلة الثانية: يتم استخدام اخطاء المقدر  $\tilde{\beta}$  والتي هي  $(e_1(\tilde{\beta}), \dots, e_n(\tilde{\beta}))$  والتي يرمز لها بـ  $S_n$ . وأن دالة الهدف المستخدمة في هذه المرحلة يتم الرمز لها بـ  $\rho_0$ .

المرحلة الثالثة: في هذه المرحلة يتم ايجاد مقدر MM من خلال  $\sum_{i=1}^n x_{ij} \psi_1(y_i - x_i' \beta / S_n) = 0 \quad j = 1, \dots, p$ . أن دالة الهدف  $\rho_1$  في هذه المرحلة يجب أن لا تكون نفس دالة  $\rho_0$ .

أن المرحلتين الاولى والثانية تكون مخصصة لنقطة انهيار مقدر MM والتي تبلغ 50%، بينما المرحلة الثالثة فتهدف للحصول على كفاءة نسبية عالية. وقد اثبت كل من (Hadi and Simonoff,1993) أن نقطة انهيار مقدر MM تعتمد على اختيار ثابت التوليف في اول مرحلتين، بينما الكفاءة النسبية للمقدر تعتمد على ثابت التوليف في المرحلة الثالثة.



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

### 8-2 مقاييس التقييم

- تم تقييم المقدرات المستخدمة في حساب مقياس حجم التأثير المقترح من خلال ما يلي:
- 1- سعة حدود الثقة Width of confidence intervals : ويقصد به المسافة بين الحد الاعلى والحد الادنى لحدى الثقة، اذ كلما كان السعة قليلة كلما كان ذلك افضل (Preacher and Selig,2012).
  - 2- قيمة متوسط مربعات الخطأ MSE: أن المقدر الذي يمتلك متوسط مربعات خطأ أقل سيكون هو المقدر الافضل (Pati et al.,2014).

### 9-2 اساليب الكشف عن القيم الشاردة

- توجد العيد من اساليب الكشف عن وجود القيم الشاردة في البيانات، نذكر منها:
- 1- استخدام اسلوب الرسم الصندوقي Boxplot للكشف عن القيم الشاردة الموجودة في المتغير التابع y. ويتألف هذا الرسم من خمسة مكونات وهي (Carter et al.2009):
    - الوسيط (Median)
    - الربيع الاول والربيع الثالث واللذان يقعان على نهايتي الصندوق من الاعلى والاسفل على التوالي.
    - قيم نقاط البيانات التي تقع مجاور الاسيجة (fences) العليا والدنيا.
    - الشاربان (whiskers) واللذان يوصلان بين النهايات للصندوق وبين الاسيجة.
    - القيم الشاردة التي تقع خارج حدود الاسيجة.
- وسيتم توضيح الرسم بالجانب العملي وكيفية استخدامه للكشف عن القيم شاردة.

### 2-اسلوب (Minimum Volume Ellipsoid) MVE

قدم الباحث (Roussew,1983) اسلوب القطع الناقص ذو الحجم الاصغر (Minimum Volume Ellipsoid) MVE لتحديد القيم الشاردة لمصفوفة من المتغيرات. ففي التحليل الحصين فان مقدر (MVE) غالباً ما يستخدم لتقدير الموقع والتشتت في متعدد المتغيرات. اذ يعرف مقدر MVE لمصفوفة التباين المشترك على انه اصغر قطع بيضوي يحوي نصف المشاهدات على الاقل بينما تقدير الموقع في (MVE) فهو نقطة الوسط لذلك الشكل البيضوي. أن العمل بخوارزمية مقدر MVE تتلخص من خلال اختيار عدد من العينات الجزئية مساوي إلى  $C_{p+1}^n$  من مصفوفة البيانات الاصلية. بعد ذلك يتم حساب قيمة الاوساط الحسابية  $\mu_{(j)}$  ومصفوفة التباين المشترك  $\sum_{(j)}$  لكل عينة جزئية (j) بحجم  $p+1$ . ثم يتم حساب المسافات التربيعية وفق المعادلة التالية:

$$D_j^2 = (x_i - \mu_j)' \sum_j^{-1} (x_i - \mu_j)$$

بعدها يتم اختيار افضل عينة جزئية (j) من خلال العينة التي تمتلك اصغر دالة هدف والتي تتمثل بالمعادلة  $\tilde{J} = arg \min det \sum_j D_{(np)(j)}^2$  و  $\mu$  و  $\sum$  لها. تعاد الخطوات اعلاه وبزيادة مشاهدة واحدة لكل مرحلة إلى أن نصل إلى حد التوقف وهو حد الوصول إلى حجم العينة الجزئية np حيث تكون هذه العينة متجانسة ومتسقة وتتجه نحو المركز. يجري استخراج متجه الاوساط ومصفوفة التشتت والتي من خلالها نستخرج المسافات التربيعية الحصينة وتشخص من خلالها المشاهدات الشاردة للعينة المستخرجة ( وهي المشاهدة التي تزيد قيمة المسافة الحصينة لها عن قيمة  $(\chi_{n,1-\alpha/2}^2)$  (محمد وجويد،2010).

### 10-2 اساليب الكشف عن التداخل الخطي

هناك عدة اساليب للكشف عن التداخل الخطي سيتم استخدام البعض منها، وكما يلي:

### 1-معامل تضخم التباين (VIF) Variance Inflation Factor

أن معاملات تضخم التباين هي عناصر القطر الرئيسي لمعكوس مصفوفة الارتباط للمتغيرات التوضيحية والتي يمكن أن يعبر عنها بالصيغة التالية:



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

$$VIF = [1 - R_j^2]^{-1} \quad \dots (32)$$

حيث أن  $R_j^2$  هو معامل التحديد لانحدار المتغير  $X_j$  على بقية المتغيرات التوضيحية  $p - 1$ . فإذا كانت قيم ( $VIF$ ) اكبر من 4 وبعض من الباحثين يفضلون القيمة 10 فهذا دليل على وجود تداخل خطي بين المتغيرات التوضيحية (Gunst & Mason,1980;Marquardt,1970).

2- اسلوب العدد الشرطي ( $C.N.$ ): اذ يتمثل هذا الاسلوب بإيجاد الجذور المميزة لمصفوفة الارتباط بين المتغيرات، ومن ثم يقسم اكبر جذر مميز على اصغر جذر مميزة (Belsley et al.,1980). اي أن

$$C.N. = \frac{Max \ell_i}{Min \ell_i} \quad \dots (33)$$

فإذا كانت قيمة العدد الشرطي تساوي من 5 إلى 10 فإن هذا دليل على وجود تداخل خطي ضعيف، اما التداخل الخطي المعتدل إلى القوي تكون قيمة العدد الشرطي من 30 إلى 100 (Lawrence & Arthur,1990).

3- اختبار Farrar-Glauber : اذ يستند هذا الاختبار على الاحصاءة  $\chi^2$  اذ يتم اختبار الفرضية التالية (كاظم،2002):

$$H_0 : (x_j) \text{ Orthogonal} \quad , \quad H_1 : (x_j) \text{ Not Orthogonal}$$

$$\chi_0^2 = -[n - 1 - \frac{1}{6}(2 * p + 5)] * \ln(D) \quad \dots (34)$$

$n$  هو حجم العينة و  $p$  تمثل عدد المتغيرات المستقلة. وان  $\ln(D)$  تمثل اللوغاريتم الطبيعي لمحدد مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات ثم يتم مقارنة  $\chi_0^2$  المحسوبة مع الجدولية بدرجة حرية  $p(p - 1)/2$  ومستوى معنوية معين.

### 3- الجانب العملي

لقد تم في هذا الجانب اجراء تطبيقين، الاول هو اسلوب محاكاة والثاني هو التطبيق على بيانات حقيقية .

#### 1-3 اسلوب المحاكاة

تم تطبيق اسلوب المحاكاة على بيانات تم توليدها عشوائياً، حيث تم استخدام النماذج في المعادلات (3-1) العائدة إلى الوساطة. وكما موضح بالخطوات التالية:

1. يتم توليد المتغير المستقل  $X$  وحد الخطأ  $e_3$  عشوائياً ضمن مدى من القيم، اي تم اعطاء ايعاز sample باستخدام برنامج R بتوليد قيم يختارها البرنامج عشوائياً ضمن مدى من قيم حددناها من اجل ايضاح كيفية تأثير المعلمة  $d$  على المعلمة  $c'$  علماً أن البرنامج فيه ايعاز مصمم على ذلك، والمدى الذي تم تحديده هو نفسه حجم العينة التي يتم اختيارها للتوليد اي وبشكل اكثر توضيح استخدمنا المدى 500 من القيم للعينة 500 مثلاً، حيث يقوم البرنامج بتوليد عينة حجمها 500 باختيار عشوائي من المدى 500 من القيم اي أن sample(500,500). بعد ذلك نحدد قيمة معينة للمعلمة  $a$  (علماً ان المعلمة  $a$  تم تثبيتها عند عدة قيم

(0.1,0.5,0.9). بذلك ومن خلال تطبيق المعادلة (3) نحصل على المتغير  $M$ .

2. بعد ذلك يتم استخدام المعادلة (2) وباستخدام نفس القيم للمتغيرين  $X$  و  $M$  المحصول عليها من الخطوة (1) وتوليد حد الخطأ  $e_2$  عشوائياً ضمن مدى من القيم، وبتحديد القيم المطلوبة للمعلمات  $b$  و  $c'$  وتطبيق

المعادلة (2) نحصل على المتغير  $y$ . علماً ان المعلمة  $c'$  تم تثبيتها عند عدة قيم (0.1,0.5,0.9). كما ان المعلمة  $b$  تتغير ضمن الفترة (0,1) ويتغير مقداره 0.1.



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

اما عملية التلوّث فقد تم تلوّث كل متغير بعد توليده، وكانت نسب التلوّث المستخدمة هي (0% , 20% , 40%) من توزيع كوشي بمعدل 30 وتباين 100. بعد الحصول على المتغيرات المولدة المطلوبة يتم تقدير مقياس حجم التأثير المقترح وبأسلوب OLS و أسلوب RMM ومقارنة النتائج. والنتائج موضحة في الجداول ادناه علماً انه لم يتم ادراج جميع الجداول لكثرتها (4 احجام عينات  $\times$  3 قيم للمعلمة  $a$   $\times$  3 قيم للمعلمة  $c'$   $\times$  3 مستويات من التلوّث) اي بالمجموع 108 جدول. لذلك تم الاكتفاء بجدول يوضح متوسط حالة عدم وجود تلوث وعدم وجود تداخل خطي يذكر في البيانات اي عند تلوث 0% وعندما  $a = 0.1$  على التوالي. كما تم الاكتفاء ببعض الجداول التي تضمنت توضيح كفاءة أسلوب RMM للمقياس المقترح في التحليل التوسطي، من حيث متوسط الجداول التي تحوي اعلى نسبة من التلوّث ومتوسط اعلى حجم من التداخل الخطي من خلال قيمة المعلمة  $a$  ومتوسط اعلى حجم للمعلمة  $c'$  ولجميع العينات، واخيراً جدول متوسط جميع الجداول ولجميع التراكيب، اي لجميع حالات التلوّث ولجميع حالات التداخل الخطي ولجميع حالات التأثير المباشر.

من خلال الجدول (1) ادناه والذي يوضح نتائج متوسط جميع احجام العينات عند نسبة تلوّث 0% (عدم وجود شوارد) وعندما لا يكون هناك تداخل خطي يذكر (أي ان  $a = 0.1$ ) يلاحظ انه كلما زادت قيمة المعلمة  $b$  (والذي أدى بدوره إلى زيادة قيمة المعلمة المقدره  $\hat{d}$ ) تناقص مقياس حجم التأثير المقترح بالتوازي ولكلا المقدرين RMM و OLS. ولكون البيانات لا تعاني من مشكلتي القيم الشاردة والتداخل الخطي فانه يلاحظ أن مقدر OLS قد امتلك متوسط مربعات خطأ (Average of MSE of OLS) اقل مقارنة بأسلوب RMM (Average of MSE of RMM).

جدول (1) يوضح متوسط نسبة التلوّث 0% والتداخل الخطي $a = 0.1$ ولجميع احجام العينات										
$b$	$\hat{d}$ OLS	$\hat{d}$ RMM	$r_i$ OLS	$r_i$ RMM	LCI OLS	UCI OLS	width OLS	LCI RMM	UCI RMM	width RMM
0	-0.117	-0.132	2.256	1.4311	-460.85	465.3	926.22	-69.19	72.053	141.24
0.1	-0.017	-0.032	0.738	1.1860	-93.80	95.27	189.07	-32.43	34.80	67.24
0.2	0.082	0.0673	-1.825	2.0957	-182.03	178.3	360.420	-85.746	89.937	175.68
0.3	0.182	0.167	1.138	6.8810	-38.59	40.87	79.47	-1.327	15.089	16.417
0.4	0.282	0.267	0.575	1.0566	-21.74	22.89	44.63	-0.730	2.843	3.574
0.5	0.382	0.3673	0.393	0.6351	-15.56	16.34	31.910	-0.331	1.601	1.932
0.6	0.482	0.4673	0.301	0.4636	-12.20	12.80	25.013	-0.193	1.120	1.314
0.7	0.582	0.5673	0.244	0.3676	-10.06	10.55	20.624	-0.131	0.866	0.997
0.8	0.682	0.6673	0.205	0.3054	-8.578	8.990	17.569	-0.097	0.7083	0.805
0.9	0.782	0.7673	0.177	0.2617	-7.478	7.834	15.313	-0.0769	0.6003	0.677
Average of MSE of OLS					Average of MSE of RMM					
5546.33					8095.608					

من خلال الجدول (2) ادناه والذي يوضح النتائج عند متوسط نسبة التلوّث 40% مع الاخذ بنظر الاعتبار متوسط جميع حالات التداخل الخطي ولمتوسط جميع احجام العينات من اجل اظهار كفاءة المقياس المقترح عند اعلى نسبة تلوّث ولمتوسط حالات التداخل الخطي ومتوسط احجام العينات. يلاحظ انه كلما زادت قيمة المعلمة  $b$  (والذي أدى بدوره إلى زيادة قيمة المعلمة المقدره  $\hat{d}$ ) تناقص مقياس حجم التأثير المقترح بالتوازي ولكلا المقدرين RMM و OLS. كما يلاحظ من الجدول أن أسلوب RMM قد تميز من حيث حدود الثقة الاقل سعة ( $width$  RMM) مقارنة بأسلوب OLS ( $width$  OLS). كما أن أسلوب RMM تميز ايضاً بامتلاكه متوسط مربعات خطأ (Average of MSE of RMM) اقل مقارنة بأسلوب OLS (Average of MSE of OLS).



مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل  
لبعض المشاكل في عملية الوساطة

**جدول (2)**  
يوضح متوسط نسبة التلوث 40% ولجميع احجام العينات

$b$	$\hat{d}$		$r_1$		$LCI$	$UCI$	$width$	$LCI$	$UCI$	$width$
	$OLS$	$RMM$	$OLS$	$RMM$	$OLS$	$OLS$	$OLS$	$RMM$	$RMM$	$RMM$
0	0.556	0.403	-3.37	-3.489	-103.9	97.17	201.09	-17.3	10.3	27.6
0.1	0.656	0.502	-1.130	0.702	-47.87	45.61	93.49	-0.48	1.89	2.37
0.2	0.756	0.603	-0.466	0.502	-34.24	33.31	67.55	-0.27	1.27	1.54
0.3	0.856	0.703	-0.195	0.313	-27.34	26.95	54.29	-0.32	0.95	1.28
0.4	0.956	0.803	-0.062	3.722	-22.99	22.86	45.85	1.83	5.61	3.77
0.5	1.056	0.903	0.010	0.558	-19.94	19.96	39.90	0.094	1.02	0.92
0.6	1.156	1.003	0.051	0.437	-17.65	17.76	35.42	0.059	0.81	0.75
0.7	1.256	1.103	0.076	0.379	-15.87	16.02	31.90	0.050	0.70	0.65
0.8	1.356	1.203	0.091	0.339	-14.43	14.61	29.05	0.046	0.63	0.58
0.9	1.456	1.303	0.100	0.309	-13.24	13.44	26.69	0.044	0.57	0.52
Average of MSE of OLS					Average of MSE of RMM					
5380745					11512.95					

اما الجدول (3) ادناه فيمثل متوسط اعلى حجم من التداخل الخطي من خلال قيمة المعلمة  $a$  والتي تساوي في التوليد (0.9) مع الاخذ بنظر الاعتبار متوسط جميع حالات التلويت ولمتوسط جميع احجام العينات من اجل اظهار كفاءة المقياس المقترح عند اعلى حجم من التداخل الخطي ولمتوسط حالات التلويت ومتوسط احجام العينات.

**جدول (3)**  
يوضح متوسط حجم التأثير عند  $a = 0.9$  ولجميع احجام العينات

$b$	$\hat{d}$		$r_1$		$LCI$	$UCI$	$width$	$LCI$	$UCI$	$width$
	$OLS$	$RMM$	$OLS$	$RMM$	$OLS$	$OLS$	$OLS$	$RMM$	$RMM$	$RMM$
0	0.053	0.364	-4.99	0.892	-114.6	104.69	219.3	-6.79	8.58	15.3
0.1	0.153	0.464	-1.19	1.230	-43.37	40.983	84.35	-1.26	3.72	4.98
0.2	0.253	0.564	-0.70	0.798	-28.29	26.879	55.17	-0.057	1.65	1.71
0.3	0.353	0.664	-0.45	0.646	-22.18	21.285	43.47	0.052	1.24	1.18
0.4	0.453	0.764	-0.31	0.551	-18.62	18.001	36.62	0.080	1.02	0.94
0.5	0.553	0.864	-0.22	0.483	-16.24	15.787	32.03	0.088	0.87	0.78
0.6	0.653	0.964	-0.17	0.431	-14.53	14.186	28.71	0.089	0.77	0.68
0.7	0.753	1.064	-0.13	0.391	-13.24	12.980	26.22	0.088	0.69	0.60
0.8	0.853	1.164	-0.10	0.357	-12.26	12.053	24.32	0.083	0.63	0.54
0.9	0.953	1.264	-0.08	0.326	-11.51	11.341	22.85	0.075	0.57	0.50
Average of MSE of OLS					Average of MSE of RMM					
45702546					9131.14					

كما يمكن الملاحظة من خلال الجدولين اعلاه أن سعة حدود الثقة ولكلا المقدرين تتناقص كلما زادت قيمة المعلمة  $b$  والذي يؤدي إلى زيادة المعلمة  $\hat{d}$  فيؤدي ذلك إلى تناقص قيمة مقياس حجم التأثير  $r_1$  والسبب في ذلك هو أن قيمة المعلمة  $\hat{d}$  تأخذ جزء من التأثير المباشر، ويعتمد مقدار هذا الجزء على مقدار الزيادة الحاصلة في المعلمة  $\hat{d}$ .





## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

اما الجدول (4) ادناه فيوضح قيم متوسط حجم التأثير عندما يكون التأثير المباشر والمتمثل بالمعلمة  $c'$  يساوي 0.9، وهو اعلى نسبة للتأثير المباشر، مع الاخذ بنظر الاعتبار متوسط

جدول (4) يوضح متوسط حجم التأثير عند $c' = 0.9$ ولجميع احجام العينات										
$b$	$\hat{d}$ OLS	$\hat{d}$ RMM	$r_1$ OLS	$r_1$ RMM	LCI OLS	UCI OLS	width OLS	LCI RMM	UCI RMM	width RMM
0	0.634	0.6007	2.37	4.118	-30.62	35.38	66.00	-7.808	16.0	23.8
0.1	0.734	0.7007	1.39	1.813	-17.57	20.36	37.93	-0.370	3.99	4.36
0.2	0.834	0.8007	1.08	1.352	-14.09	16.26	30.36	0.288	2.41	2.12
0.3	0.934	0.9007	0.90	1.112	-12.07	13.89	25.97	0.426	1.79	1.37
0.4	1.034	1.0007	0.79	0.956	-10.68	12.26	22.95	0.451	1.46	1.01
0.5	1.134	1.1007	0.70	0.843	-9.638	11.05	20.69	0.442	1.24	0.80
0.6	1.234	1.2007	0.64	0.756	-8.825	10.11	18.93	0.423	1.09	0.66
0.7	1.334	1.3007	0.59	0.687	-8.178	9.359	17.53	0.400	0.97	0.57
0.8	1.434	1.4007	0.54	0.631	-7.659	8.756	16.41	0.376	0.88	0.50
0.9	1.534	1.5007	0.51	0.583	-7.247	8.278	15.52	0.353	0.81	0.46
Average of MSE of OLS					Average of MSE of RMM					
2301535					11734.27					

اخيراً يوضح الجدول (5) ادناه متوسط جميع الجداول ولجميع حالات التلوين والتداخل الخطي والتأثير المباشر، وقد تم تكوين هذا الجدول لكي يعطي رؤية شاملة لعملية المحاكاة ولهذا السبب تم استخدام متوسط جميع الحالات حيث كما تمت الإشارة آنفاً لا يتسع المجال لإدراج جميع الجداول لجميع الحالات (109 جدول).  
اذ يوضح هذا الجدول أن مقياس حجم التأثير المقترح يتناقص مع زيادة قيمة المعلمة  $b$ ، اذ أن الزيادة في هذه المعلمة سوف تؤدي إلى زيادة في المعلمة المقدر  $\hat{d}$  وبالتالي سوف يقل حجم التأثير ولكلا المقدرين OLS و RMM، مما يدل على أن معلمة نموذج الانحدار في المعادلة (11)  $\hat{d}$  تأخذ جزء من التأثير المباشر  $c'$  وهذا الجزء يزداد كلما زادت قيمة المعلمة  $b$  عند توليد البيانات مما يدل على ان النموذج (11) يمكن استخدامه في التحليل التوسطي. من جانب اخر، اذا تمت مقارنة النتائج في الجداول السابقة يلاحظ أن اسلوب الحرف الحصين كان افضل من اسلوب المربعات الصغرى من حيث حدود الثقة التي لم تكن تتضمن الصفر في معظمها على عكس المربعات الصغرى التي كان الصفر يظهر في حدود الثقة العائدة لها وفي جميع الجداول، مع العلم انه في عملية توليد البيانات تم جعل المتغير  $M$  متغير توسطي من خلال ادخاله في السلسلة السببية بين المتغيرين  $X$  و  $y$  والذي يعني ان المقياس المقترح كان معنوي باستخدام أسلوب الحرف الحصين اي أن هذا المقياس اثبت أن معلمة النموذج (11)  $d$  لها دور في التأثير المباشر  $c'$  اي النموذج (11) يمكن استخدامه في تحليل الوساطة كونه يمثل العلاقة بين المتغير التابع  $y$  والمتغير التوسطي  $M$ . فضلاً عن ذلك، فان اسلوب الحرف الحصين المقترح من حيث استخدامه في تحليل الوساطة قد اثبت كفاءة مقارنة بالمربعات الصغرى وخاصة عند وجود تلوين عالي وتداخل خطي قوي في البيانات.



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

جدول (5)

يوضح متوسط جميع الجداول ولجميع التراكيب

$b$	$\hat{d}$		$r_1$		$LCI$	$UCI$	$width$	$LCI$	$UCI$	$width$
	$OLS$	$RMM$	$OLS$	$RMM$	$OLS$	$OLS$	$OLS$	$RMM$	$RMM$	$RMM$
0	0.38	0.300	7.00	1.70	-1664	1679.0	3343.9	-597.0	600.48	1197.5
0.1	0.48	0.399	2.37	-5.33	-132.3	137.11	269.48	-60.23	49.563	109.80
0.2	0.58	0.499	0.14	1.50	-43.05	43.353	86.409	-5.923	8.9315	14.854
0.3	0.68	0.600	0.71	0.72	-65.37	66.799	132.17	-43.29	44.755	88.055
0.4	0.78	0.700	0.32	1.26	-20.40	21.050	41.450	0.162	2.3742	2.2120
0.5	0.88	0.800	0.26	0.59	-17.45	17.989	35.448	-0.091	1.2733	1.3645
0.6	0.98	0.897	0.22	0.46	-14.83	15.291	30.125	0.011	0.9144	0.9034
0.7	1.08	0.995	0.19	0.43	-13.29	13.685	26.977	0.074	0.7859	0.7114
0.8	1.18	1.100	0.16	0.39	-12.17	12.512	24.684	0.089	0.6963	0.6068
0.9	1.28	1.200	0.14	0.35	-11.35	11.642	22.996	0.091	0.6266	0.5349
Average of MSE of OLS					Average of MSE of RMM					
23995706.98					10424.086					

وقد تم الكشف عن القيم الشاردة باستخدام الرسم الصندوقي (Boxplot) للمتغير التابع  $y$  وقد ظهر أن هناك قيمتين متطرفتين هما 13 و 61 في هذا المتغير وكما هو موضح بالشكل (4). كما تم اجراء اختبار MVE للكشف عن القيم الشاردة في مصفوفة المتغيرات التنبؤية والموضح بالشكل (5)، حيث نلاحظ أن هناك قيم عالية الجذب (Leverage Points) في مصفوفة المتغيرين المستقل والتوسطي وهي (2,3,18)، كما هو ملاحظ في الشكل (5).

اما التداخل الخطي فقد تم ايجاد معاملات تضخم التباين لكل متغير من المتغيرات باستخدام المعادلة (32). وهي

$$\text{كما يلي: } VIF \text{ of } \hat{\beta}_1 = 11.489, \quad VIF \text{ of } \hat{\beta}_2 = 11.489$$

اذ يلاحظ أن قيم معاملات تضخم التباين لكلا المتغيرين كانت اكبر من 10 مما يدل على وجود تداخل خطي بين المتغيرين (Gunst & Mason,1980;Marquardt,1970).

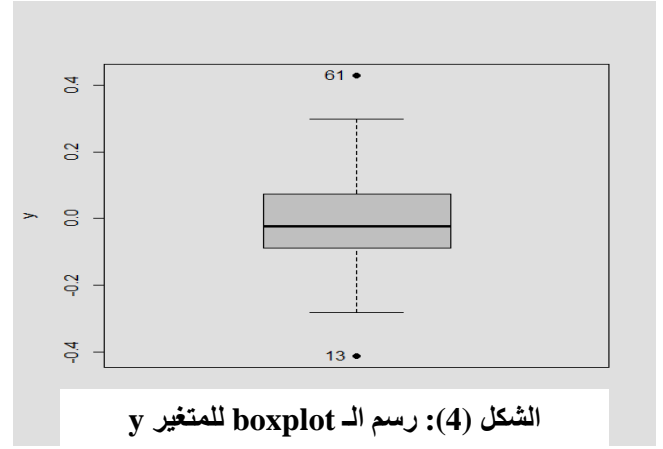
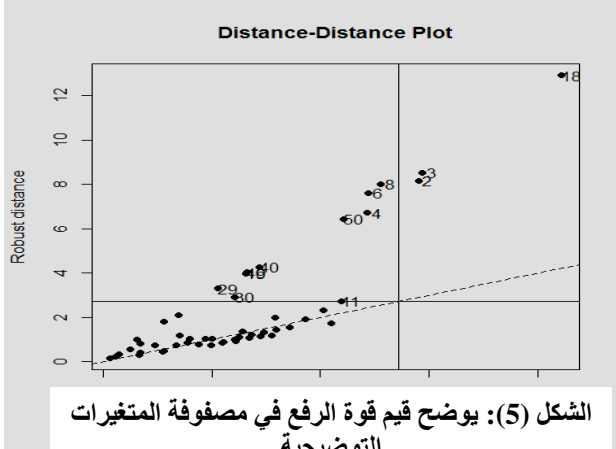
كما تم استخدام اسلوب العدد الشرطي الموضح في المعادلة (33) وكانت نتيجة العدد الشرطي  $C.N. = 43.9$  وهو يدل على وجود تداخل خطي قوي بين المتغيرين. (Lawrence & Arthur,1990).

واخيراً تم استخدام اختبار Farrar-Glauber الموضح في المعادلة (34) ووجد ان  $\chi_0^2 = 150.14$ . وهي اكبر من الجدولية  $\chi^2_{(1,0.05)} = 3.841$  مما يعني قبول الفرضية البديلة اي أن المتغيرات ليست متعامدة (غير مستقلة).

$$\text{والفرضية المستخدمة في هذا الجانب هي: } H_0 : r_1 = 0, H_1 : r_1 \neq 0$$



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة



وقد تم استخدام أسلوب OLS واسلوب RMM في حساب مقياس حجم التأثير المقترح  $r_1$  مع حدود الثقة له وسعتها ومتوسط مربعات الخطأ لكل أسلوب. والنتائج موضحة في الجدول (6). ومن خلال الجدول (6) ادناه وبعد تحويل المتغيرات إلى الصورة القياسية نلاحظ كفاءة أسلوب (RMM) لمقياس حجم التأثير المقترح من خلال متوسط مربعات الخطأ  $MSE RMM$  والذي هو اقل من متوسط مربعات الخطأ بأسلوب (OLS)  $MSE OLS$ ، كما أن حدود الثقة لأسلوب (RMM) كانت لا تتضمن الصفر ( $r_1 = 0$ ) على عكس أسلوب (OLS) مما يدل على معنوية المقياس المقترح باستخدام أسلوب (RMM) من حيث تأثير قيمة المعلمة  $\hat{d}$  على التأثير المباشر  $\hat{c}'$ . كما أن قيمة المقياس المقترح لمقدر الحرف الحصين  $r_1$  RMM كانت اقل منه لأسلوب (OLS) مع أن قيمة المعلمة المقدرة  $\hat{d}$  للأسلوبين كانت متساوية تقريباً الا أن قيمة المعلمة المقدرة  $\hat{c}'$  للمقدر (RMM) كانت ادق مقارنة بأسلوب (OLS) والسبب في ذلك قد يرجع الى التداخل الخطي الموجود بين المتغيرين، كما ان عدم دقة أسلوب (OLS) تمثل أيضاً في قيمة المعلمة المقدرة  $\hat{b}$  والتي ظهرت بإشارة سالبة وهي مخالفة لمنطقية العلاقة بين المتغير التوسطي المتمثل بالوزن مع المتغير التابع المتمثل بالعمر وهي من المشاكل التي تعاني منها طريقة المربعات الصغرى بوجود مشكلة تعدد العلاقة الخطية والتي تسمى بعدم استقرار المعلمات، وعلى العكس بأسلوب (RMM) والذي اظهر إشارة المعلمة المقدرة  $\hat{b}$  موجبة وهي مطابقة لمنطقية العلاقة بين المتغيرين المذكورين.

جدول (6) نتائج بيانات مستشفى السلام في الموصل لمقياس حجم التأثير المقترح							
$r_1$	$c'$	$d$	$b$	LCI	UCI	width	MSE
OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
1.047	0.8068	0.77	-0.0078	-0.254	2.349	2.604	0.664
$r_1$	$c'$	$d$	$b$	LCI	UCI	width	MSE
RMM	RMM	RMM	RMM	RMM	RMM	RMM	RMM
0.751	0.589	0.784	0.209	0.491	1.011	0.519	0.132



## مقياس مقترح لحجم التأثير في التحليل التوسطي مع حل لبعض المشاكل في عملية الوساطة

### 4- الاستنتاجات

نستنتج من خلال ما تبين في الجانب النظري واثبت في التطبيق العملي أن المقياس المقترح قد اثبت أن معلمة الانحدار للمتغير التابع على المتغير التوسطي من دون وجود المتغير المستقل في النموذج لها تأثير على التأثير المباشر وذلك من خلال زيادة قيمته تدريجياً والذي يؤدي إلى تناقص قيم المقياس المقترح  $r_1$  الموضح بالمعادلة (12) تدريجياً. كما أن اسلوب الحرف الحصين باستخدام مقدرات MM الحصينة وتطبيقه في تحليل الوساطة قد اثبت كفاءته سواءً بالبيانات المولدة او بالبيانات الحقيقية وخاصة عند وجود تطرف وتداخل خطي في البيانات. بالإضافة إلى ذلك فإن استخدام طريقة دلتا قد ساعد على ايجاد تباين للمقياس المقترح وبالتالي ايجاد حدود الثقة له والتي اثبتت أن حدود الثقة باستخدام اسلوب الحرف الحصين لا تحتوي على الصفر في حدودها مما يدل على معنوية مقياس حجم التأثير المقترح وعلى العكس عند استخدام المربعات الصغرى، والذي يعني ان المقياس المقترح كان معنوي باستخدام مقدر الحرف الحصين اي أن هذا المقياس اثبت أن المعلمة  $d$  للنموذج (11) لها تأثير على التأثير المباشر  $c'$ ، اي ان النموذج (11) يمكن استخدامه في تحليل الوساطة كونه يمثل العلاقة بين المتغير التابع  $y$  والمتغير التوسطي  $M$ . أن التحليل التوسطي يعاني ضمناً من مشكلة التداخل الخطي بين المتغيرين التوسطي والتنبؤي (Beasley,2012) وذلك ناتج من السلسلة السببية التي يتميز بها التحليل التوسطي من حيث انتقال التأثير من المتغير التنبؤي إلى المتغير التوسطي والذي بدوره ينقل هذا التأثير إلى المتغير التابع مما يؤدي إلى ظهور مشكلة التداخل الخطي عند استخدام المعادلة (2). لذا ينصح باستخدام اسلوب الحرف الحصين كونه يعالج مشكلة التداخل الخطي وكذلك التطرف في البيانات في التحليل التوسطي مع اعطاء نتائج دقيقة.

### المصادر

- 1- كاظم، اموري هادي، 2002. القياس الاقتصادي المتقدم، النظرية والتطبيق. المكتبة الوطنية.
- 2- محمد، لقاء علي و جويد، افراح كاظم، 2010. مقارنة المقدرات الحصينة في اسلوب التحليل العاملي. المجلة العراقية للعلوم الاحصائية. [ص207-226].
- 3- Alwin, D. F., & Hauser, R. M.,(1975). The decomposition of effects in path analysis. *American Sociological Review*, 40, 37–47.
- 4- Askin R G and Montgomery D. C.,(1980). Augmented robust estimators *Technometrics*.; 22: 333-341.
- 5- Beasley T. Mark ,(2012). Power of Product Tests of Mediation as a Function of Mediator Collinearity. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, Vol. 38(2).
- 6- Belsley, D., Kuh, E., and Welsh, R. E.,(1980). *Regression Diagnostics*. Wiley, New york.
- 7- Buyse, M., & Molenberghs, G.,(1998). Criteria for the validation of surrogate endpoints in randomized experiments. *Biometrics*, 54, 1014–1029.
- 8- Carter, N. J., Schwertman, N. C., and T. L. Kiser,( 2009) A comparison of two boxplot methods for detecting univariate outliers which adjust for sample size and asymmetry. *Statistical Methodology*, 6(6):604–621,.
- 9- Cohen, J.,(1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 10- Fisher, J. C. and Mason, R. L.,(1981)"The Analysis of Multicollinear data in criminology",Acadmic Press,Inc.
- 11- Gunst, R. F. and Mason, R. L.,(1980). *Regression Analysis and its Application*, Marcel Dekker, Inc. New york, U.S.A.



- 12- Hadi, A. S. and J. S. Simonoff,(1993). 'Procedures for the Identification of Multiple Outliers in Linear Models.' *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 88, No. 424, pp.1264-1272.
- 13- Harlow, L. L., Mulaik, S. A., & Steiger, J. H., (1997). *What if there were no significance tests?* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 14- Hoerl, A. E. and K. F. Baldwin,(1975). Ridge Regression: Some Simulations. *Communications in Statistics*,; (4): 104-123.
- 15- Hoerl, A. E. and Kennard, R. W.,(1970a).Ridge Regression : Biased estimation for Nonorthogonal problems. *Technometrics*, Vol. 12,P(55-67).
- 16- Krantz, D. H.,(1999). The null hypothesis testing controversy in psychology. *Journal of the American Statistical Association*, 44, 1372–1381.
- 17- Lawrence D. Kenneth and Arthur L. Jeffrey,(1990).*Robust Regression Analysis and Applications*. Marcel Dekker, INC.
- 18- MacKinnon, D. P., Lockwood C. M., & Williams, J.,(2004). Confidence limits for the indirect effect: Distribution of the product and resampling methods. *Multivariate Behavioral Research*, 39, 99–128.
- 19- MacKinnon, D. P., Lockwood C. M., Hoffman, J. M., West, S. G., & Sheets, V.,(2002).A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects. *Psychological Methods*, 7, 83–104.
- 20- Mackinnon, D. P.,(2008).*Introduction to statistical Mediation analysis* .Taylor & Francis Group, LLC.
- 21- Mansfeld, E. R. Webster, J. T. and Gunst, R. F.,(1977), An Analytic Variable selection Techniques for principle component Regression , *Applied Statistics*, Vol. 26. No. 1. P(34-40).
- 22- Marquardt, D. W.,(1970). Generalized Inverse, Ridge Regression, Biased Linear Estimation and Nonlinear Estimation; *Technometrics*, Vol.12,p(591-612).
- 23- Olive, D. J. and D. M. Hawkins,(2008). 'The Breakdown of Breakdown'[Online].URL<http://www.math.siu.edu/olive/ppbdbd.pdf> .
- 24- Pati K. Dano, Robiah Adnan and Rasheed B. Abdulkadir ,(2014). Using Ridge Least Median Squares to Estimate the Parameter by Solving Multicollinearity and Outliers Problems. *Nature and Science*;12(11).
- 25- Pfaffenberger, R.C. and Dielman, T.E.,(1990). Acomparison of regression estimators when both multicollinearity and outliers are present. Edit by: Arthur, Marcel Dekker, Inc. New York and Basel.
- 26- Preacher J. Kristopher and James P. Selig,(2012). Advantages of Monte Carlo Confidence Intervals for Indirect Effects. *Communication Methods and Measures*, 6:77–98.
- 27- ROUSSEEUW J. Peter. And LEROY M. ANNICK,(1987), *Robust Regression and Outlier Detection*, JOHN WILEY & SONS.
- 28- Rousseeuw, P. J. and V. J. Yohai,(1984). 'Robust regression by means of S-estimators.' *Robust and Nonlinear Time Series Analysis*, eds. J. Franke, W. Härdel, and D. Martin. New York: Springer-Verlag, pp. 256-272.



- 29- Rousseeuw, P. J.,(1983), **Multivariate Estimation With High Breakdown Point**, paper presented at Fourth Pannonian Symposium on Mathematical Statistics and Probability.
- 30- Samkar, Hatice and Alpu, Ozlem,(2010) .**Ridge Regression Based on some Roubest Estimators**. Journal of Modern Applied Statistical Methods. Vol. 9, No. 2, 495-501.
- 31- Sobel, M. E. ,(1982). **Asymptotic confi dence intervals for indirect effects in structural equation models**. Sociological Methodology, 13, 290–312.
- 32- Tofughi, D. , Mackinnon, P. D. and Yoon M.,(2009). **Covariances between regression coefficient estimates in a single mediator model**. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 62, 457–484.
- 33- Yohai, V.J. ,(1987). **High Breakdown-point and High Efficiency Estimates for Regression.**, The Annals of Statistics 15, 642.65.
- 34- Zahari, Siti Meriam Mohammad said Zainol and Muhammad Iqbal al-Banna bin Ismail,(2012).**Weighted Ridge MM-Estimator in Robust Ridge Regression with Multicollinearity**. Mathematical Models and Methods in Modern Science; PP(106-7).



## Proposed Measure for Effect Size in Mediation Analysis with Solution to Some Mediation Process Problems

### Abstract

In this paper, the effect size measures was discussed, which are useful in many estimation processes for direct effect and its relation with indirect and total effects. In addition, an algorithm to calculate the suggested measure of effect size was suggested that represent the ratio of direct effect to the effect of the estimated parameter using the Regression equation of the dependent variable on the mediator variable without using the independent variable in the model. Where this an algorithm clear the possibility to use this regression equation in Mediation Analysis, where usually used the Mediator and independent variable together when the dependent variable regresses on them. Also this an algorithm to show how effect of the parameter estimate of the equation Regression that contain the mediator variable only on the direct effect. The Robust Ridge Regression approach that suggested by (Askin and Montgomery,1980) is used also in mediation analysis as suggested procedure by used it in mediation analysis to overcome on the linear dependency in Mediation Analysis, furthermore we remedy the outlier points problem in the data. All that was explained through generated and real data.

**Keywords:** Mediation Analysis, Effect size Measures, Robust Ridge procedure, Robust Regression.