اختبار متغيرات الوساطة الإحصائية في أنموذج المعادلات الهيكلية مع تطبيق عملي

أ.م. غفران اسماعيل كمال/ كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد
الباحث/ بشرى سعد جاسم

تاريخ التقديم:2016/7/24
تاريخ القبول:2016/9/28

المستخلص:

يدرس هذا البحث طريقة واحدة من طرائق تقدير واختبار معلمات متغيرات الوساطة (Mediation) في انموذج المعادلات الهيكلية SEM وهي طريقة التمهيد bootstrap، لغرض تطبيقها على بيانات المسح المتكامل للاوضاع الاجتماعية والصحية للمرأة العراقية (I-WISH) لسنة 2011 من وزارة التخطيط – الجهاز المركزي للاحصاء ، وطبقت على البيانات الماخوذة شروط ملائمة البيانات لانموذج المعادلة الهيكلية SEM باستخدام التحليل العاملي التوكيدي CFA (Confirmatory Factor Analysis) كاسلوب لمعرفة تطابق المتغيرات التي تؤلف الانموذج ، وبعد التاكد من مطابقة الانموذج او ملأمته يتم اختبار وجود تاثير متغير الوساطة في الانموذج بحسب طريقة التمهيد bootstrap التي ذكرت انفا باستخدام برنامج AMOS V.23 ، ، كما توصلت الباحثة الى ان المتغير المستقل X يؤثر في المتغير التابع Y بصورة غير مباشرة من خلال متغير وساطة واحد اي وجود وساطة مفردة في الانموذج.

المصطلحات الرئيسة للبحث / **الانموذج الهيكلي ، الوساطة ، التمهيد bootstrap.**

مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية
العدد 98 المجلد 23
الصفحات 453-472

*البحث مستل من رسالة ماجستير

1- المقدمة :

ان لنماذج الانحدار (regression analysis) أساليب كثيرة ومتنوعة مما جعلها محط اهتمام الكثير من الباحثين، فالعديد من نماذج الانحدار تقيس العلاقات المباشرة بين متغير مستقل (Independent variable) وأخر تابع فتتكون على اثر ذلك معادلة انحدار بسيطة او متعددة ، بينما هناك مجالات تطبيقية تشمل قياسها للعلاقات غير المباشرة نتيجة لتعقد الظواهر المدروسة وتشابكها في علاقات متداخلة ، ففي هذه الحالة يستخدم أنموذج يسمى بأنموذج المعادلة الهيكلية (Structural Equation Model) SEM لأنه الأسلوب الأكثر ملائمة وفعالية في اختبار الظواهر المعقدة، فمن خلاله يختبر مدى صدق الأنموذج المبني على أساس ظاهرة معينة من خلال عدة أساليب إحصائية منها التحليل ألعاملي ألتوكيدي CFA (Confirmatory Factor Analysis) .

فلذلك أصبح أنموذج المعادلة الهيكلية ذا استخدامات وأهمية في كثير من التخصصات المتنوعة منها الاقتصادية والبيولوجية والطبية والنفسية والاجتماعية والإدارية.

2- هدف البحث :

هدف البحث يعود أساسا الى أهمية وجود الوساطة في أنموذج المعادلة الهيكلية ، وبناء الأنموذج وتقييم هذا الأنموذج من خلال مدى مطابقته للبيانات المستخدمة وتقدير معالمه ، بعدها يتم اختبار الوساطة لمعرفة تأثير المتغير المستقل X على المتغير التابع Y بصورة غير مباشرة من خلال طريقة ال bootstrap.

1-1 الاستعراض التأريخي Historical Review

نسنعرض بعض الدراسات والبحوث التي لها صلة دقيقة بموضوع البحث مقترنة باسماء الباحثين فيما يأتي :

عام (1984م) قدم James و Brett [18] دراسه بيّنا فيها مجموعة من النقاط منها (1) عرفا الوساطة بانها إطار سببي ينقل تاثير المتغير المستقل X الى المتغير التابع Y من خلاله (2) العلاقات المرتبطة بالوساطة تفترض ان تكون غير خطية وغير متكررة (3) إجراءات اختبار الوساطة في علم النفس تحتاج ان تكون متجددة لان هذه الإجراءات غالبا ما تستلزم التفاعل بين الاختبارات الإحصائية الاستكشافية (الارتباطية) وبين التحليلات التوكيدية (السببية)

عام (1988)م قدم كل من Anderson و Gerbing [19] دراسة استخدما فيها انموذج المعادلة الهيكلية لاختبار النظريات المهمة طبقا للتحليل ألعاملي ألتوكيدي في دراستهما وميزا بين التحليل ألعاملي الاستكشافي والتوكيدي ، وناقشا التمييز بينهما من خلال اختبار النظريات مقارنة مع التطبيقات التنبؤية.

في عام (2006)م اقترح Bauer واخرون [20] إجراءات جديدة لتقييم او حساب التأثيرات المباشرة وغير المباشرة والكلية في نماذج متعددة المستويات ، وقدموا في دراستهم صيغاً عدة لحساب المتوسط والتباين للاثار غير المباشرة والكلية ، واستنتجوا من خلال تطبيقهم المحاكاة للوساطة في نماذج متعددة المستويات بان معظم التقديرات هي غير متحيزة و حدود الثقة تكون مستندة الى التوزيع الطبيعي او الى توزيع العينات حيث تكون نتائج المحاكاة جيدة عندما تتوزع التأثيرات توزيعاً طبيعياً ولكن عندما لايتحقق هذا تكون نتائج المحاكاة اقل جودةً .

في عام (2013)م عرف Midi و Fitrianto [21] الوساطة بانها تاثير مفترض بسلسلة سببية ، ووصفا السلسلة السببية بانها متكونة من متغير مستقل ووساطة وتابع ، وقدما بحثا اعتمدا فيه على معاملات المسار المعيارية standardized لنموذج وساطة بسيط وبينا في بحثهما ان استخدام معاملات المسار المعيارية تكون اكثر وضوحا من معاملات المسار غير المعيارية unstandardized .

الجانب النظري :

3- انموذج المعادلة الهيكلية Structural equation model

يعد أنموذج المعادلة الهيكلية أنموذجا عام واسلوب متعدد الاستخدامات بسبب مرونته [7]، فقد استخدم في كثير من التطبيقات والعلوم منها العلوم الاجتماعية والسلوكية والصحية والاقتصادية فضلا عن كثير من التخصصات الأخرى ، واستخدم كذلك في تمثيل العلاقات بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة في بيانات متعددة المتغيرات[9] ولأنموذج المعادلة الهيكلية عدة تعاريف أهمها:

انه أنموذج متكون من مجموعة من المعادلات مبنية على أساس علاقات خطية بين المتغيرات ذات التأثيرات المباشرة وأخرى ذات تأثير غير المباشر متآلفة من متغيرات كامنة والذي بدوره يتضمن مجموعة من المؤشرات الدالة عليه[4]، ويمكن تمثيل الأنموذج الهيكلي بالمعادلات الآتية[6]:

$$Y_{i=}\beta_{01}+\beta_{11}X_i + e_{i1} \ \dots(1)$$
$$M_i = \beta_{02} + \beta_{12}X_i + e_{i2} \dots(2)$$
$$y = \beta_{03} + \beta_{13}x_i + \beta_{23}M + e_{i3} \dots(3)$$

لكل من :i=1,2,…..n

إذ ان:

Y_i: يمثل المتغير المعتمد لn من المشاهدات

x_i: يمثل المتغير المستقل لn من المشاهدات

M_i: يمثل متغير الوساطة لn من المشاهدات

$\beta_{02}, \beta_{01}, \beta_{03}$:يمثل الحد الثابت لكل معادلة

β_{11}:يمثل التأثير الكلي للمتغير المستقل x على المتغير التابع y

β_{13}:يمثل التأثير المباشر للمتغير المستقل x على المتغير التابع y عبر متغير الوساطة m

β_{12}:يمثل تأثير المتغير المستقل x على متغير الوساطة m_i

β_{23}:يمثل تأثير متغير الوساطة m على المتغير التابع y عبر المتغير المستقل x

$U_{i2}, U_{i1} U_{i3}$: يمثل حد الخطأ لكل معادله ، i=1,2,3 وان حد الخطأ لكل معادلة يتوزع التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين σ^2

4- حسن مطابقة أنموذج المعادلة الهيكلية:

هناك مؤشرات كثيرة يمكن من خلالها تقويم أنموذج المعادلة الهيكلية اي تحديد مدى ملاءمة او مطابقة الأنموذج المفترض للبيانات المستخدمة ، ولحساب هذه المؤشرات يكون من خلال استخدام التحليل ألعاملي ألتوكيدي Confirmatory Factor Analysis (CFA) الذي يعد من احد تطبيقات أنموذج المعادلة الهيكلية SEM و يتيح الفرصة لتحديد واختبار صحة الأنموذج الذي تم بناؤه في ضوء أسس نظرية سابقة.

والمؤشرات مبينة في الجدول الأتي[2]

جدول 1 مؤشرات حسن المطابقة بحسب انموذج المعادلات الهيكلية SEM

المؤشر	القيمة المقبولة للمطابقة	قيمة افضل مطابقة
مربع كاي Chi-square ودرجة حريته df ومستوى الدلالة	اذا كانت قيمه Chi-square غير دالة ومرتفعة	اذا كانت قيمه Chi-square منخفضة فيشير الى تطابق افضل
نسبة قيمة (square/df)	اقل من 5 قبول وتطابق جيد	القيم المنخفضة تدل على تطابق افضل
مؤشر المطابقة المقارن (Comparative . Fit Index) CFI	0.90 او اكبر	الواحد الصحيح
مؤشر حسن المطابقة (Goodness of fit) GFI	0.90 او اكبر	الواحد الصحيح
مؤشر حسن المطابقة المعدل (Adjusted Goodness of Fit Index)AGFI	0.90 او اكبر	الواحد الصحيح
مؤشر تاكر لويس (Tucker & Lewis, 1973) TLI	0.90 او اكبر	الواحد الصحيح
مؤشر المطابقة المعياري (Nomed Fit Index) NFI	0.90 او اكبر	الواحد الصحيح
الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (Root Mean Square Error of Approximation) RMSEA	اقل من 0.05	الصفر

5- الوساطة الإحصائية statistical mediation

استخدمت الوساطة الإحصائية من قبل كثير من الباحثين في مختلف العلوم ، حيث أطلق عليها الباحثين النفسيين تسمية التاثير غير المباشر وذلك لان التأثير ينتقل من المتغير المستقل x الى المتغير التابع y عن طريق متغير ثالث[15].

و للأنموذج الهيكلي تأثيرات مباشرة وغير مباشرة فالتأثير المباشر يكون من خلال تأثير المتغير المستقل x على المتغير التابع y بصورة مباشرة اي :

$$X \longrightarrow y$$

إما التأثير غير مباشر فيكون انتقال تاثير المتغير المستقل x على المتغير التابع y عبر متغير اخر (متغير ثالث) :

$$X \longrightarrow M \longrightarrow y$$

اذ ان M تمثل التأثير غير المباشر و تسمى بالوساطة الإحصائية

6-طريقة التمهيد لتقدير واختبار متغير الوساطة الإحصائية

Bootstrap estimation method and test the statistical variable mediation

تعد هذه الطريقة من أساليب إعادة المعاينة لانها طريقة تكرارية هدفها معالجة دقة التقديرات في العينات ، حيث تقوم على مبدأ إيجاد تقديرات غير متحيزة من مجموعة من التقديرات المتحيزة وذلك بتوليد مجموعة كبيرة من العينات المسحوبة بشكل عشوائي من بيانات العينة نفسها مع الإرجاع وبحجم العينة الأصلي نفسه[1].

اي يكون حجم العينة هو n^n

وتكون العينات المسحوبة معبر عنها بالاتي[16] :

$$x^* = (x_1^* , \dots , x_n^*) \quad \text{_____ (7)}$$

وبهذه الحالة تحل مشكلة صغر حجم العينة من خلال إعادة المعاينة وتوليد عدد كبير من العينات لn من التكرارت وبالتالي يتم الحصول على n من التقديرات لمعلمات الأنموذج وان معدل هذه التقديرات تدعى بتقدير الbootstrap.

فلذلك فضل كثير من العلماء استخدام هذه الطريقة في تقدير واختبار التاثيرات غير المباشرة لكونها تتصف بالمميزات التي ذكرت أنفا[14] .

كما ان الbootstrap لاتفترض التوزيع الطبيعي او اي توزيع اخر على تقديرات معلمات الأنموذج وإنما نعلم شكل التوزيع من عينات الbootstrap التي تم سحبها من عينة المجتمع قيد الدراسة مع الاستبدال[12] ، لأنه سيتولد توزيع للعينة الجديدة المسحوبة للbootstrap والتوزيع الناتج يساعدنا في حساب قيمة الخطأ المعياري للتأثير غير المباشر ، لكن هذا التوزيع يكون غير متماثل (او غير متوازن) فلذلك أدى الأمر إلى استخراج حدود الثقة CI (Confidence Limit) لتقديرات التأثير غير المباشر لكي يصبح التقدير متماثل[10] وهذا سيساعدنا على اختبار المعنوية الإحصائية للتأثير غير المباشر[12]

ولاستخراج حدود الثقة يكون حسب الخطوات الاتية[12]:

1-نحدد المجتمع المراد سحب العينات منه

2-نسحب عينة بحجم n من بيانات المجتمع قيد الدراسة مع الاستبدال

3-نستمر بعمليه سحب العينات والاستبدال الى ان يصبح حجم العينة كبير

4-نقوم بتقدير قيمه الθ في العينات المسحوبة للbootstrap و θ هي متجه لمعلمات الانموذج كما يعبر عنها بالاتي[11] :

$$\theta = (\beta_{02}, \beta_{03}, \beta_{12}, \beta_{23}, \beta_{13}, \sigma_{u2}^2, \sigma_{u3}^2, \beta_{23}\beta_{12})^n \quad \text{_____ (8)}$$

ان كل عينة من عينات الbootstrap ستقدر لها $\hat{\theta}$ فلذلك يعبر عن $\hat{\theta}^b$ ب $\hat{\theta}$ لكل من[12] b=1,2,…,n

5-نعيد الخطوات اعلاه لn من المرات

6-يتم معرفة توزيع المعلمات التي تم تقديرها في الخطوة (4) من خلال توزيع عينات الbootstrap[13]

وبعد إجراء الخطوات المذكورة انفا نقوم بتقدير الخطأ المعياري للθ̂ ومقدار التحيز لعينات ال bootstrap[11] وكالاتي :

$$SE_{\hat{\theta}} = \sqrt{\frac{\sum_{b=1}^{n} (\hat{\theta}^b - \bar{\hat{\theta}})^2}{B-1}} \quad \text{……..(9)}$$

اذ ان $\bar{\hat{\theta}}$ يمثل معدل تقديرات معلمات الأنموذج وكالاتي :

$$\bar{\hat{\theta}} = \frac{\sum_{b=1}^{n} \hat{\theta}^b}{B} \quad \text{……..(10)}$$

اما مقدار التحيز فيمكن قياسه كالأتي :

Bias $(\hat{\theta})$ = E $(\hat{\theta})$-θ

$$= \bar{\hat{\theta}} - \theta \quad \text{_____(11)}$$

وبعد ان يتم استخراج قيمه الخطأ المعياري ومقدار التحيز لعينات الbootstrap بإمكاننا حساب حدود الثقة لمقدرات معلمات الأنموذج حسب الصيغة الاتية :

$$pr(\hat{\theta}_n - Z_{\alpha/2} SE_{\hat{\theta}_n} / \sqrt{n} \leq \theta \leq \hat{\theta}_n + Z_{\alpha/2} SE_{\hat{\theta}_n} / \sqrt{n}) = 1 - \alpha$$

وبعد استخراج حدود الثقة نقوم بتقدير واختبار تأثير متغيرات الوساطة بالاستناد الى الفرضيتين الآتيتين:

H_0 : عدم وجود تأثيرات غير مباشرة في الأنموذج

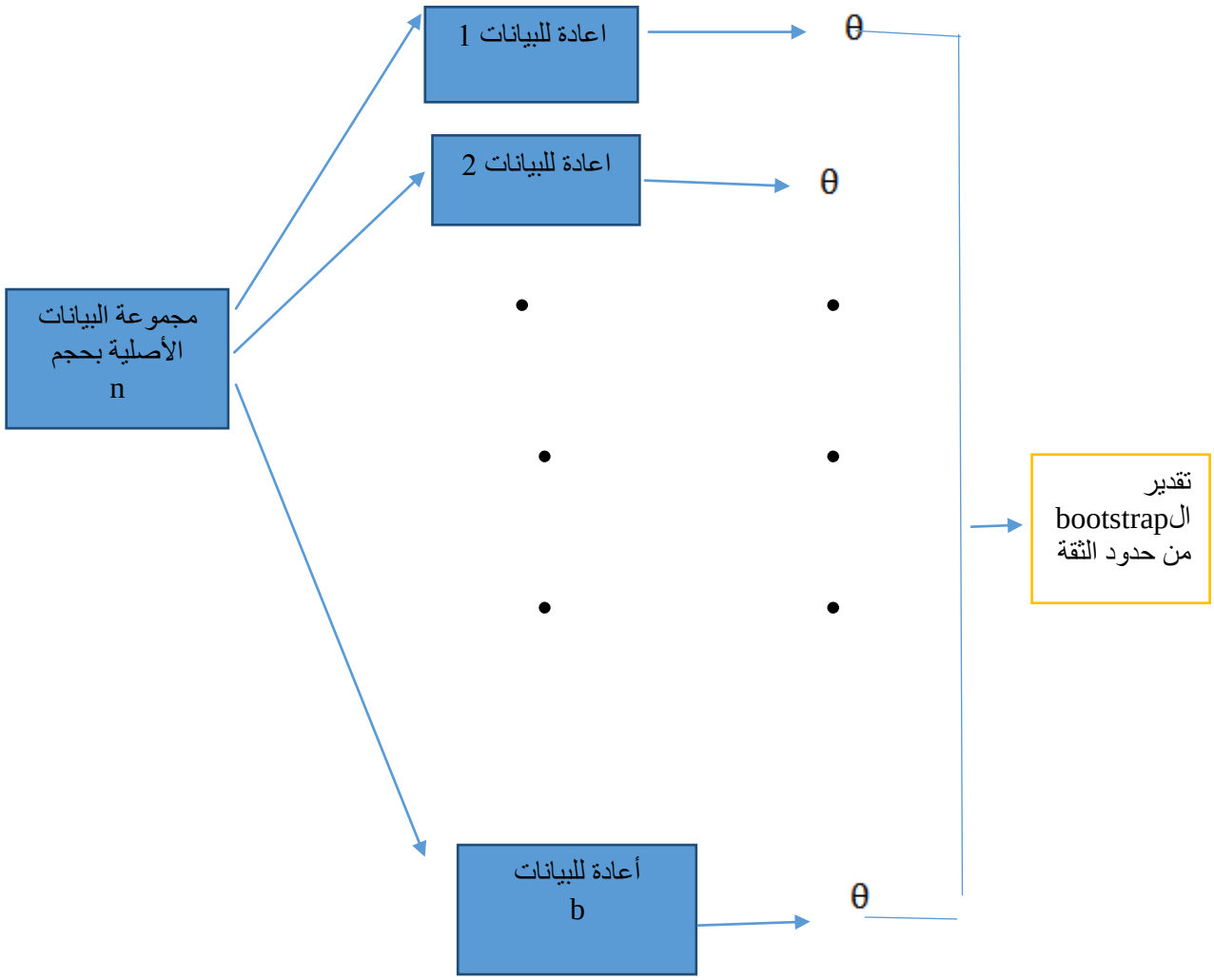
$$H_0: = 0\beta_{23}\ \ \beta_{12}$$

H_1 : وجود تأثيرات غير مباشرة في الأنموذج.

$$: \beta_{23}\ \ \beta_{12} \neq 0H_1$$

والمخطط الأتي يبين وصف لخطوات طريقة ال bootstrap[17]

تكرار ال bootstrap للمعلمة أحجام عينة الbootstrap



مخطط (9) : خطوات طريقة الbootstrap

الجانب التطبيقي:

البيانات التي نحن بصدد دراستها معتمدة على استمارات وتقارير المسح المتكامل للاوضاع الاجتماعية والصحية للمرأة العراقية لسنة 2011 متمثلة ب(220) مشاهدة.

7- توصيف الأنموذج

لتكوين أنموذج هيكلي فانه لابد من تحديد وتعريف المتغير المستقل (x) والمتغير المعتمد (y) ومتغيرات الوساطة (M_1 و M_2)

7-1 المتغير المعتمد :

Y: العنف ضد المرأة، يعرف العنف ضد المرأة : بأنه الاستخدام المتعمد للقوة او السلطة لاي عمل من أعمال العنف ضد المرأة او مجتمع بأكمله ينتج عنه او من المحتمل ان ينتج عنه اذى او موت او إصابات جسدية او نفسية للمرأة ويشمل أيضا التهديدات بهذا الفعل او حرمان تعسفي من الحرية[3].

و العنف ضد المرأة y هو متغير كامن له ثلاثة مؤشرات هي :

المتغيرات المشاهدة	السؤال	الخيارات			
		نعم	لا	لا اعرف	لا ينطبق
Y_1	منع الزوج من رؤية الزوجة لأصدقائها	1	2	8	4
Y_2	تقليل الزوج من شأن زوجته أمام الآخرين	1	2	8	4
Y_3	ضرب الزوج لزوجته وإصابتها بجرح عميق او كسر في العظام	1	2	8	4

7-2 المتغير المستقل :

X: الحالة الثقافية للرجل ، وهو متغير كامن متكون من مؤشرين هما:

المتغيرات المشاهدة	السؤال	الخيارات				
		أنجاب الأطفال وتربيتهم	مشاركة الرجل في بناء الأسرة	العمل وتوفر أسباب العيش	الإسهام في التنمية وصنع القرار	أخرى
X_1	رأي الرجل بالدور الرئيس للمرأة	1	2	3	4	6
X_2	رأي الرجل بدور المرأة في بناء المجتمع	المرأة تتبع الرجل في بناء المجتمع وتطويره	المرأة شريك في بناء المجتمع وتطويره	للمرأة دور رئيس في تقرير شؤون المرأة في المجتمع	اخرى	
		1	2	3	6	

7-3 متغيرات الوساطة :

M_1: تمكين المرأة، يعرف التمكين بصورة عامة : زيادة قدرة الناس على تغيير خياراتهم وأنماط حياتهم عندما تتهيء لهم القدرة على التغيير في وقت كانت غير متاحة لهم سابقا .

أما التمكين بالنسبة للمرأة فيعرف بأنه : العملية التي بموجبها تصبح النساء قادرات بالتعرف على أوضاعهن حتى يتمكن من اكتساب الثقة بالنفس ، اذ يصبحن قادرات على تطوير قدراتهن بالاعتماد على الذات ، وأنهن قادرات على أداء جميع الأدوار في المجتمع وفي كافة المجالات السياسية او التعليمي او الاقتصادية[3].

و التمكين M_1 هو متغير كامن متكون من اربعة مؤشرات هي :

المتغيرات المشاهدة	السؤال	الخيارات						
		دعم الأسر التي ترأسها نساء	منح فرص تعليمية إضافية للنساء	وضع قوانين للأسرة وحماية المرأة	وضع سياسات سكانية داعمة للمرأة	الاهتمام بتوعية الشابات بحقوقهن	أخرى	لا اعرف
M_{11}	تمكين المرأة لقيامها بدورها الأسري	1	2	3	4	5	6	8
M_{12}	تمكين المرأة بقيامها بدورها الاجتماعي	توفير مشاريع داعمة للنساء	تأسيس منتديات اجتماعية للنساء	برامج توعية اجتماعية للنساء	برامج توعية اجتماعية للرجال	تشريع قوانين داعمة للمرأة اجتماعيا	أخرى	
		1	2	3	4	5	6	
M_{13}	تمكين المرأة لقيامها بدورها الاقتصادي	زيادة عدد النساء في المواقع القيادية	مشاريع نسوية	مؤسسات إرشاد اقتصادي	مشاريع إقراض	توفير فرص عمل	تبني الموازنة الحساسة للنوع الاجتماعي	أخرى
		1	2	3	4	5	6	96
M_{14}	تمكين المرأة لقيامها بدورها السياسي	زيادة عدد النساء في المواقع القيادية	زيادة إشراك النساء في المواقع السياسية	دعم وزارة المرأة والمؤسسات النسوية	برامج دعم قدرات سياسية للنساء	أخرى		
		1	2	3	4	6		

M_2: تنظيم الأسرة، يعرف تنظيم الأسرة: بانه اتفاق الزوجين بينهما بتحديد عدد الأطفال الذين يرغبون بإنجابهم والمباعدة بين الأحمال باستخدام أساليب لتأجيل الحمل او معالجة العقم بما يتناسب مع الظروف الصحية والاجتماعية والاقتصادية[3].

و تنظيم الأسرة M_2 هو متغير كامن متكون من مؤشرين هما :

المتغيرات المشاهدة	السؤال	الخيارات			
		موافق	موافق بشروط	لا يوافق	لا اعرف
M_{21}	موافقة الزوج على استعمال وسائل تنظيم الأسرة	1	2	3	8
M_{22}	رغبة الزوج بنفس عدد الأطفال الذين ترغب بهم الزوجة ام اكثر ام اقل	نفس العدد	أطفال أكثر	أطفال اقل	لا اعرف
		1	2	3	8

اما معادلات الأنموذج الهيكلي فستكون بالصيغ الآتية:

$$Y = \beta_{01} + \beta_{11}X + e_1 _____ (1)$$
$$M_1 = \beta_{02} + \beta_{12}X + e_2 _____ (2)$$
$$M_2 = \beta_{02a} + \beta_{12a}X + e_{2a} _____ (2a)$$
$$Y = \beta_{03} + \beta_{13}X + \beta_{23}M_1 + \beta_{33}M_2 + e_3 _____ (3)$$

ومعادلات المتغيرات المشاهدة تكون كالأتي :

$$Y_1 = \alpha_1 Y + e_4$$
$$Y_2 = \alpha_2 Y + e_5$$
$$Y_3 = \alpha_3 Y + e_6$$
$$X_1 = \alpha_4 X + e_7$$
$$X_2 = \alpha_5 X + e_8$$
$$M_{11} = \alpha_6 M_1 + e_9$$
$$M_{12} = \alpha_7 M_1 + e_{10}$$
$$M_{13} = \alpha_8 M_1 + e_{11}$$
$$M_{14} = \alpha_9 M_1 + e_{12}$$
$$M_{21} = \alpha_{10} M_2 + e_{13}$$
$$M_{22} = \alpha_{11} M_2 + e_{14}$$

8-جودة الأنموذج الهيكلي Quality structural model

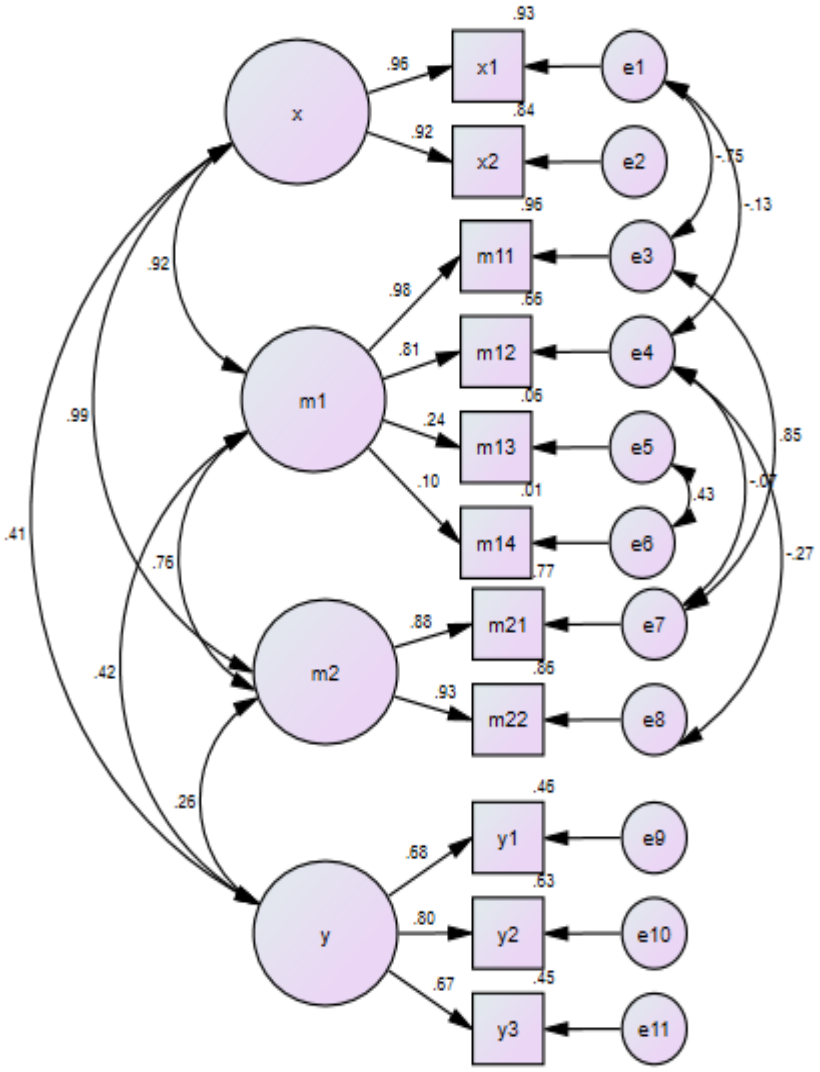
تم الحصول على مخرجات مؤشرات جودة المطابقة للأنموذج الهيكلي المقترح بإجراء التحليل ألعاملي ألتوكيدي (CFA) للمتغيرات والتي تم حسابها من برنامج AMOS V.23 وكما مبينة في الجدول الأتي:

جدول رقم (2) مؤشرات جودة المطابقة بحسب أنموذج المعادلات الهيكلية للبيانات المستخدمة

المؤشر	القيمة المسجلة	شرط القبول
Chi-square مربع كاي	22.868 ,P = 0.882 df =32 ،	اذا كانت قيمة Chi-square مرتفعة وغير دالة فتشير الى تطابق حسن
قيمة نسبة (square/def.)	0.715	اقل من 5 قبول وتطابق جيد
مؤشر حسن المطابقة GFI (Goodness of Fit Index)	0.981	تتراوح قيمته بين 0 و 1 القيمة المقبولة هي 0.90 او اكبر وكلما اقترب من الواحد يكون افضل
مؤشر حسن المطابقة المعدل AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index)	0.962	تتراوح قيمته بين 0 و 1 القيمة المقبولة هي 0.90 او اكبر وكلما اقترب من الواحد يكون افضل
مؤشر المطابقة المقارن CFI (Comparative Fit Index)	1.000	تتراوح قيمته بين 0 و 1 القيمة المقبوله هي 0.90 او اكبر وكلما اقترب من الواحد يكون افضل
الجذر ألتربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root *M*ean Square Error of Approximation (RMSEA)	.000	اقل من 0.05

مؤشر تاكر لويس TLI (Tucker & Lewis, 1973)	1.009	0.90 او اكبر
مؤشر المطابقة المعياري NFI (Normed Fit Index)	.988	0.90 او اكبر

يتضح من الجدول (2) ان جميع مؤشرات الجودة او حسن المطابقة كانت قيمها جيدة ،و هذا يدل على ملائمة الأنموذج للبيانات ، والشكل التالي يوضح التحليل ألعاملي ألتوكيدي (CAF) :



مخطط رقم (10)* : يوضح التحليل ألعاملي ألتوكيدي (CFA) للأنموذج المفترض
*من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج AMOS V.23

9-تقدير معلمات الأنموذج الهيكلي Estimate the structural model parameters

تم تقدير معلمات الأنموذج الهيكلي بطريقة الإمكان الأعظم ML بالاعتماد على البرنامج الجاهز AMOS V.23 وكانت نتائج التقدير مبينة في الجداول الآتية :

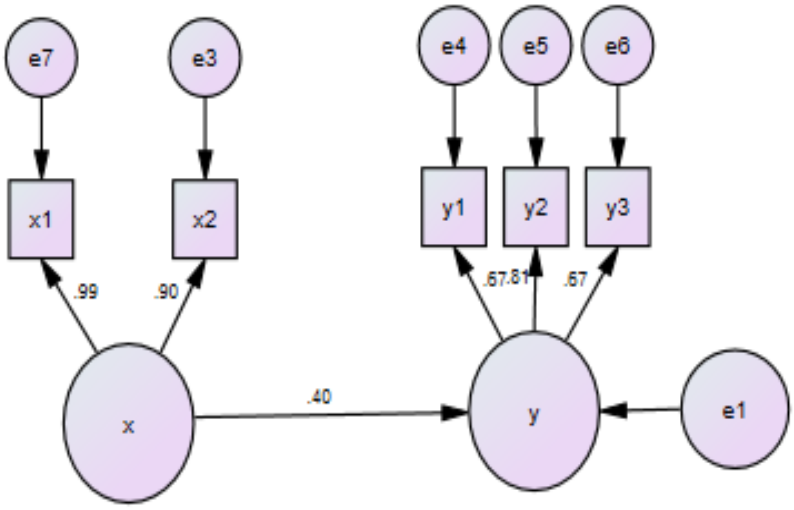
جدول (3) : تقديرات معلمات مسار التأثير المباشر

Variables	Estimate	S.E
Y<---X	0.647 (0.403)	0.140
X_1<---X	1.000 (0.986)	
X_2<---X	0.686 (0.898)	0.068
Y_1<---Y	1.000 (0.669)	
Y_2<---Y	1.254 (0.807)	0.159
Y_3<---Y	0.992 (0.668)	0.129

من الجدول أعلاه نوضح الأتي :

- التقديرات التي بدون أقواس تمثل التقديرات غير المعيارية Unstandardized estimates والتقديرات بين الأقواس تمثل التقديرات المعيارية standardized estimates والتي سيتم الاعتماد عليها في معادلات الأنموذج الهيكلي.
- الرقم (0.403) يمثل تقدير المعلمة β_{11} في المعادلة (1) من معادلات الأنموذج الهيكلي

ويمكن تمثيل التقديرات المذكورة انفاً بالشكل الأتي :



مخطط رقم (12) التقديرات المعيارية standardized estimates معلمات مسار التاثير المباشر

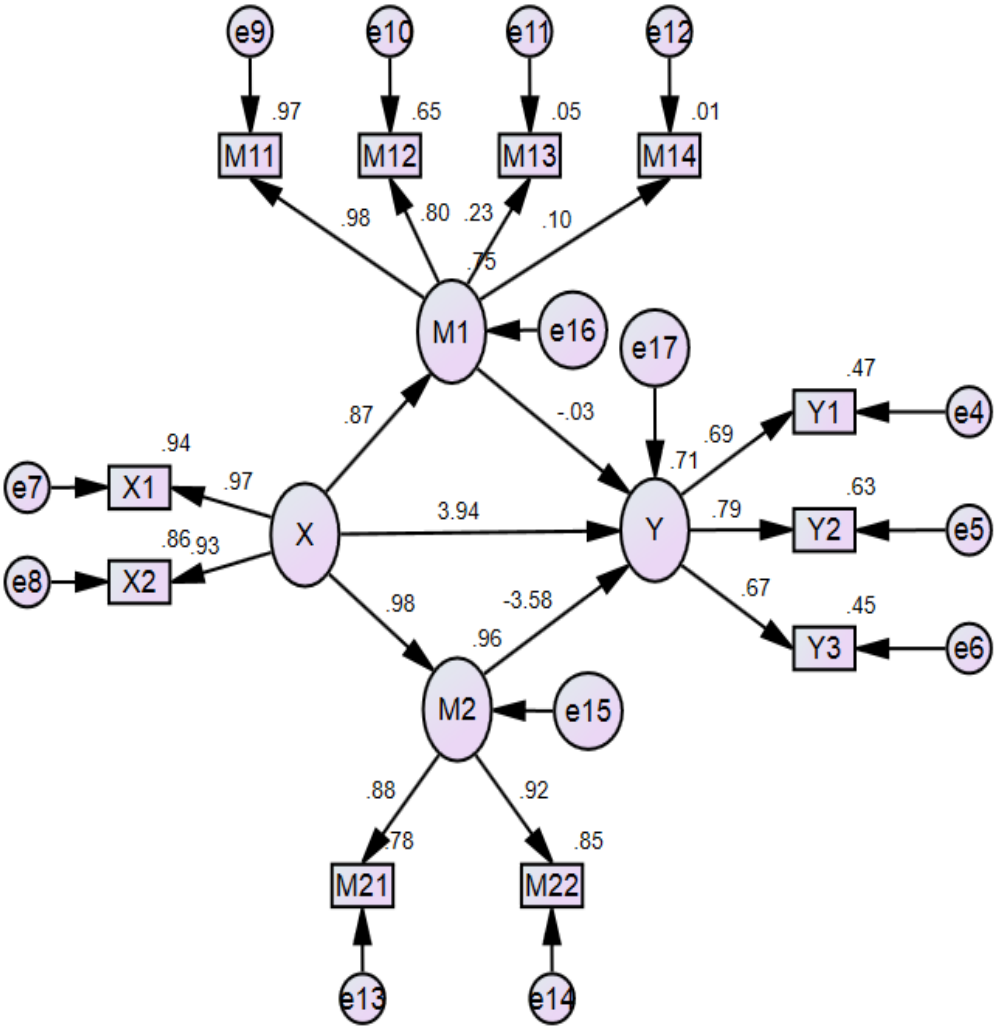
جدول (4) : تقديرات لمعلمات مسار التأثير المباشر و غير المباشر عبر متغيرات الوساطة

Variables	Estimate	S.E
Y<---X	6.385 (3.940)	2.965
X_1<---X	1.000 (0.970)	
X_2<---X	0.717 (0.925)	0.024
Y_1<---Y	1.033 (0.686)	0.131
Y_2<---Y	1.243 (0.794)	0.152
Y_3 <---Y	1.000 (0.668)	
M_1<---X	0.820 (0.867)	0.038
M_2<---X	1.878 (0.979)	0.071
Y<---M_2	-3.024 (-3.581)	1.539
Y<---M_1	-0.044 (-0.025)	0.270
M_{22}<---M_2	1.000 (0.923)	
M_{21}<---M_2	0.719 (0.882)	0.034
M_{11}<---M_1	1.000 (0.984)	
M_{12}<---M_1	0.376 (0.805)	0.022
M_{13}<---M_1	0.034 (0.229)	0.010
M_{14}<---M_1	0.007 (0.102)	0.005

من الجدول (4) نوضح الاتي :

- التقديرات التي بدون أقواس تمثل التقديرات غير المعيارية Unstandardized estimates والتقديرات بين الأقواس تمثل تقديرات المعيارية standardized estimates والتي سيتم الاعتماد عليها في معادلات الأنموذج الهيكلي.
- تقدير المسار X---> Y هو (3.940) والذي يمثل المعلمة β_{13} في المعادلة (3) من معادلات الأنموذج الهيكلي
- تقدير المسار X---> M_1 (0.867) يمثل المعلمة β_{12} في المعادلة (2) من معادلات الأنموذج الهيكلي
- تقدير المسار M_1---> Y (-0.025) يمثل المعلمة β_{23} في المعادلة (3) من معادلات الأنموذج الهيكلي
- تقدير المسار X---> M_2 (0.979) يمثل المعلمة β_{12a} في المعادلة (2a) من معادلات الأنموذج الهيكلي
- تقدير المسار M_2---> Y (-3.581) يمثل المعلمة β_{33} في المعادلة (3) من معادلات الأنموذج الهيكلي .ويمكن تمثيل التقديرات المذكورة انفاً بالشكل الأتي :

مخطط رقم (14) التقديرات المعيارية (standardized estimates) للانموذج الافتراضي



اما طريقة تقدير واختبار متغيرات الوساطة M_1 و M_2 تكون كالأتي :

10-**طريقة ال**bootstrap :

يمكن تلخيص خطوات ال**bootstrap** بالاتي :

1-وضع الفرضيات التي تستند اليها طريقة ال**bootstrap** وهي :

الفرضية الاولى :

H_0 : عدم وجود تاثير لمتغير الوساطة M_1 (التمكين) في الأنموذج

H_0: = 0 β_{23} β_{12}

VH_1 : وجود تاثير لمتغير الوساطة M_1 (التمكين) في الأنموذج .

VH_1 : β_{23} $\beta_{12} \neq 0$

الفرضية الثانية :

H_0 : عدم وجود تأثير لمتغير الوساطة M_2 (تنظيم الأسرة) في الأنموذج

$$H_0: = 0\beta_{12a} \ \beta_{33}$$

vH_1 : وجود تأثير لمتغير الوساطة M_2 (تنظيم الأسرة) في الأنموذج .

$$: \beta_{12a} \ \beta_{33} \neq 0 vH_1$$

2-استخراج مقدار التحيز والأخطاء المعيارية للمتغيرات بعد أعادة المعاينة ل2000 مرة باعتماد النتائج على برنامج AMOS V.23 كما مبين في الجدول الأتي:

جدول (16) التقديرات المتحيزة والأخطاء المعيارية لمعلمات الأنموذج الهيكلي

Variables	SE	SE-SE	Mean	Bias	SE-Bias
Y<---X	6.253	.099	7.467	1.082	.140
X_1<---X	.000	.000	1.000	.000	.000
X_2<---X	.042	.001	.712	-.005	.001
Y_1<---Y	.171	.003	1.055	.022	.004
Y_2<---Y	.167	.003	1.258	.015	.004
Y_3<---Y	.000	.000	1.000	.000	.000
M_1<---X	.071	.001	.820	.000	.002
M_2<---X	.071	.001	1.863	-.015	.002
Y<---M_2	3.117	.049	-3.600	-.576	.070
Y<---M_1	.492	.008	.065	.109	.011
M_{22}<---M_2	.000	.000	1.000	.000	.000
M_{21}<---M_2	.057	.001	.723	.004	.001
M_{11}<---M_1	.000	.000	1.000	.000	.000
M_{12}<---M_1	.039	.001	.377	.001	.001
M_{13}<---M_1	.016	.000	.038	.004	.000
M_{14}<---M_1	.006	.000	.011	.004	.000

3- استخراج نقاط النهاية الصغرى والعليا لحدود الثقة باعتماد النتائج على برنامج AMOS V.23 بحسب الجداول الآتية :

جدول رقم (17) نقاط النهاية الدنيا من حدود الثقة للمتغيرات الكامنة والمشاهدة- Lower Bounds Confidence (BC)

Variables	x	M_2	M_1	y
M_2	.000	.000	.000	.000
M_1	.000	.000	.000	.000
Y	-21.464	.000	.000	.000
	.834	.000	.000	.000
	.878	.000	.000	.000
y_1	.174	-15.716	-.374	.000
y_2	.210	-16.316	-.460	.000
y_3	.182	-15.360	-.389	.000
M_{14}	.046	.000	.000	.000
M_{13}	.105	.000	.000	.000
M_{12}	.631	.000	.000	.000
M_{11}	.821	.000	.000	.000
X_2	.000	.000	.000	.000
X_1	.000	.000	.000	.000

من الجدول (17) الرقم (-21.464) يمثل نقطة النهاية الدنيا (الحد الأدنى) من حدود الثقة للbootstrap للتأثير غير المباشر (تأثير الوساطة) من المتغير المستقل x (الحالة الثقافية للرجل) على المتغير المعتمد y (العنف ضد المرأة) بمستوى ثقة 95%

جدول رقم (18) نقاط النهاية العليا من حدود الثقة للمتغيرات الكامنة والمشاهدة- Upper Bounds Confidence (BC)

Variables	x	M_2	M_1	y
M_2	.000	.000	.000	.000
M_1	.000	.000	.000	.000
y	-.987	.000	.000	.000
M_{21}	.894	.000	.000	.000
	.927	.000	.000	.000
	.399	-.941	.405	.000
y_2	.446	-1.079	.414	.000
y_3	.376	-.879	.349	.000

M_{14}	.137	.000	.000	.000
M_{13}	.285	.000	.000	.000
M_{12}	.762	.000	.000	.000
M_{11}	.878	.000	.000	.000
X_2	.000	.000	.000	.000
X_1	.000	.000	.000	.000

من خلال جدول (18) الرقم (-0.987) يمثل نقطة النهاية العليا (الحد الأعلى) من حدود الثقة لل**bootstrap** للتأثير غير المباشر (تأثير الوساطة) من المتغير المستقل x (الحالة الثقافية للرجل) على المتغير المعتمد y (العنف ضد المرأة) بمستوى ثقة 95%

اذن تكون حدود الثقة لل**bootstrap** هي (-0.987 , -21.464 :95% CI)

4-نتحقق من وجود لتأثير الوساطة ضمن الفترة لحدود الثقة التي تم استخراجها في الخطوة السابقة من خلال حساب تقديرات التأثير غير المباشر بحسب الجدول الأتي :

جدول (19) تقديرات التأثيرات غير المباشرة للمتغيرات الكامنة والمشاهدة

Variables	x	M_2	M_1	y
M_2	.000	.000	.000	.000
M_1	.000	.000	.000	.000
y	-3.527	.000	.000	.000
M_{21}	.863	.000	.000	.000
M_{22}	.904	.000	.000	.000
y_1	.283	-2.455	-.017	.000
y_2	.328	-2.842	-.020	.000
y_3	.276	-2.390	-.017	.000
M_{14}	.088	.000	.000	.000
M_{13}	.199	.000	.000	.000
M_{12}	.698	.000	.000	.000
M_{11}	.853	.000	.000	.000
X_2	.000	.000	.000	.000
X_1	.000	.000	.000	.000

-يتضح من الجدول رقم (19) ان الرقم (-3.527) يدل على ان التأثير غير المباشر للمتغير المستقل X (الحالة الثقافية للرجل) على المتغير التابع Y (العنف ضد المرأة) يقع ضمن المدة

(-0.987 , -21.464 :95% CI)

5-نستخرج التقديرات لمتغيرات الأنموذج بعد إعادة معاينتها ل2000 مرة وكالاتي :

جدول (20) التقديرات القياسية Standardized لمعلمات متغيرات الأنموذج الهيكلي حسب طريقة الbootstrap

Variables	Estimate	S.E.	C.R.*	P
y<--- x	6.385	2.965	2.153	.031
X_1 <---x	1.000			
X_2 <---x	.717	.024	29.516	***
<---y_1 y	1.033	.131	7.881	***
<---y_2 y	1.243	.152	8.194	***
<---y_3 y	1.000			
M_1 <---x	.820	.038	21.749	***
M_2 <---x	1.878	.071	26.514	***
y <---M_2	-3.024	1.539	-1.965	.049
y <---M_1	-.044	.270	-0.161	.872
<---M_{22} M_2	1.000			
<---M_{21} M_2	.719	.034	21.140	***
<---M_{11} M_1	1.000			
<---M_{12} M_1	.376	.022	16.748	***
<---M_{13} M_1	.034	.010	3.417	***
<---M_{14} M_1	.007	.005	1.489	.136

*C.R : تمثل النسبة الحرجة (The critical ratio) ، اذا كانت قيمتها أعلى من 1.96 او اقل من 1.96- فإنها تدل على معنوية المتغيرات في الأنموذج الهيكلي عند مستوى دلالة معين[9]

من الجدول (20) يتضح الأتي :

-الرقم (0.820)هو تقدير لمعلمة المسار β_{12} من المتغير المستقل X (الحالة الثقافية للرجل) الى متغير الوساطة M_1 (التمكين) ويمتلك معنوية إحصائية

-الرقم (1.878)هو تقدير لمعلمة المسار β_{12a} من المتغير المستقل x (الحالة الثقافية للرجل) الى متغير الوساطة M_2 (تنظيم الأسرة) ويمتلك معنوية إحصائية

-الرقم (6.385) هو تقدير لمعلمة المسار β_{13} من المتغير المستقل x (الحالة الثقافية للرجل) الى متغير المعتمد y (العنف ضد المرأة) ويمتلك معنوية إحصائية

-الرقم (3.024-)هو تقدير لمعلمة المسار β_{33} من المتغير الوساطة M_2 (تنظيم الأسرة) الى متغير المعتمد y (العنف ضد المرأة) ويمتلك معنوية إحصائية

-الرقم (0.044-) هو تقدير لمعلمة المسار β_{23} من المتغير الوساطة M_1 (التمكين) الى متغير المعتمد y (العنف ضد المرأة) لايمتلك معنوية إحصائية كما مبين من خلال قيمة النسبة ألحرجه C.R .

بعد تطبيق جميع خطوات الbootstrap نقوم باختبار الفرضيات ، فبالنسبة للفرضية الأولى لا نستطيع ان نرفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تاثير لمتغير الوساطة M_1 (التمكين)

اي ان(0= β_{12} β_{23} :H_0)لان معلمة المسار M_1 ---> y (=-0.044β_{23}) لاتمتلك تاثيرا معنويا كما تم ذكره اعلاه .

اما الفرضية الثانية نرفض فرضية العدم التي تنص عدم وجود تاثير لمتغير الوساطة M_2 (تنظيم الاسرة) في الأنموذج ونقبل الفرضية البديلة (vH_1 ≠0β_{33} β_{12a}:) والتي تنص على وجود تأثير لمتغير الوساطة M_2 في الأنموذج اي ان المتغير المستقل x (الحالة الثقافية للرجل) اثر على المتغير التابع y (العنف ضد المرأة) بصورة غير مباشرة عبر متغير الوساطة M_2 (تنظيم الأسرة) ، والتأثير كان ضمن مدة حدود الثقة:

(95% CI: -21.464 , -0.987)

11-الاستنتاجات:

بعد تقدير لمعلمات أنموذج المعادلة الهيكلية SEM وبعد تنفيذ طرفية الbootstrap لتقدير واختبار التأثير غير المباشر (الوساطة) وعرض جميع النتائج الخاصة بالاختبار من خلال تطبيق عملي على بيانات المسح المتكامل الخاص بالأوضاع الاجتماعية والصحية للمرأة العراقية لسنة 2011 ، استنتجت الباحثة بانه كلما يتم التقليل من حجم العينة المسحوبة للتطبيق كان الأنموذج أكثر ملاءمة ومطابقة للبيانات.

12-التوصيات:

في ضوء الاستنتاج الذي توصلنا اليه من خلال البحث يمكن ان نوصي بالاتي :

1-استخدام حجم عينة قليل ليكون الأنموذج أكثر ملاءمة ومطابقة للبيانات

2-الاعتماد بشكل أساسي على مؤشري CFI و RMSEA بدلا من مؤشر مربع كاي (Chi- square) لمعرفة مدى ملاءمة الأنموذج للبيانات.

المصادر

1- محمود ، يسرى عبد الوهاب ، (2011م) ، "العنف الموجه ضد النساء العاملات في بيئة العمل" ، مركز أبحاث الطفولة والأمومة ، جامعة ديالى

2- محسن ، حاكم وآخرون ، (2013م) ، "زراعة المعرفة والاستثمار في راس المال البشري ودورهما في مواجهة الاحتكار المعرفي دراسة تطبيقية على عينة من طلبة البورد العربي (الدكتوراه)" ، الغري للعلوم الاقتصادية والادارية ، السنة التاسعة – العدد الثامن والعشرون

3- وزارة التخطيط – الجهاز المركزي للاحصاء – تقارير ودراسات تحليلية عن المسح المتكامل للاوضاع الاجتماعية والصحية للمرأة العراقية (I-WISH) لسنة 2011.

4- المهدي ، ياسر فتحي الهنداوي ،(2007م)، "منهجيه النمذجه بالمعادله البنائيه و تطبيقاتها في بحوث الاداره التعليميه" ، مجله التربيه و التنميه ، العدد (40) ، القاهره

5- Preacher, Kristopher J. and Rucker Derek D. and Hayes Andrew F.,(2007) , "Addressing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods and Prescriptions" , Lawrence Erlbaum Associates , pp.188-190

6- MacKinnon, David P. , Yuan , Ying , (2009) ," Bayesian Mediation Analysis" , HHS Public Access Author Manuscript, pp.361

7- Gunzler , Douglas ,Chen , Tian and Wu , Pan and Zhang , Hui ,2013, "introduction to mediation analysis with structural equation modeling" , shanghai archives of psychiatry , vol.25,no.6 , pp.33-34

8- Mcdonald, Roderick P. and Ho Moon-Ho Ringo ,(2002) , "Principles and Practice in Reporting Structural Equation Analyses" , the American Psychological Association , Vol. 7, No. 1 , pp. 64
9- Hox , J.J. and Bechger, T.M., "An introduction to structural equation modeling", family science review,11 , pp.2-354-373
10- Warner , Rebecca m. ," applid statistics : from bivariate through multivariate techninques" , second edition , 2013 : 647-656- 657
11- Fitrianto , Anwar and Midi , Habshah , (2010) ," Estimating Bias and RMSE of Indirect Effects using Rescaled Residual Bootstrap in Mediation Analysis" , Issue 6, Volume 9, : 398
12- Mallinckrodt , Brent and Abraham W. Todd, and Wei, Meifen , (2006) , "Brief Reports Advances in Testing the Statistical Significance of Mediation Effects" , the American Psychological Association , Vol. 53, No. 3 : 373
13- Wang , Lijuan and Zhang, Zhiyong and Tong , Xin, (2014) , " Mediation analysis with missing data through multiple imputation and bootstrap" , pp: 6
14- Hayes , Andrew F. , (2013) , " introduction to mediation , moderation , and conditional process analysis" , Seventh edition, : 165
15- Ma , Ze-wei and Zeng , Wei-nan , (2014) , "A multiple mediator model: Power analysis based on Monte Carlo simulation" , American Journal of Applied Psychology , 2014; 3(3) , pp.72
16-Babu , G. Jogesh , "Jackknife and Bootstrap" Center for Astrostatistics , pp.3
17-Haukoos, Jason S. and Lewis, Roger J. , (2005) , "Advanced Statistics: Bootstrapping Confidence Intervals for Statistics with Difficult Distributions" , Academic Emergency Medicine , April 2005, Vol. 12, No. 4 , pp.362
18- James, Lawrence R. and Brett , Jeanne M. , (1984) , "Mediators, Moderators, and Tests for Mediation" , American Psychological Association, Vol 69, No 2, p. 307
19-Gerbing, David W. and Anderson , James C. , (1988) , "Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach" , Psychological Bulletin , Vol.103 . No.3 , pp.441
20- Bauer, Daniel J. and Preacher, Kristopher J. and Gil , Karen M. ,(2006) , "Conceptualizing and Testing Random Indirect Effects and Moderated Mediation in Multilevel Models: New Procedures and Recommendations" , American Psychological Association, Vol. 11, No. 2,pp. 142
21- Midi, Habshah and Fitrianto , Anwar , (2013), "Standardized Simple Mediation Model: A Numerical Example" , World Applied Sciences Journal 22 (8) ,pp.1135

Statistical testing mediation in structural equations models variables with practical application

Abstract:

In this research was the study of a single method of estimation and testing parameters mediating variables (Mediation) in a specimen structural equations SEM a bootstrap method, for the purpose of application of the integrated survey of the situation Marital data and health mirror Iraqi (I-WISH) for the year 2011 from the Ministry of Planning - device Central Bureau of Statistics, and applied to the appropriate data from the terms of the data to a form of structural equation SEM using factor analysis affirmative (Confirmatory Factor analysis) CFA As a way to see the match variables that make up the model, and after confirming the model matching or suitability are having the effect of variables mediation in the model tested by the bootstrap mentioned above using AMOS V.23 software method, as researcher found that the independent variable X affects the dependent variable Y indirectly through the mediation of one variable of the presence of any single mediation in the form.

Keywords: structural model , mediation , bootstrap .