

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية دراسة تحليلية وتطبيقية

Conditional process in mediation models in SEM method: An analytical and applied study

عبد الحميد نعيجات¹ ، محمد بداوي²

Mohammed Badaoui Abdelhamid Naidjate

¹ مخبر الدراسات التنموية الاقتصادية، جامعة الأغواط، الجزائر، a.naidjat@lagh-univ.dz

² مخبر الدراسات التنموية الاقتصادية، جامعة الأغواط، الجزائر، m.badaoui@lagh-univ.dz

تاريخ الاستلام: 2023-08-25 تاريخ القبول: 2023-10-28 تاريخ النشر: 2023-10-30

ملخص:

ناقشت هذه الدراسة موضوع مهم وحديث في النمذجة بالمعادلات البنائية المتعلقة بالعمليات المشروطة في نماذج الوساطة، حيث تم الاعتماد على التحليل الرياضي والاحصائي لنماذج الانحدار، من خلال تناول نماذج وحالات الوساطة، ودور المتغيرات المعدلة في تحديد نوع أو حالة النموذج المدروس، مع الشروط والفرضيات التي يعتمدها الباحث في قياس الظاهرة. ولقد عالجت هذه الورقة، تأثير رضى الزبائن على ولاء زبائن شركة موبيليس لاتصالات الهاتف النقال بالأغواط، وأبرزت هذه الدراسة أهمية التأثير غير المباشر فيما يتعلق بحجم الوساطة، وأكدت النتائج على وجود تأثير للثقة كوسيط، حيث وجدت وساطة جزئية بين رضى الزبائن وولاء الزبائن، وكذلك أهمية المتغير المعدل (المستوى الدراسي) في زيادة العلاقة بين الرضى والثقة. الكلمات المفتاحية: عملية مشروطة؛ وساطة؛ وساطة معدلة؛ تعديل الوساطة.

تصنيف JEL: C12 ؛ M31.

Abstract:

This study discussed an important and modern topic in structural equation modeling related to conditional process in mediation models, where the mathematical and statistical of regression models was relied upon. Regarding the size of mediation models and cases, and the role of moderator variables in determining the type or case of the studied model, with the conditions and hypotheses adopted by the researcher in measuring the phenomenon.

This paper focuses on the impact of customer satisfaction in Mobilis company -Laghouat branch- on their loyalty, and highlighted the importance of indirect influence in terms of mediation size. The results confirmed the existence of an impact of trust as a mediator, where partial mediation was found between customer satisfaction and customer loyalty, as well as the importance of the moderator variable (educational level) in increasing the relationship between satisfaction and trust.

Keywords: Conditional process, Mediation, Moderated mediation, Mediated moderation.

JEL Classification Codes : C12 ; M31.

* المؤلف المرسل

1. مقدمة:

يعتبر موضوع النمذجة بالمعادلات البنائية أو (SEM) من المواضيع التي لاقت رواجاً كبيراً في الآونة الأخيرة واهتماماً عميقاً بين الباحثين والأكاديميين والطلاب، ويرجع ذلك إلى مرونتها وقدرتها في المساعدة على التحليل وتفسير النماذج المعقدة. ويمر التحليل وفق SEM عبر عدة خطوات منها التحديد الجيد لمواصفات النموذج ثم جمع البيانات وتقدير النموذج وبعدها تقييم النموذج وأخيراً تعديل النموذج (Mohammad & Navid- Reza, 2016). ببساطة النمذجة بالمعادلات البنائية (SEM) هي منهجية إحصائية تقدم مجموعة من الإجراءات مثل باقي الطرق والأساليب الإحصائية مثل: تقنية الانحدار المتعدد، التحليل العاملي وتحليل التباين... إلخ، فهي تستخدم لاختبار نموذج نظري بتطبيق سلسلة من معادلات الانحدار واستخدامه يوفر إمكانية جيدة لتحليل النماذج التفسيرية للظواهر الاجتماعية والاقتصادية وغيرها من الظواهر التي تتطوي على متغيرات متعددة ومعقدة (Barroso da Costa, Carla, 2010).

ولسنوات طويلة، ظلت الطريقة المشهورة لتحليل البيانات الإحصائية (SEM) وفق منهجية (Quantitative Data) مستحوذة على الساحة الأكاديمية كأحد الطرق الفعالة لتحليل البيانات الكمية علمية ذات موثوقية عالية. عادة يتم تحليل البيانات وفق هذه الطريقة بواسطة برامج و أدوات تجارية مثل: LISREL, AMOS, EQS, SEPATH, and RAMONA؛ إلا أنه مع تطور برامج الإحصاء، وسعيها إلى تحويل العملية الإحصائية إلى مهمة أقل تعقيداً مما هي عليه، ومع بداية القرن الحالي، تم تطوير طريقة النمذجة بالمربعات الجزئية الصغرى (SEM-PLS (Partial Least Square) وهي في الحقيقة طريقة من تقنيات الجيل الثالث من طرق تحليل البيانات متعددة المتغيرات وفي نفس الوقت امتداداً للجيل الأول مثل: التحليل العاملي (Factor analysis) والجيل الثاني مثل: النمذجة بالمعادلات البنائية (SEM) (العريفي ع.، 2014).

وتعتبر تقنيات النمذجة السببية (Modélisation Causale) وبالأخص المعادلات البنائية ترتكز على دراسة التباين المشترك (التغاير) (La Covariance) وقد عرفت هذه الدراسة انتشاراً واسعاً من قبل الباحثين في علم الإدارة منذ بداية الثمانينات من القرن الماضي، فمفهوم السببية حسب أفلاطون (428-347 ق. م) يعني بالعلاقة بين حدث يسمى السبب وحدث آخر يسمى النتيجة، بحيث يكون الثاني نتيجة الأول، وهكذا ترتبط السببية إلى الرغبة في المعرفة والسعي لمعرفة الحقيقة.

لأي علم هدف يبين كيفية سيرورة عملياته المفسرة له، ومن بين هذه العمليات نجد العلاقات التأثيرية بين المتغيرات المكونة للظاهرة المدروسة، وتلعب متغيرات الوساطة دوراً مهماً في إعطاء بعداً تحليلياً مبني على هذه التأثيرات غير المباشرة. واستخدمت متغيرات الوساطة من قبل الكثير من الباحثين انطلقت من علم النفس وفيما بعد طبقت في علوم أخرى، ويطلق الباحثين النفسانيين التأثير غير المباشر وذلك لأن التأثير ينتقل من المتغير المستقل نحو المتغير التابع عن طريق متغير ثالث يشار إليه عادة بـ: M.

من خلال ما سبق، يمكن أن ننطلق من الإشكالية الرئيسية التالية: إلى أي مدى يمكن أن تساهم العمليات المشروطة في دعم وإثراء نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية؟

يمكن أن نردف للإشكالية السابقة، الإشكاليات الفرعية التالية:

- فيما تتمثل الأسس المفاهيمية للتحليل الشرطي في النمذجة بالمعادلات البنائية؟
- فيما تتمثل الدعائم التحليلية لنماذج الوساطة في النمذجة بالمعادلات البنائية؟
- ما هي الأسس والمعايير التي يعتمد عليها التحليل، حال تناول العمليات الشرطية وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية في مجال من مجالات العلوم الإنسانية (المجال التسويقي نموذجاً)؟

بعد تناول إشكاليات الدراسة وقبل الإجابة عليها، يمكن أن نفترض إجابات أولية من خلال الفرضية الرئيسية التالية والفرضيات الفرعية المصاحبة لها:

تعد العمليات المشروطة نموذجاً مستقلاً بذاته وشرطاً أساسياً لتطبيق نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية.

وينبع من هاته الفرضية ما يلي:

- تأخذ العمليات المشروطة عدة حالات وأشكال نظراً لتعدد حالات وأشكال نماذج الوساطة.
- تتبنى كفاءات تناول وتحليل العمليات المشروطة على أساليب مغايرة عن نماذج الوساطة المتعارف عليها وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية.

تتبع أهمية الدراسة في كونها مهمة وحديثة، وهذا لحدثة المحاور التي تم تناولها باعتبار أن التحليل الشرطي هو أحدث النماذج المستعملة حالياً في الدراسات العلمية والعالمية اليوم، بالإضافة إلى أن الدراسة تحاول تبسيط العلاقة بينها وبين نماذج الوساطة، مع تبيين الأطر الإحصائية والرياضية المطلوبة من الباحثين والمختصين الدراسين لمثل هذه الدراسات والحالات.

كما تكمن أهداف الدراسة في العناصر التالية:

- محاولة إعطاء صورة واضحة للأسس الإحصائية والرياضية للتحليل الشرطي ولنماذج الوساطة سواء مفاهيمياً أو تحليلياً؛
- عرض مختلف نماذج الوساطة في النمذجة بالمعادلات البنائية؛
- تبسيط مختلف المراحل والخطوات المطلوبة للتحليل الرياضي والإحصائي الخاص بالعمليات المشروطة وللوساطة، مع أخذ المجال التسويقي كنموذج تطبيقي لها باعتبارها مجالاً من مجالات العلوم الإنسانية، ومنفذاً لتبسيط الفهم لدى مرید مثل هاته الدراسات.

2. الإطار المفاهيمي للوساطة (Conceptual framework of mediation)

سنستعرض في هذا العنصر بعض المفاهيم المتعلقة بالوساطة.

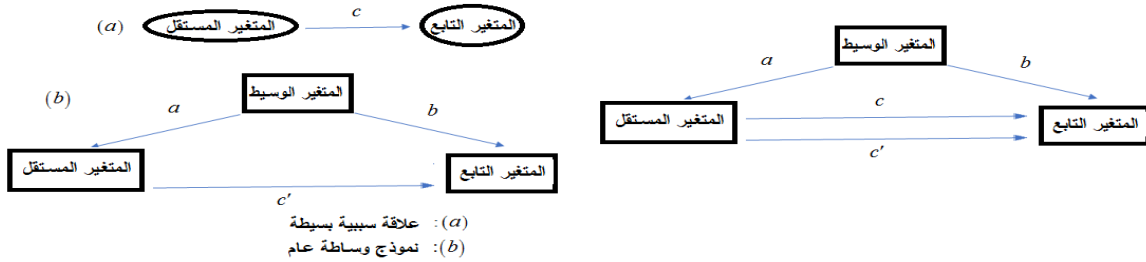
1.2. تعريف الوساطة:

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

عرف Sobel (1982) و Last (1988) الوسيط بأنه: "متغير يظهر بالنموذج عبر علاقة سببية بين متغير مستقل وآخر تابع". (Hayes A. F., 2018, p. 418). أما Baron & Kenny (1986) فعرفا الوساطة بأنها: "آلية توليدية يمكن من خلالها أن يؤثر المتغير المستقل في المتغير التابع" (Hayes A. F., 2018, p. 418). وعند Hair et al (2017) فالوساطة تتجلى عبر: "متغير وسيطي بين متغيرات النموذج، تحديدا أكثر، وجود تغير بالمتغيرات الخارجية يتسبب في تغير المتغير الوسيط، الذي بدوره يتسبب في حصول تغير على المتغيرات الداخلية بنموذج المسارات لـ PLS. فالوسيط يتحكم في طبيعة العلاقة بين بناءات النموذج" (Hair, J. F, Hult, Ringle, & Sarstedt, 2017, p. 228).

من التعاريف السابقة وحسب الشكل أدناه، فالمتغير الوسيط (M) هو متغير ثالث قد يدخل على علاقة بسيطة بين متغير مستقل (X) ومتغير تابع (Y) (المسار c)، له ارتباط بهما، ويتوسط العلاقة السببية بينهما من خلال مسار غير مباشر بحيث يؤثر المتغير المستقل في الوسيط (المسار a)، والمتغير الوسيط في المتغير التابع (المسار b)، إضافة الى المسار المباشر الحاصل بينهما (المسار c') ضمن النموذج المدروس.

الشكل 1. نموذج الوساطة



المصدر: (من إعداد الباحثين).

2.2. طرق تحليل نماذج الوساطة:

عادة ما يلجأ الباحثون إلى طريقتين هما الأكثر استعمالا وشيوعا هما:

1.2.2. طريقة Baron & Kenny: لاختبار وجود علاقة وسيطة اشتراط Baron-Kenny كبدية سنة 1986 أن تكون الظاهرة المدروسة تتبع التوزيع الطبيعي، وأن تكون المسارات الموجودة بالنموذج (a, b, c, c') دالة إحصائيا، لكنه تم العدول عن ذلك بعد انتقاد ثلة من الباحثين نموذج بارون وكيني في اختبار وتبني المتغير الوسيط، والتي دلت أبحاثهم على أن الشرط الأخير لا يعد أساسيا لتطبيق الطريقة، فقد يكفي دور المتغير الوسيط في دراسة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع دون أن يكون المسار بين هذين الأخيرين دال إحصائيا (العريفي ن.، 2023).

2.2.2. طريقة Preacher & Hayes: والتي تعتبر الأكثر استعمالا بالبحوث الاكاديمية، حيث اقترحت سنة 2008 وتتطلب شرطين أساسيين لتطبيقها، هما:

- المسارات بين المتغير المستقل والمتغير التابع من خلال الوسيط (أي المسارات غير المباشرة تحديدا أكثر المسارين a و b) يجب أن تكون دالة إحصائيا؛

- مجالات الثقة (Upper and Lower Level) للمسارات غير المباشرة يجب أن تكون خالية من الصفر . هناك طرق كثيرة ذات دلالة إحصائية تمكننا من خلالها تقييم فرضيات الوساطة، لكن قبل ذلك يمكننا تعريف الخطأ المعياري لكل من a و b على التوالي: S_b, S_a ، الخطأ المعياري للأثر غير المباشر $(SE_{\hat{a}\hat{b}})$ ، تم تقديمه من قبل **Aroian** (1944) و **Mood** و **Graybill** و **Boes** (1974) و **sobel** (1982)، ويكون على النحو الآتي (F, 2004):

$$SE_{\hat{a}\hat{b}} = \sqrt{a^2 S_b^2 + b^2 S_a^2 + S_a^2 S_b^2} \dots\dots (1)$$

يمكن استخدام طريقة دلتا **Second-Order Delta Method** باستخدام تقريب سلسلة تايلور من الرتبة الثانية، للحصول على:

$$SE_{\hat{a}\hat{b}} = \sqrt{a^2 S_b^2 + b^2 S_a^2} \dots\dots (2)$$

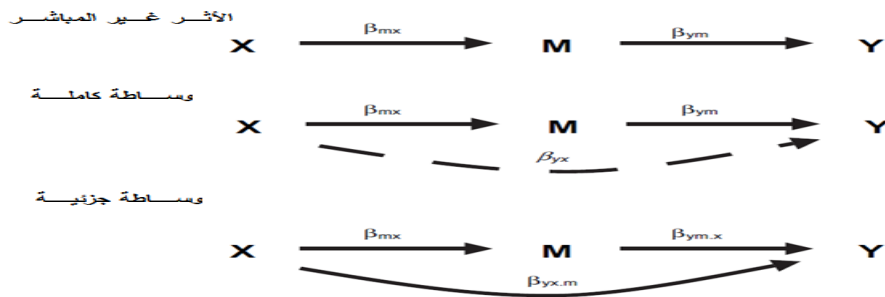
وفق هذه الطريقة تم إهمال الحد $S_a^2 S_b^2$ لأنه صغير جدا في معظم الأحيان (David P. MacKinnon, 1995). لحساب مجال الثقة CI ، نستخدم اختبارات Z لتحديد الدلالة الإحصائية لـ $a \cdot b$ ، لإنشاء حدود الثقة:

$$CI_{1-\alpha} : ab \pm Z_{\alpha/2} SE_{\hat{a}\hat{b}} \dots\dots (3)$$

3.2. حالات الوساطة:

نجد نوعين أساسيين لحالات الوساطة هما: الوساطة الكاملة (Full mediation) والوساطة الجزئية (Partial mediation). ولتسهيل فهم معناهما نستعين بالشكل الآتي:

الشكل 2. الوساطة الجزئية والكاملة



المصدر: (gaskin) .

نلخص هذا المخطط في التحليل الموالي:

- يعتمد اختبار وجود تأثير الوساطة على نوع التأثير غير المباشر.
- عدم وجود تأثير مباشر $X \rightarrow Y$ (غير دال إحصائياً) ليس دليلاً على عدم وجود تأثير وساطة.
- لذلك وجدت ثلاث حالات مختلفة هي كما يلي:
- وجود تأثير غير مباشر $\beta_{MX} \times \beta_{YM}$ (دال إحصائياً).
- وجود وساطة كاملة ($\beta_{YX.M}$ دالة إحصائياً، المسار c')، لكن β_{YX} غير دالة إحصائياً.
- وجود وساطة جزئية (β_{YX} دالة إحصائياً) و ($\beta_{YX.M}$ دالة إحصائياً).

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

يمكن القول أن استخدام المصطلحين "الجزئي" و "الكامل" يساعد على نقل حجم التأثير أو أهمية عملية الوساطة، يرى باحثون أن تأثير الوساطة الجزئية أصغر أو أقل أهمية من الوساطة الكلية (Derek, Rucker, Preacher, & Zakary, 2011) ويرى آخرون أهمية الوساطة الجزئية بشكل أكثر شيوعاً من الوساطة الكاملة، بعبارة أخرى من المحتمل أن يفسر الوسيط كل الاختلاف بين X و Y وهذا يشير إلى أنه قد يكون هناك وسطاء إضافيون ليتم اكتشافهم. (Brian, 2015)

4.2. الوساطة التفاعلية أو المعدلة:

1.4.2. أثر المتغيرات المعدلة:

هي وسيلة فعالة لتعزيز تصاميم البحوث الإدارية والتجارية، وبالتالي تقديم نتائج أكثر واقعية ودقيقة، المتغير المعدل قد يكون متغيراً نوعياً مثل (الجنس، الحالة العائلية، ...) أو متغيراً كمياً (مثل حجم الشركة والرافعة المالية والأسعار) التي تؤثر على القوة واتجاه العلاقة بين المتغير التابع (Y) والمستقل (X) (Mohammad & Navid-Reza, 2016).

إذا كان هناك تغيير في آثار المتغير المستقل أو التابع عندئذ يكون للمتغير المعدل دوراً فعالاً، خلاف ذلك تبقى العلاقة بين المتغيرين كما هي (أي بين المستقل والتابع) (بداوي، تحليل متغيرات الوساطة والمعدلة في بحوث إدارة الأعمال (دراسة تحليلية)، 2019).

عند مقارنة المتغير المعدل بالمتغير الوسيط فهذا الأخير يعبر عن الآلية التوليدية "The generative mechanism"، التي تعكس قدرة المتغير المستقل على التأثير في المتغير التابع، بينما المتغير المعدل يتعلق بالتفريعات الممكنة للمتغير المستقل وفق مجموعات جزئية تهدف إلى تحقيق فعالية أكبر في تحليل العلاقة بالمتغير التابع، بالإضافة إلى أنه يتميز بعدم وجود علاقات ارتباطية مع باقي المتغيرين (أي المستقل والتابع) مقارنة بالمتغير الوسيط " (نعيجات، 2018، صفحة 298).

لكي نحكم على أن المتغير المعدل له تأثير (أو لا) بين المستقل والتابع يجب التحقق مما يلي:

- أثر المتغير المعدل يجب أن يكون معنوياً.
- المتغير المعدل يجب أن يحقق ما وُكل به من خلال العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع (الزيادة أو تخفيض العلاقة بين المستقل والتابع).

نرجع لقياس أثر المتغير المعدل M بين المتغير المستقل x والمتغير التابع y ، يجب تشكيل متغير جدائي

($X * M$) يبين أثر التفاعل بين x و M ، عندئذ نختبر معادلتين للانحدار :

$$y = a + b_1x + b_2M \dots\dots\dots(4)$$

$$y = a + b_1x + b_2M + b_3(x * M) \dots\dots\dots(5)$$

في الحالة التي يكون فيها المعامل b_3 معنوي ويكون معامل التحديد R^2 للمعادلة الثانية أكبر من الأولى،

يتم تأكيد تأثير المتغير (القادر، 2021).

يتفاعل مع X في التنبؤ بـ Y إذا كان وزن معامل الانحدار لـ Y على X يختلف كدالة لـ W ، يتم تقييم الاعتدال عادة باستخدام معادلة الانحدار:

$$Y = a_0 + a_1X + a_2W + a_3XW + r \dots (6)$$

حيث W يعتبر متغير معدل، يمكن إعادة كتابة المعادلة 4 كما يلي:

$$Y = (a_0 + a_2W) + (a_1 + a_3W)X + r \dots (7)$$

إذا كان a_3 دال احصائياً، فقد يتم اختبار تأثير التفاعل لتحديد ما إذا كان الميل البسيط لـ Y على X دال احصائياً للقيم الشرطية المختارة لـ W (عادة ما يكون $\pm 1 SD$ من متوسط W المستمرة و القيم المشفرة لقيم W ثنائية التفرع)، يمكن تقسيمها على SE الخاص بها لإنشاء إحصائية اختبار النسبة الحرجة لتوزيع t مع درجة حرية $df = N - q$ بالنسبة للعينات الصغيرة (حيث q هو عدد معاملات الانحدار المقدرة)، أو نستخدم إحصائية Z بالنسبة للعينات الكبيرة، الخطأ المعياري بالنسبة للميل البسيط يكون على النحو الآتي (Kristopher J. Preacher, 2007):

$$SE_{(a_1+a_3W)} = \sqrt{S_{a_1}^2 + W^2 S_{a_3}^2 + 2WS_{a_1a_3}} \dots (8)$$

عادة ما يتم رسم الانحدارات البسيطة لـ Y على X عند القيم الشرطية لـ W لتسهيل التفسير.

بدلاً من اختيار عدد محدود من القيم الشرطية التعسفية لـ W والتحقق في أهمية المنحدرات البسيطة في تلك القيم، يمكننا بدلاً من ذلك البحث عن قيم W التي يكون فيها الميل البسيط لـ Y على X مهما (Johnson & Neyman, 1936)، والنتيجة تعتبر منطقة وذات أهمية أو نطاق من قيم W من أجلها $(a_1 + a_3W)$ يختلف اختلافاً كبيراً عن الصفر، تدعى هذه الإستراتيجية باسم تقنية (Johnson-Neyman) (J-N)، يطلق على CIs المخططة باستمرار حول المنحدرات (الأميال) البسيطة لجميع قيم W نطاقات الثقة (Preacher, Rucker, & Hayes, 2007).

2.4.2. وساطة معدلة (التأثيرات المباشرة وغير المباشرة المشروطة: Moderated Mediation: Conditional Direct and Indirect Effects)

صاغ جيمس وبريت James and Brett (1984) (James, 1984) مصطلح الوساطة المعدلة، مما يشير إلى نماذج الوساطة التي تتضمن العلاقات التي تتطلب إضافة معدل لأي من $m = f(x)$ أو $y = f(m)$. هناك عدة طرق يمكن من خلالها أن يعتمد حجم التأثير غير المباشر على المعدل، نعدد عدة طرق محددة، حيث: تأثيرات الوساطة المعدلة والتي تشير إليها بالنماذج من 1 إلى 5.

- المتغير المستقل (X) يعمل كمعدل لمسار $b1$.
- المعدل (W) يؤثر على المسار $a1$.
- المعدل (W) يؤثر على المسار $b1$.
- المعدل (W) يؤثر على المسار $a1$ بينما يؤثر معدل آخر (Z) على $b1$.

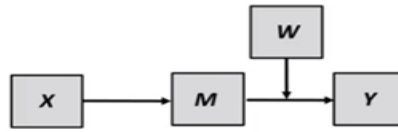
العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

- المعدل (W) يؤثر على كل من $a1$ و $b1$.

يتم عرض هذه الاحتمالات في مخططات المسار في الشكل الموالي، هذه القائمة لا تستنفد الاحتمالات ولكنها تحتوي على النماذج التي تصادفنا بكثرة في الأدبيات وتساعد في توضيح إطار يمكن من خلاله مناقشة الطرق الممكنة لمعالجة هذه الفرضيات وما شابهها.

إن آلية الوساطة $X \rightarrow M \rightarrow Y$ تعتمد على الوسيط، في الوساطة المعدلة نجد العملية التي تؤثر بها X على Y عبر M هي عملية مشروطة بـ W (متغير معدل)، وهذا النموذج يسمى بالعملية الشرطية (Hayes A). نوضح ذلك في الشكل التالي:

الشكل 3. وساطة معدلة بسيطة



المصدر: (من إعداد الباحثين).

في خضم استخدام متغيرات الوساطة والمعدلة يتبادر في أذهاننا حيرة حول ما يجب أن توصف الآثار تعديل الوساطة mediated moderation مقابل الوساطة المعدلة Moderated mediation وكيفية تقييمها بشكل صحيح، Baron و Kenny (1986)، وصفا لطريقة متفق عليها بشكل عام لتقييم الاعتدال المؤقت (وهو المصطلح الذي صاغوه) و الذي ينطوي أولا على إظهار تفاعل تأثير X و W على Y ، ثم إدخال وسيط لهذا التأثير، وفي هذا قد تكون مهمة الباحثين في التحقق في آثار التفاعل X و W على M و Y بشكل منفصل لتوضيح طبيعة العلاقات الرئيسية (Preacher, Rucker, & Hayes, 2007).

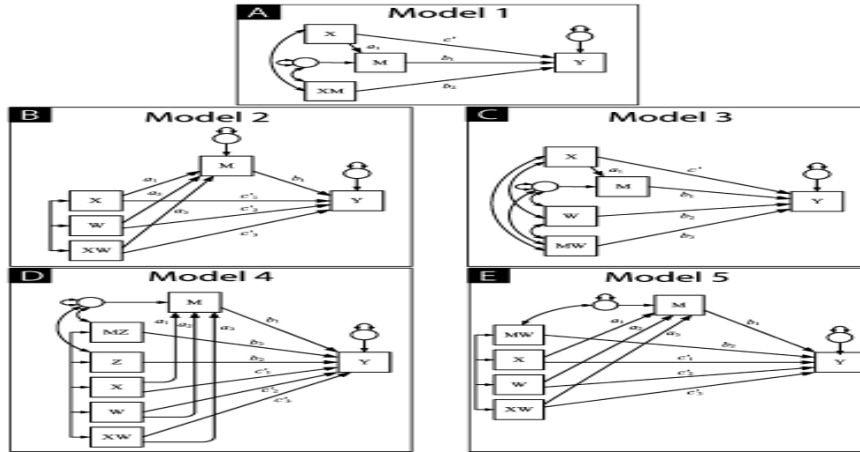
نرجع إلى نموذج الوسيط البسيط (4، 5)، مع وجود أخطاء في تقدير Y في المعادلتين و يفترض أن تكون طبيعية، ومستقلة، بافتراض عدم وجود تفاعل بين X و M ، فإن التأثير غير المباشر لـ X على Y هو ناتج a و b ، والتأثير المباشر لـ X على Y هو c' ، يتم اختبار فرضية الوساطة إحصائيا من خلال تقدير وإجراء الاستدلال حول التأثير غير مباشر في تحديد الفرق في Y الذي يعزى إلى تغيير وحدة واحدة في X من خلال تأثير X على M (Hayes A., 2018).

في نموذج المتغير المعدل يتم تحديد تأثير X على Y من خلال ربط (ادخال) المعدل W ، كما في الشكل (B-4)، يستخدم الباحثون في اختبار فرضية المتغير المعدل الانحدار الخطي والذي يفترض أن العلاقة بين X و Y خطية (Hayes A., 2018)، أقترح Andrew F. Hayes مجموعة من النماذج التي تبين العلاقة بين المتغيرات (وساطة معدلة) لمزيد من التوضيح أنظر (Model templates for PROCESS v2.16 for SPSS and SAS).

نتعامل مع التعريفات المتضاربة للوساطة المعدلة من خلال تضمين كل هذه كأمثلة لظاهرة أكثر عمومية للتنوع المنهجي في التأثيرات غير المباشرة المشروطة، نعتقد أن هذا الاختيار له ما يبرره لأن جميع التأثيرات الموضحة

في الشكل (4) تمثل تأثيرات الوساطة التي تختلف في القوة بشرط قيمة متغير معدل واحد على الأقل، نظرا لأن قوة تأثير الوساطة البسيطة يتم تحديدها كليا بواسطة $a_1 b_1$ ، فإن أي تعديل لهذه الكمية بواسطة متغير معدل بحكم التعريف ينتج عنه تأثير غير مباشر مشروط ببعض المتغيرات الأخرى (Hayes A., 2018).

الشكل 4: اقتراحات Hayes و Rucker و Preacher



المصدر: (Preacher, Rucker, & Hayes, 2007).

نبدأ بعملية شرح النماذج المبينة في الشكل (4):

الجزء الأول: التقديرات النقطية للتأثيرات المشروطة غير المباشرة:

مثلا نأخذ النموذج الأول:

نستخدم النموذج 1 (عندما يعمل X كمعدل للمسار b) كمثال، على الرغم من أنه يمكن تطبيق نفس الطريقة على أي من النماذج الموضحة في الشكل 4، يمكن أن يكون التأثير غير المباشر لـ X على Y في النموذج 1 مشتق بسهولة باستخدام جبر المصفوفات الذي وصفه سوبل (1986) وبولين (1987، 1989) (Preacher, Rucker, & Hayes, 2007). فمعاملات المسار (التأثيرات المباشرة) التي تربط أزواج المتغيرات في الشكل 4، يتم تمثيل النموذج A في المصفوفة B، تتوافق صفوف وأعمدة B مع جميع المتغيرات في الجملة الخطية، بحيث يمثل كل عنصر تأثير متغير العمود على متغير الصف، في الأخير نحصل على المصفوفة التالية:

$$B = \begin{matrix} & X & XM & M & Y \\ \begin{matrix} X \\ XM \\ M \\ Y \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_1 & 0 & 0 & 0 \\ c' & b_2 & b_1 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

و a_1 و c' وما إلى ذلك هي أوزان معاملات الانحدار أو معاملات المسار، يمكن اختزال المصفوفة B هذه من خلال ملاحظة أن XM هي دالة دقيقة للمتغيرات الممثلة بالفعل، يمكن الحصول على تأثيرات المتغيرات الفردية عن طريق حساب المشتقات الجزئية للمعادلات ذات الشكل المختزل للمتغيرات الداخلية (التابعة)، مما ينتج عنه مصفوفة تأثير أكثر إحكاما نسميها بـ B^* .

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

$$B^* = \begin{matrix} & \begin{matrix} X & M & Y \end{matrix} \\ \begin{matrix} X \\ M \\ Y \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ a_1 & 0 & 0 \\ c' + b_2M & b_1 + b_2X & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

يمكن الحصول على التأثيرات غير المباشرة لجميع المتغيرات على جميع المتغيرات الأخرى باستخدام الصيغة:

$$F = (I - B^*)^{-1} - I - B^* = \begin{matrix} & \begin{matrix} X & M & Y \end{matrix} \\ \begin{matrix} X \\ M \\ Y \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ a_1(b_1 + b_2X) & 0 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

وبالتالي، فإن التقدير النقطي للتأثير غير المباشر لـ X على Y هو

$$f(\hat{\theta} \setminus X) = \hat{a}_1(\hat{b}_1 + \hat{b}_2X) \dots \dots \dots (9)$$

حيث $(\hat{\theta})$ عبارة عن شعاع يحتوي على المتغيرات العشوائية ذات الصلة، وهنا معاملات انحدار العينة \hat{a}_1 و \hat{b}_1 و \hat{b}_2 .

ملاحظة: يمكننا استخدام قاعدة السلسلة لحساب الأثر غير المباشر، حيث:

$$\frac{\partial Y}{\partial X} = \frac{\partial Y}{\partial M} \cdot \frac{\partial M}{\partial X} = a_1(b_1 + b_2X) \dots \dots \dots (10)$$

الجزء الثاني: تقريبات التباين من الرتبة الأولى والثانية:

يحتوي هذا القسم على اشتقاق تقريبي للتباين من الرتبة الأولى والثانية لنموذج الوساطة البسيط (النموذج 0) والنماذج 1-5 باستخدام طريقة دلتا من الرتبة الثانية:

يوضح Bollen (1987، 1989) و Sobel (1982) استخدام طريقة دلتا متعددة المتغيرات من الرتبة الأولى في تحديد SEs للتأثيرات غير المباشرة (Preacher, Rucker, & Hayes, 2007)، ليكن $D = \partial_{\theta} f(\hat{\theta})|_{\mu}$ شعاع لمشتقات f بالنسبة لكل متغير عشوائي يتم الحصول على SE للتأثير غير المباشر عن طريق حساب الجذر التربيعي لتباين $f(\hat{\theta})$ المعطاة بواسطة:

$$Var[f(\hat{\theta})] = \{D' \Sigma(\hat{\theta}) D\}|_{\mu} \dots \dots \dots (11)$$

حيث: $\mu = E(\hat{\theta})$ و $\Sigma(\hat{\theta})$ هو تقدير العينة للتغاير المقارب للمصفوفة $\hat{\theta}$ ، تتوفر المصفوفة $\Sigma(\hat{\theta})$ عادة حسب الطلب في معظم تطبيقات برامج الانحدار و SEM، نستخدم الرموز التالية:

$\hat{\theta}$: شعاع عمود لمعاملات انحدار العينة المتضمنة في تأثير غير مباشر.

μ : شعاع عمود لمتوسط معاملات الانحدار.

$f(\hat{\theta})$: تأثير (ويسمى أيضا في بعض المرات تأثير الفائدة)، وهي دالة قابلة للاشتقاق للمعاملات لـ $\hat{\theta}$

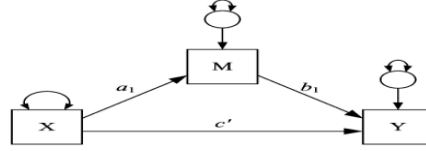
$\Sigma(\hat{\theta})$: مصفوفة التباين المشترك (التغاير) covariance لـ $\hat{\theta}$.

$D = \partial_{\theta} f(\hat{\theta})|_{\mu}$: تدرج the gradient لـ $f(\hat{\theta})$ مقيمة عند μ .

$H = \partial_{\theta}^2 f(\hat{\theta})|_{\mu}$: المصفوفة الهيسية the Hessian لـ $f(\hat{\theta})$ مقيمة عند μ .

يعد التدرج والمصفوفة الهيسية على التوالي مصفوفات للمشتقات الجزئية الأولى والثانية لـ $f(\hat{\theta})$ فيما يتعلق بجميع المعلمات ذات الصلة، على سبيل المثال في الوساطة البسيطة لدينا:

الشكل 5. وساطة بسيطة



$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{b}_1 \end{bmatrix}, \quad \mu = \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 \end{bmatrix}$$

$$H = \begin{bmatrix} \partial_{a_1} f(\hat{\theta}) & \partial_{b_1} f(\hat{\theta}) \\ \partial_{b_1} f(\hat{\theta}) & \partial_{b_1} f(\hat{\theta}) \end{bmatrix}$$

$$f(\hat{\theta}) = \hat{a}_1 \hat{b}_1, \quad D = \partial_{\hat{\theta}} f(\hat{\theta}) = \begin{pmatrix} \hat{b}_1 & \hat{a}_1 \end{pmatrix}$$

$$f(\hat{\theta}) \approx f(\mu) + D'(\hat{\theta} - \mu) + \frac{1}{2}(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu) \dots (12)$$

العلاقة (12) استخدمنا النشر المحدود DL (دستور تايلور) (بداوي، 2023، صفحة 123)، حيث:

$$f(x) = f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \dots + \frac{f^{(n)}(x_0)(x - x_0)^n}{n!} + \frac{f^{(n+1)}(\xi)(x - x_0)^{n+1}}{(n+1)!}$$

$$\text{Var}[f(\hat{\theta})] = E[f^2(\hat{\theta})] - E^2[f(\hat{\theta})] \dots (13)$$

العلاقة (13) استخدمنا صيغة **Koenig- Huyghens** (بداوي، الاحتمالات، 2017، صفحة 89) الشهيرة

$$\text{لحساب التباين: } \text{Var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2$$

$$f^2(\hat{\theta}) \approx \left[f(\mu) + D'(\hat{\theta} - \mu) + \frac{1}{2}(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu) \right]^2$$

$$\therefore f^2(\hat{\theta}) \approx f^2(\mu) + D'(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)' D + \frac{1}{4}(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu)$$

$$+ 2f(\mu)D'(\hat{\theta} - \mu) + f(\mu)(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu) + D'(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu)$$

$$E[f^2(\hat{\theta})] \approx E \left[\begin{array}{l} f^2(\mu) + D'(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)' D + \\ \frac{1}{4}(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu) \\ + 2f(\mu)D'(\hat{\theta} - \mu) + f(\mu)(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu) \\ + D'(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu) \end{array} \right]$$

$$E[f^2(\hat{\theta})] \approx f^2(\mu) + D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{4} E \left[(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu) \right] + f(\mu) \text{tr} \{ H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) \}$$

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

$$\begin{aligned}
 \therefore E[f^2(\hat{\theta})] &\approx f^2(\mu) + D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{4} (tr\{H \hat{\Sigma}(\hat{\theta})\})^2 + \frac{1}{2} tr\{(H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2\} \\
 &+ f(\mu) tr\{H \hat{\Sigma}(\hat{\theta})\} \\
 E[f(\hat{\theta})] &: E\left[f(\mu) + D'(\hat{\theta} - \mu) + \frac{1}{2}(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu)\right] \\
 \therefore E[f(\hat{\theta})] &: f(\mu) + D' E\left[\begin{matrix} \hat{\theta} - \mu \\ \hat{\theta} - \mu \\ \hat{\theta} - \mu \end{matrix}\right] + \frac{1}{2} E\left[(\hat{\theta} - \mu)' H(\hat{\theta} - \mu)\right] \\
 \therefore E[f(\hat{\theta})] &: f(\mu) + tr\{H \hat{\Sigma}(\hat{\theta})\} \\
 Var[f(\hat{\theta})] &\approx E[f^2(\hat{\theta})] - E^2[f(\hat{\theta})] \\
 \therefore f^2(\mu) + D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{4} (tr\{H \hat{\Sigma}(\hat{\theta})\})^2 + \frac{1}{2} tr\{(H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2\} \\
 &+ f(\mu) tr\{H \hat{\Sigma}(\hat{\theta})\} - f^2(\mu) - f(\mu) tr\{H \hat{\Sigma}(\hat{\theta})\} - \frac{1}{4} (tr\{H \hat{\Sigma}(\hat{\theta})\})^2 \\
 \therefore Var[f(\hat{\theta})] &\approx D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{2} tr\{(H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2\} \dots \dots \dots (14)
 \end{aligned}$$

tr : أثر المصفوفة (trace) مجموع صف المصفوفة ، منقول المصفوفة the transpose of a matrix
 رمزنا له (') لتسهيل الكتابة بدل من الرمز (T).

ينتج التقريب من الرتبة الثانية (14) التباين الدقيق للتأثير غير المباشر المشروط لجميع النماذج التي تم النظر فيها هنا، بافتراض الحالة الطبيعية.

نرجع لمثال الوساطة البسيطة، حيث:

$$\begin{aligned}
 \hat{\theta} &= \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{b}_1 \end{bmatrix} , f(\hat{\theta}) = \hat{a}_1 \hat{b}_1 \\
 H &= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} , \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \begin{bmatrix} S_{\hat{a}_1}^2 & 0 \\ 0 & S_{\hat{b}_1}^2 \end{bmatrix} \\
 E\left[(\hat{\theta} - \mu)(\hat{\theta} - \mu)'\right] &= E\left[\begin{pmatrix} \hat{a}_1 - a_1 \\ \hat{b}_1 - b_1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} (\hat{a}_1 - a_1) & (\hat{b}_1 - b_1) \end{pmatrix}\right] \\
 \therefore E\left[\begin{matrix} (\hat{a}_1 - a_1)^2 & (\hat{a}_1 - a_1)(\hat{b}_1 - b_1) \\ (\hat{a}_1 - a_1)(\hat{b}_1 - b_1) & (\hat{b}_1 - b_1)^2 \end{matrix}\right] \\
 \therefore = \begin{bmatrix} E(\hat{a}_1 - a_1)^2 & E(\hat{a}_1 - a_1)(\hat{b}_1 - b_1) \\ E(\hat{a}_1 - a_1)(\hat{b}_1 - b_1) & E(\hat{b}_1 - b_1)^2 \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} S_{\hat{a}_1}^2 & 0 \\ 0 & S_{\hat{b}_1}^2 \end{bmatrix} = \hat{\Sigma}(\hat{\theta})
 \end{aligned}$$

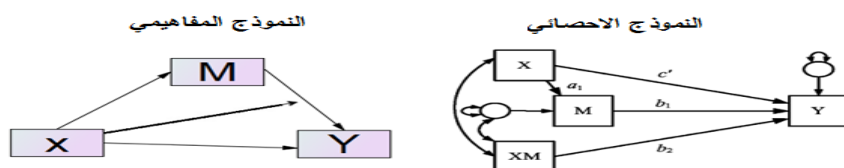
باستخدام الحساب المصفوفي، ومن خلال الصيغة (1) نجد:

$$\begin{aligned}
 Var[f(\hat{\theta})] &\approx D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{2} tr\{(H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2\} \\
 \therefore Var[f(\hat{\theta})] &= \hat{b}_1^2 S_{\hat{a}_1}^2 + \hat{a}_1^2 S_{\hat{b}_1}^2 + S_{\hat{a}_1}^2 S_{\hat{b}_1}^2
 \end{aligned}$$

يتم شرح كل نموذج على حدة:

When the Independent the Moderator): عندما يكون المتغير المستقل عبارة عن معدل

الشكل 6. النموذج 1 (Variable Is Also)



في الشكل 6 السابق يتم فيه تعديل تأثير M على Y بواسطة المتغير المستقل X، حيث تم وصفها من قبل جود وكيني (1981) وتم تقديمها كمثال واحد على الوساطة المعدلة، يمكن إجراء فحص على أساس تحليل مسار واحد، معادلات الانحدار ذات الصلة لهذا النوع من التأثير غير المباشر المشروط هي كما يلي:

$$M = a_0 + a_1X + r \dots\dots(15)$$

$$Y = b_0 + c'X + (b_1 + b_2X)M + r \dots\dots(16)$$

توضح المعادلة (16) كيف يمكن اعتبار انحدار Y على M مشروطا على X، يمكن اشتقاق التأثير غير المباشر المشروط لـ X على Y في النموذج 1 باستخدام طريقة وصفها Sobel (1986) و Bollen (1987 و 1989)، التأثير غير المباشر الشرطي لـ X على Y في هذه الحالة هو:

$$f(\hat{\theta} \setminus X) = a_1(b_1 + b_2X)$$

نلاحظ أن $f(\hat{\theta} \setminus X)$ أن التأثير غير المباشر الشرطي يمكن أن يعتمد على القيمة المختارة لـ X، إذا كان تأثير التفاعل بين X و M قريبا من الصفر، فإن b_2 ستكون قريبة من الصفر، وسيكون لـ X تأثير ضئيل على التأثير غير المباشر، ويقلل التأثير الشرطي غير المباشر لـ a_1b_1 لجميع قيم المعدل. بنفس الكيفية السابقة نجد:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \end{bmatrix}, f(\hat{\theta} \setminus X) = \hat{a}_1(\hat{b}_1 + \hat{b}_2X), D = \partial_{\hat{\theta}} f(\hat{\theta} \setminus X) = (\hat{b}_1 + \hat{b}_2X \quad \hat{a}_1 \quad \hat{a}_1X)$$

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 1 & X \\ 1 & 0 & 0 \\ X & 0 & 0 \end{bmatrix}, \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \begin{bmatrix} S_{\hat{a}_1}^2 & 0 & 0 \\ 0 & S_{\hat{b}_1}^2 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_2} \\ 0 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_2} & S_{\hat{b}_2}^2 \end{bmatrix}$$

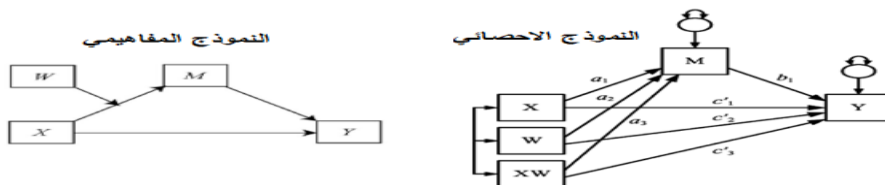
$$Var[f(\hat{\theta})] \approx D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{2} tr\{(H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2\}$$

$$\therefore Var[f(\hat{\theta})] = (\hat{b}_1 + \hat{b}_2X)^2 S_{\hat{a}_1}^2 + (\hat{a}_1^2 + S_{\hat{a}_1}^2)(S_{\hat{b}_1}^2 + 2S_{\hat{b}_1, \hat{b}_2}X + S_{\hat{b}_2}^2X^2)$$

ملاحظة: مع تعقد الحساب يستحسن استخدام البرامج الرياضية مثل Maple أو Matlab أو أي برنامج رياضي. نرجع لمعالجة الحالات السابقة:

عندما يكون في المسار a معدل W :

الشكل 7. النموذج 2



$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{b}_1 \end{bmatrix}, f(\hat{\theta} \setminus W) = \hat{b}_1(\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W), D = \partial_{\hat{\theta}} f(\hat{\theta} \setminus W) = (\hat{b}_1 \quad \hat{b}_1 W \quad \hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)$$

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & W \\ 1 & W & 0 \end{bmatrix}, \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \begin{bmatrix} S_{\hat{a}_1}^2 & S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} & 0 \\ S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} & S_{\hat{a}_3}^2 & 0 \\ 0 & 0 & S_{\hat{b}_1}^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{Var}[f(\hat{\theta})] \approx D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{2} \text{tr} \left\{ (H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2 \right\}$$

$$\therefore \text{Var}[f(\hat{\theta})] = (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)^2 S_{\hat{b}_1}^2 + (\hat{b}_1^2 + S_{\hat{b}_1}^2) (S_{\hat{b}_1}^2 + 2S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} W + S_{\hat{a}_3}^2 W^2)$$

عندما يكون في المسار **b** معدل **W** :

الشكل 8. النموذج 3



$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_3 \end{bmatrix}, f(\hat{\theta} \setminus W) = \hat{a}_1(\hat{b}_1 + \hat{b}_3 W), D = \partial_{\hat{\theta}} f(\hat{\theta} \setminus W) = (\hat{b}_1 \quad \hat{b}_1 W \quad \hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)$$

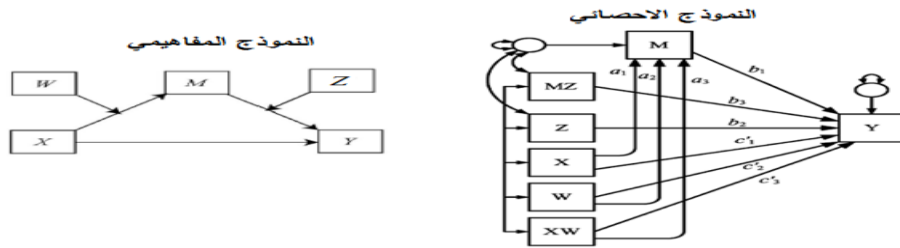
$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & W \\ 1 & W & 0 \end{bmatrix}, \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \begin{bmatrix} S_{\hat{a}_1}^2 & 0 & 0 \\ 0 & S_{\hat{b}_1}^2 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_3} \\ 0 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_3} & S_{\hat{b}_3}^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{Var}[f(\hat{\theta})] \approx D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{2} \text{tr} \left\{ (H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2 \right\}$$

$$\therefore \text{Var}[f(\hat{\theta})] = (\hat{b}_1 + \hat{b}_3 W)^2 S_{\hat{a}_1}^2 + (\hat{a}_1^2 + S_{\hat{a}_1}^2) (S_{\hat{b}_1}^2 + 2S_{\hat{b}_1, \hat{b}_3} W + S_{\hat{b}_3}^2 W^2)$$

عندما يكون في المسار **a** معدل **W** وفي المسار **b** معدل **Z** :

الشكل 9. النموذج 4



$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_3 \end{bmatrix}, f(\hat{\theta} \setminus W, Z) = (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)(\hat{b}_1 + \hat{b}_3 Z),$$

$$D = \partial_{\hat{\theta}} f(\hat{\theta} \setminus W, Z) = ((\hat{b}_1 + \hat{b}_3 Z) \quad (\hat{b}_1 + \hat{b}_3 Z)W \quad (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W) \quad (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)Z)$$

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & Z \\ 0 & 0 & W & WZ \\ 1 & W & 0 & 0 \\ Z & WZ & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \begin{bmatrix} S_{\hat{a}_1}^2 & S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} & 0 & 0 \\ S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} & S_{\hat{a}_3}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S_{\hat{b}_1}^2 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_3} \\ 0 & 0 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_3} & S_{\hat{b}_3}^2 \end{bmatrix}$$

$$Var[f(\hat{\theta})] \approx D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{2} tr \left\{ (H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2 \right\}$$

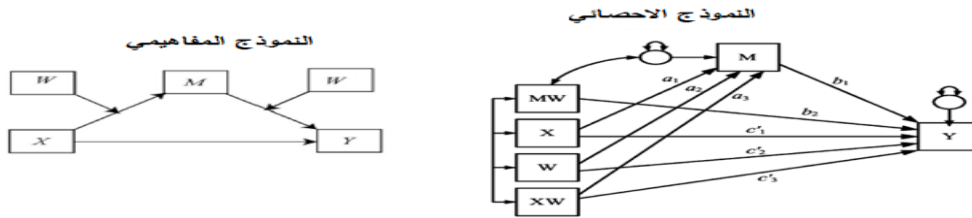
$$\therefore Var[f(\hat{\theta})] = \left[\begin{array}{l} (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)^2 (S_{\hat{b}_1}^2 + 2S_{\hat{b}_1, \hat{b}_3} Z + S_{\hat{b}_3}^2 Z^2) + \\ (\hat{b}_1 + \hat{b}_3 Z)^2 (S_{\hat{a}_1}^2 + 2S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} W + S_{\hat{a}_3}^2 W^2) \end{array} \right] +$$

$$\left[\begin{array}{l} (S_{\hat{b}_1}^2 + 2S_{\hat{b}_1, \hat{b}_3} Z + S_{\hat{b}_3}^2 Z^2) \cdot (S_{\hat{a}_1}^2 + 2S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} W + S_{\hat{a}_3}^2 W^2) \end{array} \right]$$

الطرف (II) مقدراه ضئيل (يهمل في الحسابات العملية).

عندما يكون في المسار a والمسار b نفس المعدل W.

الشكل 10. النموذج 5



$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \end{bmatrix}, \quad f(\hat{\theta} \setminus W) = (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)(\hat{b}_1 + \hat{b}_2 W),$$

$$D = \partial_{\theta} f(\hat{\theta} \setminus W, Z) = \begin{pmatrix} (\hat{b}_1 + \hat{b}_2 W) & (\hat{b}_1 + \hat{b}_2 Z)W & (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W) & (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)W \end{pmatrix}$$

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & W \\ 0 & 0 & W & W^2 \\ 1 & W & 0 & 0 \\ W & W^2 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \begin{bmatrix} S_{\hat{a}_1}^2 & S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} & 0 & 0 \\ S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} & S_{\hat{a}_3}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S_{\hat{b}_1}^2 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_2} \\ 0 & 0 & S_{\hat{b}_1, \hat{b}_2} & S_{\hat{b}_2}^2 \end{bmatrix}$$

$$Var[f(\hat{\theta})] \approx D' \hat{\Sigma}(\hat{\theta}) D + \frac{1}{2} tr \left\{ (H \hat{\Sigma}(\hat{\theta}))^2 \right\}$$

$$\therefore Var[f(\hat{\theta})] = \left[\begin{array}{l} (\hat{a}_1 + \hat{a}_3 W)^2 (S_{\hat{b}_1}^2 + 2S_{\hat{b}_1, \hat{b}_2} W + S_{\hat{b}_2}^2 W^2) + \\ (\hat{b}_1 + \hat{b}_2 W)^2 (S_{\hat{a}_1}^2 + 2S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} W + S_{\hat{a}_3}^2 W^2) \end{array} \right] +$$

$$\left[\begin{array}{l} (S_{\hat{b}_1}^2 + 2S_{\hat{b}_1, \hat{b}_2} W + S_{\hat{b}_2}^2 W^2) \cdot (S_{\hat{a}_1}^2 + 2S_{\hat{a}_1, \hat{a}_3} W + S_{\hat{a}_3}^2 W^2) \end{array} \right]$$

3. الدراسة التطبيقية للوساطة الشرطية في المجال التسويقي

تختلف طبيعة البيانات المستخدمة والمفاهيم بين علم وآخر، إذ أن لكل تخصص مميزاته وقواعده تحكم

طبيعة الفرضيات المنطلقة لمعالجة ظاهرة ما، تم تطبيق نموذج الوساطة التفاعلية على زبائن شركة موبيليس

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

وكالة الأغواط، حيث تم اختيار 99 زبونا، موضوع الدراسة كان حول أثر رضى الزبائن على ولاء زبائن شركة موبيليس، وبمأن نتائج ولاء الزبائن تظهر على المدى البعيد فقد تم ادراج متغير وسيط (الثقة) بين متغيري الرضى والولاء ، كما تم ادراج متغير معدل (المستوى التعليمي) على المسار (a) (الشكل 7 - النموذج 2) (الشكل 7 في قائمة : Process Andrew F. Hayes المدرجة في برنامج spss).

وبما أننا سنركز على تطبيق العمليات المشروطة والوساطة في المجال التسويقي بشكل مباشر، فقد ارتأينا تجاوز مراحل معالجة نموذج القياس (أدلة صدق التقارب وصلاحية النموذج وصدق التمايز) ومعايير جودة النموذج الهيكلي (حيث تم معالجة ذلك للباحثين في دراسات سابقة وتوجد الكثير من الدراسات التي تتناولها بشكل مفصل)، مع العلم أن العينة المأخوذة هي عينة ميسرة وليست عشوائية، أي أن نتائجها لا يمكن تعميمها على كامل المجتمع.

يمكن أن ننطلق من فرضيات القياس التالية المصاحبة للدراسة التطبيقية على النحو التالي:

1- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية للرضى على ولاء زبائن شركة موبيليس وكالة الأغواط عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

2- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية للرضى على ثقة زبائن شركة موبيليس وكالة الأغواط عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

3- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية للثقة على ولاء زبائن شركة موبيليس وكالة الأغواط عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

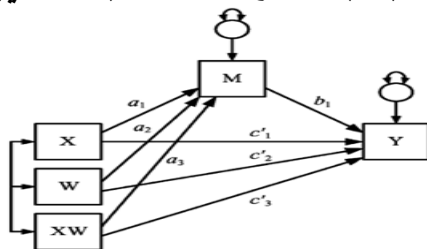
دور متغيري الوسيط والمعدل:

4- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية لمتغير الوسيط (الثقة) بين الرضى وولاء زبائن شركة موبيليس وكالة الأغواط عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

5- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية لمتغير المعدل (المستوى الدراسي) في زيادة العلاقة بين الرضى والثقة عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

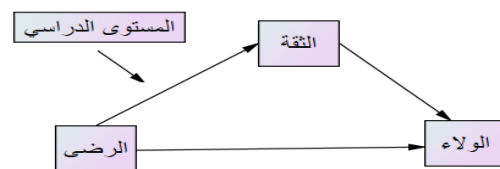
وللتوضيح نأخذ الشكل البياني التالي:

الشكل (12): نموذج الدراسة 2 (الاحصائي)



المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على فرضيات الدراسة

الشكل (11): نموذج الدراسة 1



المصدر: من إعداد الباحثين استناداً إلى فرضيات الدراسة.

الأثر الشرطي غير المباشر لـ X على Y من خلال $M = \hat{a}_1 + \hat{a}_3 W$.

الأثر المباشر لـ X على Y من خلال $c_1' . Y =$

بعد استخدامنا Andrew F. Hayes Process بعد تثبيته على برنامج spss تحصلنا على الجداول التالية:

الجدول (1): وصف المتغيرات

Model : 7	
Y	الولاء
X	الرضى
M	الثقة
W : NIV	المستوى الدراسي
Sample Size : 99	

المصدر: من إعداد الباحثين.

الجدول (2): معاملات الانحدار

Model						
	coeff	se	t	P	LLCI	ULCI
constant	-0,0957	0,244	-0,3924	0,6956	-0,58	0,3885
X (C)	0,358	0,1049	3,4125	0,0009	0,1498	0,5663
المسار a	0,749	0,058	12,99	0,000	0,635	0,863
المسار b	0,6096	0,1116	5,4612	0,000	0,388	0,8312

المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى مخرجات برنامج spss.

الجدول (3): الأثر غير المباشر

	Path a	Path b	Indirect Effect	SE	z-value	95% LL	95% UL	sea	seb
M	0,749	0,610	0,4566	0,0910	5,018	0,2783	0,6349	0,058	0,1116

المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى مخرجات برنامج spss.

الجدول (4): الأثر الشرطي غير المباشر

Conditional indirect effects of X on Y:				
	X	->	M	->
	Y			
Index of moderated mediation:				
	index	BootSE	BootLLCI	BootULCI
المستوى الدراسي	0,1895	0,1004	0,0026	0,3875

المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى مخرجات برنامج spss.

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

اختبار الفرضيات:

بالرجوع الى الجدول (2) يتم اختبار الفرضيات كما يلي:

1- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية للرضى على ولاء زبائن شركة موبيليس وكالة الأغواط عند

مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. **القرار:** رفض H_0 لأن $(sig = 0.0009 < \alpha = 0.05)$

2- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية للرضى على ثقة زبائن شركة موبيليس وكالة الأغواط عند

مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. **القرار:** رفض H_0 لأن $(sig = 0.000 < \alpha = 0.05)$.

3- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية للثقة على ولاء زبائن شركة موبيليس وكالة الأغواط عند

مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. **القرار:** رفض H_0 لأن $(sig = 0.000 < \alpha = 0.05)$.

دور المتغيرات الوسيطة والمعدلة:

بالرجوع الى الجداول (3 و4) يتم اختبار الفرضيات كما يلي:

4- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية لمتغير الوسيط (الثقة) بين الرضى وولاء زبائن شركة

موبيليس وكالة الأغواط عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. **القرار:** رفض H_0 لأن مجال الثقة (Upper and

Lower Level) لا يوجد صفر يتوسط المجال (تقنية (Johnson-Neyman (J-N)).

5- H_0 : لا يوجد تأثير معنوي ذو دلالة إحصائية لمتغير المعدل (المستوى الدراسي) في زيادة العلاقة بين

الرضى والثقة عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. **القرار:** رفض H_0 لأن مجال الثقة (Upper and Lower

Level) لا يوجد صفر يتوسط المجال (تقنية (Johnson-Neyman (J-N)).

4. الخاتمة:

من أجل فهم طبيعة تحليل العمليات المشروطة في نماذج الوساطة تمت مناقشة أنواعها نظريا، وصياغة

نموذج عملي مع أخذ حالة في المجال التسويقي عبر دراسة أثر الرضى على ولاء زبائن شركة موبيليس وكالة

الأغواط، كما تم إدراج متغير وسيط يتمثل في الثقة، ومتغير معدل متمثل في المستوى الدراسي.

أظهرت النتائج أهمية المسار غير المباشر الذي وجد به تأثير الوسيط: الرضى ← الثقة ← الولاء، وتبين نوع

هذه الوساطة بأنها وساطة جزئية، وذلك لمعنوية التأثير المباشر بين الرضى والولاء، وهذا ما يبين أهمية الثقة

ودورها في العلاقة بين الرضى والولاء. بالنسبة للمتغير المعدل (المستوى الدراسي) تم اثبات معنوية تأثيره بزيادة

العلاقة بين المتغير المستقل (الرضى) وبين الوسيط (الثقة) تحقق الشرط الأول والثاني.

من خلال الافتراض المنهجي الذي استخدمه كلا من Preachers و Hayes (2004-2008)، يمكن استخلاص

فوائد تطبيق تحليل الوساطة والاعتدال إذ تعتبر أداة قوية وأكثر فعالية في تقييم الأثر غير المباشر والأثر الكلي.

بالنسبة للفرضيات المنطلق منها فيمكننا الإجابة عليها على النحو التالي:

الفرضية الرئيسية فيتم نفيها، ذلك أن العمليات المشروطة لا تعد نموذجا مستقلا بذاتها عن نماذج الوساطة

وليست شرطا أساسيا لذلك، بل هي حالة من بين حالاتها. فهدف الباحث من الدراسة، وكيفيات تحديد المسارات

في النموذج وقياس الآثار وفقا للفرضيات المنطلق منها في الدراسة، أضف إلى عدد المتغيرات الوسيطة والمعدلة الموجودة في النموذج وكيفية توظيفها، تعد أمرا فيصلا في تحديد نوع النموذج وهل هو حالة من حالات التحليل الشرطي أو غير ذلك، الأمر الذي يعزز صحة الفرضية الفرعية الأولى. وأما عن الفرضية الفرعية الثانية، فيتم نفيها، ذلك أن كفاءات تناول وتحليل العمليات المشروطة على تعتمد في التحليل على أساليب مغايرة عن نماذج الوساطة المتعارف عليها وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية، على اعتبار أنها حالة من بين حالاتها.

الإحالات والهوامش:

- Barroso da Costa, Carla. (2010). La modélisation par équation structurelle : une approche graphique, centre sur les applications des modèles de Réponses aux Items. *CAMRI*. canada: université du Québec à Montréal.
- Brian, C. (2015). An Introduction to Moderated Mediation. Department of Management Monash University.
- David P. MacKinnon, G. W. (1995). A Simulation Study of Mediated Effect Measures. *Multivariate Behav Res*, 1; 30(1): 41.
- Derek, D., Rucker, K., Preacher, J., & Zakary, L. (2011). Mediation Analysis in Social Psychology: Current Practices and New Recommendations. *Social and Personality Psychology Compass*, 5(6), 359-371.
- F, P. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36 (4), 717-731.
- gaskin, L. a. (n.d.). Mediation and Multi-group Analyses. Retrieved from <http://www.kolobkreations.com>
- Hair, J. F, L., Hult, G., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2017). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)* (2 ed.). Los Angeles: SAGE Publications.
- Hayes, A. (s.d.). Récupéré sur Hayes .Andrew F : <https://www.youtube.com/watch?v=w7iOnsrI2dI&t=649s>
- Hayes, A. (2018). Partial, conditional, and moderated moderated mediation: Quantification, inference, and interpretation. *Communication Monographs*, 40(1), 4-40.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to Mediation, Moderation*. New york: THE GUILFORD PRESS.
- james, L. R. (1984). Mediators, moderators, and tests for mediation. *Journal of Applied Psychology*, 69: 307-321.
- Kristopher J. Preacher, D. D. (2007). Addressing Moderated Mediation. *MULTIVARIATE BEHAVIORAL RESEARCH*, 42(1), 185-227.

العمليات المشروطة في نماذج الوساطة وفق أسلوب النمذجة بالمعادلات البنائية

- Mohammad, N., & Navid-Reza, N. (2016). Conceptual Analysis of Moderator and Mediator Variables in Business Research. *1st International Conference on Applied Economics and Business* (pp. 540 – 554). ICAEB.
- Preacher, K., Rucker, D., & Hayes, D. (2007). Addressing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods, and Prescriptions. *MULTIVARIATE BEHAVIORAL RESEARCH*, 42(1), 185–227.
- القادر, ب. م. (2021). محمد بداوي، و شتيح عبد القادر. (2021). أثر اليقظة التنافسية على التسويق الاستراتيجي للمؤسسات الصغيرة والمتوسطة (باستخدام تحليل متغيرات الوساطة والمعدلة) . *المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية* (1)8 ، 258-247.
- عادل العريفي. (2014). *الدليل المختصر لتحليل البيانات الإحصائية باستخدام طريقة pls وبرنامج smartpls*. Quality research.
- عبد الحميد نعيجات. (2018). جودة الخدمة وتأثيراتها على ولاء الزبائن دراسة حالة مؤسسات الاتصالات بالجزائر. أطروحة دكتوراه. الأغواط، الجزائر: جامعة عمار ثلجي.
- محمد بداوي. (2017). *الاحتمالات*. الجزائر: دار هومة.
- محمد بداوي. (2019). تحليل متغيرات الوساطة والمعدلة في بحوث إدارة الأعمال (دراسة تحليلية). *دراسات العدد الاقتصادي*، 10(2)، 52-39.
- محمد بداوي. (2023). *الرياضيات المطبقة في الاقتصاد والأعمال*. عمان: دار وائل للنشر.
- ناصر العريفي. (2023, 7 25). نموذج أموس المتكامل. (الجامعة الإسلامية العالمية، المحرر) ماليزيا. تم الاسترداد من <https://www.youtube.com/watch?v=dUEN58Iplfk>