العوامل المسببة لمخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية في ساحل محافظة حضرموت – اليمن

محمد عوض الريّح عبد اللطيف*

تاريخ تسلُّم البحث : 2021/1/5م تاريخ قبول النشر: 2021/8/29م

الملخص

يبين هذا البحث أهم العوامل المسببة لمخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية، فقد استهدف هذا البحث اختصار تسعة وعشرين متغيراً حوتها أداة البحث وهي استبانة جمع المعلومات عن مخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية، وذلك باستخدام الوسائل الإحصائية، وقد تم استخدام أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي طريقة المكونات الأساسية الذي أظهرت نتائجه ستة عوامل تمثلت في العامل الاقتصادي الاجتماعي، وضعف مهارات الطفل، ومحدودية وعي الطفل، وميل الطفل للمغامرات، وأثر تأنيب الضمير في الطفل المشترك في الحادث المروري، والآثار النفسية في الطفل، وهي العوامل التي تؤدي لتحسين الوصف الأولي للظاهرة والسيطرة على اتجاهاتها والتخطيط لدرء مخاطرها بعدد من التوصيات.

المقدمة:

إن تنشئة الأطفال ورعايتهم تعد من أهم أولويات الأسر والمجتمعات والدول؛ إذ منها يبدأ بناء مستقبل الأمم، فاحتياجات الطفل من ميلاده إلى تخطي هذه المرحلة ليست بالسهولة التي تبدو لأول وهلة، فاحتياجاته للتعلم والتربية تبدأ من أول يوم في حياته، بل في عصرنا الحالي قد تبدأ من فحوصات ما قبل الزواج تحسباً لأمراض الطفولة والكشف عن فعل الجينات وأثرها.

لأهمية هذا الأمر ركز الباحث على استخدام الوسائل الإحصائية في بيان مخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية وأهم المسببات لهذه المخاطر، واستخدم أسلوب التحليل العاملي لمعرفة أهم العوامل التي شكلت هذه المخاطر.

مشكلة البحث:

مشكلة البحث تتمثل في ازدياد ظاهرة قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية في محافظة حضرموت وما صاحبها من ارتفاع حوادث المرور، وما ينجم عنها من خسائر في الأرواح وإصابات لا يمكن قياسها وتقديرها، إضافة لآثارها من الخسائر الاقتصادية المتعددة والآثار النفسية والاجتماعية في الطفل والأسرة والمجتمع بأسره.

أهمية البحث:

تأتي أهمية البحث من أهمية موضوعه وجوهره المتمثل في الرعاية المثلى للأطفال وتنشئتهم وحمايتهم من المخاطر الجسدية والنفسية.

أهداف البحث:

يستهدف البحث بيان واستخلاص العوامل الأكثر أهمية في تحديد المخاطر الناجمة عن قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية باستخدام الأسلوب الإحصائي، التحليل العاملي الاستكشافي، وتقليل المتغيرات المفسرة لهذه الظاهرة، والإسهام في إيضاح مخاطر هذه الظاهرة والوصول إلى مقترحات تحد منها.

* أستاذ الإحصاء المساعد (المتعاقد) - كلية العلوم - جامعة حضرموت.

فرضية البحث:

لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية للعوامل المسببة لمخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية عند مستوى معنوية 0.05

منهج البحث:

استخدم المنهج الاستدلالي ممثلا في استخدام التحليل العاملي الاستكشافي بوصفه أسلوباً إحصائياً مهماً في تحليل المتغيرات المتعددة والذي سيكون البيئة والنموذج؛ من خلال تطبيقه على متغيرات الدراسة والبالغة عددها 29 متغيراً (حسب الاستبانة) تمثل الآثار الاقتصادية والاجتماعية والنفسية السلبية الناجمة عن قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية.

أداة البحث:

اعتمدت الدراسة على أداة الاستبانة لجمع المعلومات وشملت عينة الدراسة عدد مئة وثمانية وعشرين شخصاً من أصل مئة وخمسين أي بعائد بلغ 85,3%، وزعت هذه الأداة التي تضمنت أربع محاور بعد الخصائص الديموغرافية هي قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية مخاطرة كبيرة جداً، آثار قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية آثار وخيمة في الطفل، آثار قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية آثار وخيمة في الأسرة والمجتمع، والتوعية أنجع وسيلة للحد من قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية، على سكان مديريات المكلا، الشحر وغيل باوزير، وتم إجراء الدراسة الوصفية التحليلية الأولية ومن ثم الاختبارات الإحصائية المؤكدة لتوفر متطلبات التحليل العاملي كتحليل متقدم قائم على الدراسة الوصفية التحليلية الأولية.

مفهوم التحليل العاملي

التحليل العاملي هو طريقة وأسلوب إحصائي مرن يصلح لتفسير العلاقات الارتباطية الدالة إحصائياً بين المتغيرات المتعددة(بلبخاري،2009: 43) من حيث اتجاه العلاقة وقوتها وطبيعتها سلبية أم إيجابية، ويعيد التصنيف النوعي لهذه المتغيرات بشكل مستقل ويلخصها ويقوم الباحث باكتشاف الخصائص المشتركة فيما بينها بحسب الإطار النظري، والمنطق العلمي لدراسته (فرج ،1980: 17)؛ وبهذا يستخدم هذا الأسلوب في تحليل مصفوفات الارتباط أو مصفوفات التباينات للمتغيرات وحواصل ضربها لغرض توضيح العلاقات الارتباطية وإنتاج متغيرات جديدة تسمى عوامل (مراد،2000: 48)، وأن أسلوب التحليل العاملي يستخدم في مجالات واسعة وأنشطة عملية متعددة لتحليل عدد أقل من العوامل يعزى إليها تباينات المتغيرات(اثناسيوس ،البياتي ،1977: 82) وهو وصف علاقات التغاير بين عدد كبير من المتغيرات بدلالة عدد قليل من المقادير العشوائية غير المشاهدة التي تسمى بالعوامل، ويعتمد نموذج التحليل العاملي على افتراض إمكانية تجميع المتغيرات بناءً على معاملات الارتباط بينها؛ وهذا يعني أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مرتبط بعضها مع بعض ارتباطاً قوياً، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأخرى ضعيف، ومن الممكن أن نصور هنا أن أعلى مجموعة من المتغيرات تمثل عاملاً واحداً هو المسؤول عن الارتباط المشاهد بينها. (جونسون، وشرن،1998: 64)

أما المفاهيم العامليه المتمثلة في محدد مصفوفة الارتباط هو القيمة الناتجة من احتساب النسبة بين الاختلاف المفسر والكلي في متغيرات الدراسة (فهمي، 2005: 762).

ومعامل التشبع (التحميل) وهو عبارة عن ارتباط المتغير i بالعامل j، وأن هذا الارتباط يمثل جزءاً محدداً من تباين المتغير، وبناء على ذلك نستطيع أن نلاحظ أن تباين المتغير الواحد يتوزع ما بين تباين

مشترك، وتباين خاص، وتباين الخطأ (فرج،1980).
ومعامل الشيوع (الاشتراكيات) وقيمته هي مجموعة إسهامات المتغير في العوامل المختلفة التي أمكن استخلاصها في المصفوفة العاملية (عبد الحفيظ، آخر،2004: 490) وأن معامل الشيوع لأي متغير هو عبارة عن مجموع مربعات تحميلات تلك العوامل المستخلصة لهذه المتغيرات، والجذر الكامن هو مجموع مربعات تشبعات كل المتغيرات على كل عامل على حدة حيث إن قيم الشيوع للمتغيرات تساوي مجموع مربعات تشبعات المتغيرات على العوامل، وأن الجذر الكامن للعوامل هو مجموع مربعات التشبعات على العوامل، ومن ثمَّ فإن مجموع قيم الشيوع للمتغيرات يساوي تماماً مجموع الجذور الكامنة لعوامل المصفوفة (عبد الحفيظ، واخر،2004: 324) ويعطى بالصيغة الرياضية الآتية:

$$\lambda = \sum_{i=1}^{p} \ell_{ij}^2$$

حيث: λ هي الجذر الكامن للعوامل

e^2_{ij} : مربعات التشبعات أي ارتباط المتغير **i** مع العامل **j**

دلالة التشبع Saturation significant

تعتمد النتيجة النهائية لتدوير العوامل على البيانات النهائية بعد عملية التدوير سواء المتعامد أو غير المتعامد، وتعتمد عملية تفسير العوامل على التشعبات الكبيرة، والخاصة التي تزيد قيمتها عن (0.3) على الأقل وفقاً لمعيار جليفورد. (عبد الحفيظ، واخر، 2004: 325)

أما أنواع العوامل في التحليل العاملي فهي ثلاثة أنواع على النحو الآتي:

1- العامل العام (العامل المشترك) Common Factor هو العامل الذي يوجد في جميع المتغيرات التي تخضع للدراسة، وتتوصل بعض طرائق التحليل العاملي إلى هذا العامل مباشرة، كما تتوصل إليه بعض الطرائق الأخرى باستخدام ما يسمى التحليل العاملي من الدرجة الثانية، والثالثة. ويضيف (خان، واخر،2007: 72) أن هذا العامل يحدد جزءاً من التباين الذي يتم تفسيره من خلال العوامل المشتركة، أي: تشترك فيه المتغيرات الأخرى ويسمى هذا التباين بـ(الشيوع Communalities) وهو مجموع مربعات تحملات العوامل المشتركة.

2- العامل الخاص: Unique Factor هو العامل الذي يوجد في متغير واحد فقط، وقد يكون في متغيرين أو ثلاثة متغيرات، ويحدد هذا العامل جزءاً من تباين المتغير الذي لا تشترك فيه مع المتغيرات الأخرى موضع التحليل ويسمى بالعامل الفريد. (عبد الرزاق، احمد 2011م: 58)

3- العامل الطائفي Group Factor: هو العامل الذي يوجد في بعض المتغيرات التي تخضع للتحليل العاملي، وليس كلها، ويفسر معاملات الارتباط العالية بين المتغيرات التي تؤلف مجموعة معينة، ومعاملات الارتباط المنخفضة بين هذه المتغيرات داخل المجموعات أو خارجها، وهذا النوع من العوامل يقع بين كل من العاملين الخاص والعام، وتتوافر في العامل الطائفي خاصة التكوين البسيط، ومن ثمَّ يسمى العامل الأولي كما يرتبط بمتغيرين فقط. (عبد الرزاق، احمد 2011م: 59)

أنواع التحليل العاملي:

يوجد نوعان أساسيان من التحليل العاملي، هما التحليل العاملي الاستكشافي، والتحليل العاملي التوكيدي، ففي التحليل العاملي الاستكشافي يريد الباحث استكشاف البيانات للكشف عن خصائص السمات والعلاقات المهمة بدون نموذج واضح محدد على البيانات، فالتحليل العاملي الاستكشافي يمكن أن

يولد البيئة ويولد النموذج أو يولد الفرض (هذا النوع الذي سيتم استخدامه في الدراسة الحالية). وعلى الجانب الآخر التحليل العاملي التوكيدي ويقوم فيه الباحث ببناء النموذج الذي يفترض أنه يصف ويفسر (أو يقلل) البيانات في ضوء المعلومات، والدراسات السابقة (فهمي،2005: 770).

شروط التحليل العاملي وافتراضاته:

ويشترط في التحليل العاملي الآتي: (المالكي ،2000: 431)

يجب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة معاملات الارتباط لا يساوي الصفر، أن تكون مصفوفة معاملات الارتباط مختلفة عن مصفوفة الوحدة، أي أن يكون اختبار بارتليت دالاً إحصائياً، وأن تكون درجة تجانس العينة التي نحصل عليها من اختبار كايزر كافية، وأن تكون قيم توافق العينة من خلال أزواج المتغيرات مثنى مثنى، والتي نحصل عليها من اختبار كفاية المعاينة لكايزر وتكون مقبولة.

الافتراضات الأساسية للتحليل العاملي:

نظراً لوجود العديد من العوامل غير المشاهدة التي تؤثر في التحليل العاملي، أصبح من الصعب التحقق من النموذج عن طريق المشاهدة العشوائية $[x_1, x_2, \ldots . x_p]$، ومن ثمّ فإن نموذج التحليل العاملي يفترض عدة افتراضات، أهمها الآتي:(حسن ،1999: 30)

1- المتغيرات العشوائية (X_i) موزعة توزيعاً طبيعياً متعدداً، وكل متغير عبارة عن دالة خطية في عدد العوامل العامة (f_m)

2- العوامل العامة (f) مستقل بعضها عن بعض وتتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط 0=μ ، تباين σ^2 أي أن:

$$E(f) = \underset{(m\times 1)}{0} \quad COV(f) = E(ff') = \underset{(m\times m)}{I}$$

3- العوامل العامة (f_i) والعوامل الخاصة e مستقل بعضها عن بعض، أي أن:

$$\text{cov}(e \quad f) = E(e \quad f') = \underset{(p\times m)}{0}$$

4- العوامل الخاصة (e) مستقلة بعضها عن بعضها، وتتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط $\mu = 0$ وتباين قدره Ψ ، أي أن:

$$E(e) = \underset{(p\times 1)}{0}$$

$$\text{cov}(e) = \hat{\Psi} = E(ee') = \underset{p\times p}{\psi} = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \ldots & 0 \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & 0 & \ldots & \psi_p \end{bmatrix}$$

حيث:

Ψ= مصفوفة قطرية، قطرها عبارة عن تباين العامل الخاص e.

3-عدد العوامل العامة أقل من عدد المتغيرات الأصلية m<p ويضيف (الحسيني، 2006: 15، وخان، محمد،2007: 74) النقاط الآتية:

4- إن التحليل العاملي يفترض -أيضاً- وجود ارتباط بين المتغيرات (j,k) بحيث يمكن حسابه على طبيعة وتأثير تحميلات (تشبعات) العوامل المشتركة حيث يمكن إيجاد قيم الارتباط بين المتغيرات باستخدام الصيغة الآتية:

$$R = L\acute{L}$$

حيث R مصفوفة الارتباط، L مصفوفة تحميلات العوامل.

5- التحليل العاملي لا يتطلب متغيراً تابعاً، ويعد هذا الفرض ميزة يختلف عنها في نموذج الانحدار

وطبقاً للفروض السابقة فإنه يمكن التعبير عن مصفوفة التباين كالآتي: (حسن ،1999: 31)

$$\underset{(p\times p)}{\Sigma_X} = \underset{(p\times m)}{L}\ \underset{(m\times p)}{L'} + \underset{(p\times m)}{\Psi}$$

ومن ثمَّ فإن مصفوفة التباين والتغاير لـ (x) تخضع للقيود الآتية:

$$1-\ \sigma_i^2 = \ell_{i1}^2 + \ell_{i2}^2 + \ell_{im}^2 + \Psi_i = \sum_{j=1}^{m} \ell_{ij}^2 + \Psi_i\ ,\quad j = 1,2,\dots p$$

$$2-\ Cov = \left(X, \acute{f}\right) = E\left[(Lf + e)\acute{f}\right] = L$$

النموذج الرياضي للتحليل العاملي Factor Analysis Model

يسعى التحليل العاملي إلى التعرف على عدد قليل (m) من العوامل غير المشاهدة (العوامل الكامنة Latent Factor) التي تعبر بصورة جيدة عن العلاقات المتشابكة بين عدد كبير من المتغيرات (p) حيث (P) أكبر من (m). (فهمي،2005: 763)

بافتراض أن المتجه العشوائي (X) والذي يشمل (P) من العناصر، وأن متجه متوسطاته (μ) ومصفوفة تبايناته، وتغايراته (∑). وبافتراض أن (x) تعتمد خطياً على عدد قليل من المتغيرات العشوائية غير المشاهدة $F_1, F_2, \dots, F_m$ تسمى العوامل، وأيضا على عدد (P) من مصادر الاختلاف $e_1, e_2 \dots . e_p$ تسمى الأخطاء أو العوامل الخاصة Specific factor . وعلى وجه التحديد فإن نموذج التحليل العاملي يعطى بالصيغة الرياضية الآتية (جونسون،واخر،1998: 642، حسن ،1999: 29).

$$x_1 - \mu_1 = \ell_{11}f_1 + \ell_{12}f_2 + \cdots + \ell_{1m}f_m + e_1$$
$$x_2 - \mu_2 = \ell_{21}f_1 + \ell_{22}f_2 + \cdots + \ell_{2m}f_m + e_2$$
$$x_p - \mu_p = \ell_{p1}f_1 + \ell_{p2}f_2 + \cdots + \ell_{pm}f_m + e_p$$

حيث ℓ_{ij} معامل التحميل Loading للمتغير iعلى العامل j،j=1,2,3.....m وتتراوح قيمته بين 1^{+}_{-} ويمكن كتابة النموذج السابق في صورة مصفوفة على الشكل الآتي:

$$\acute{X} = [x_1\ x_2 \dots . . , x_p]$$
$$\acute{F} = [f_1\ f_2 \dots . f_m]$$

$$\acute{\mathcal{E}} = [e_1, e_2 \ldots\ldots, e_p]$$

And

$$L = \begin{bmatrix} \ell_{11} & \ell_{12} & \cdots & \ell_{1m} \\ \ell_{21} & \ell_{22} & \cdots & \ell_{2m} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \ell_{p1} & \ell_{p1} & \cdots & \ell_{pm} \end{bmatrix}$$

ومن ثمّ يمكن كتابة نموذج التحليل العاملي في الشكل الاتي:

$$\underset{(P\times 1)}{X} - \mu = \underset{(P\times m)}{L}\ \underset{(m\times 1)}{F} + \underset{(P\times 1)}{e}$$

حيث

X = متجه المتغيرات الأصلية المشاهدة

L = مصفوفة معاملات تحميل العوامل Loading Matrix وهي عبارة عن معاملات ارتباط بين العوامل غير المشاهدة Common Factor والمتغيرات الأصلية.

F = متجه العوامل العامة Common Factor

e = متجه العوامل الخاصة Specific Factor

طرائق التحليل العاملي:

توجد العديد من طرائق التحليل العاملي، أهمها الآتي: اثناسيوس والبياتي ،1977)

1- الطريقة القطرية Diagonal Method ، الطريقة المركزية Central Method، طريقة المحاور الأساسية Principal Axis Factoring، طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted least squares، طريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood، طريقة المكونات الأساسية Principal components Analysis

سيتم استعراض طريقة المكونات الأساسية بشيء من التفصيل؛ نظراً لاستخدامها في هذه الدراسة.

طريقة المكونات الأساسية: Principal components Analysis

تعد طريقة المكونات الرئيسة التي وضعها "هوتلينج" عام1933 من أكثر طرائق التحليل العاملي دقة وشيوعاً في كثير من البحوث، وتعتمد طريقة المكونات الأساسية على وضع العدد واحد في قطر مصفوفة الارتباط وبافتراض أن تباين أي متغير هو الوحدة، ثم نجري التحليلات على هذا الأساس، ولكن إذا تم وضع الاشتراكيات بدلاً من الوحدة في قطر المصفوفة فإن ذلك يقلل رتبة المصفوفة وكم ثمّ يقلل عدد العوامل المستخلصة. (فهمي،2005: 768).

ويهتم تحليل المكونات الرئيسة بشرح، وتفسير هيكل تباينات، وتغايرات المتغيرات الأصلية باستخدام توليفات خطية من هذه المتغيرات، وتتلخص الأهداف العامة لتحليل المكونات في اختزال البيانات والفهم والتفسير. وتعتمد هذه الطريقة على التوليفات الخطية بين المتغيرات إذ يعد المكون الرئيسي الأول هو العلاقة الخطية التي تؤدي إلى تفسير أكبر كمية من التباين ويعد المكون الثاني هو العلاقة الخطية التي تؤدي إلى أكبر كمية من التباين بعد استبعاد المكون الأول بشرط أن تكون غير مرتبطة بالمكون الأول ويعد المكون الثالث هو العلاقة الخطية التي تؤدي إلى تفسير أكبر كمية من التباين بعد استبعاد أثر المكونين الأول والثاني بشرط أن تكون غير مرتبطة مع المكونين الأول، والثاني، ومن ثمَّ فإننا نحصل على مكونات مساوية لعدد المتغيرات وتعد تلك المكونات **مقابلة** للعوامل المشتركة.(الحسيني،2006: 21).

الأنموذج الرياضي لطريقة المكونات الأساسية:

بافتراض أن مصفوفة تباينات وتغايرات المتجه العشوائي $\acute{X} = [x_1\ x_2 \ldots x_p]$ هي $\sum$ وأن الجذور المميزة لهذه المصفوفة هي $\lambda_1 \geq \lambda_2 \ldots\ldots \lambda_p \geq 0$ (جونسون،آخر:1998).

وبافتراض أن لدينا P من التوليفات الخطية

$$\lambda_1 \geq \lambda_2 \ldots . \lambda_p \geq 0 \text{ هي } \sum \text{ هي } \acute{X} = [x_1\ x_2 \ldots x_p]$$

$$Y_1 = \ell_1 \acute{X} = \ell_{11}X_1 + \ell_{21}X_2 + \cdots \ell_{P1}X_P$$

$$Y_2 = \ell_2 \acute{X} = \ell_{12}X_1 + \ell_{22}X_2 + \cdots \ell_{P2}X_P$$

$$Y_P = \ell_P \acute{X} = \ell_{1P}X_1 + \ell_{2P}X_2 + \cdots \ell_{PP}X_P$$

ويمكن التعبير عن النموذج السابق باستخدام المصفوفات، كالآتي:

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \ell_{11} & \ell_{21} & \cdots & \ell_{P1} \\ \ell_{12} & \ell_{22} & \cdots & \ell_{P2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \ell_{1P} & \ell_{2P} & \cdots & \ell_{PP} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_P \end{bmatrix} = eX$$

$$(P \times 1) \qquad (P \times P) \qquad (P \times 1)$$

ومن ثم فإن متجه المتوسطات ومصفوفة التباينات والتغايرات للتوليفة الخطية $\mathbf{Y} = eX$ هما:

$$\mu_Y = E(Y) = E(eX) = e_{\mu_X}$$

$$\Sigma_Y = COV(Y) = COV(eX) = e\Sigma_x e$$

حيث Σ_z, μ_x هما متجه المتوسطات ومصفوفة التباينات والتغايرات للمتجه العشوائي x على التوالي

وبناءً على الخصائص المذكورة آنفاً نجد أن:

$$Var(Y_i) = \acute{e}_i \Sigma e_i \qquad i = 1,2 \ldots . p$$

$$COV(Y_i, Y_k) = \acute{e}_i \Sigma e_k$$

أن المكونات الرئيسية هي تلك التوليفات الخطية $Y_1, Y_2 \ldots Y_P$ التي لا ترتبط بعضها خطياً مع بعض ويكون مجموع تبايناتها أكبر ما يمكن، حيث نجد أن:

- المكون الرئيسي الأول هو التوليفة الخطية $\acute{e}_1 X$ التي تعظم التباين $Var(\acute{e}_1 X)$ بحيث إن $\acute{e}_1 e_1 = 1$
- المكون الرئيسي الثاني هو التوليفة الخطية $\acute{e}_2 X$ التي تعظم التباين $Var(\acute{e}_2 X)$ بحيث إن $\acute{e}_2 e_2 = 1$

وإن $Cov(\acute{e}_1 X, \acute{e}_2 X) = 0$

وإن المكون الرئيسي رقم (i) هو التوليفة الخطية $\acute{e}_i X$ التي تعظم التباين $Var(\acute{e}_1 X)$ بحيث $\acute{e}_i e_i = 1$ وأن

$$Cov(\acute{e}_i X, \acute{e}_k X) = 0$$

واعتماداً على ما سبق وبافتراض أن $\sum$ هي مصفوفة تباينات وتغايرات المتجه العشوائي $\acute{X} = [X_1, X_2 \ldots X_P]$ وأن $(\lambda_1, e_1), (\lambda_2, e_2), (\lambda_p, e_p)$ هي أزواج الجذور والمتجهات المميزة للمصفوفة $\sum$ بحيث إن

$$\lambda_1 \geq \lambda_2 \ldots \geq \lambda_p \geq 0.$$

فإن المكون الرئيسي رقم(i) يعطى بالصيغة الرياضية الآتية:

$$Y_i = \acute{e}_i X = e_{1i}X_1 + e_{2i}X_2 + \cdots e_{pi}X_P \qquad ,i = 1,2 \ldots P$$

وإن تباين وتغاير المكون الرئيسي رقم (i) يعطى كالآتي

$$Var(Y_i) = \acute{e}_i \Sigma e_i = \lambda_i \qquad i = 1,2 \ldots .p$$
$$COV(Y_i, Y_k) = \acute{e}_i \Sigma e_k = 0 \;\; i \neq k$$

وبافتراض أن المكونات الأساسية هي:

$$Y_1 = e_1^{/} X$$

$$Y_2 = e_2^{/} \text{ X}$$

$$\text{X} Y_P = e_P^{/}$$

نجد أن:

$$tr(\Sigma) = \sigma_{11} + \sigma_{22} + \cdots + \sigma_{pp} = \sum_{i=1}^{p} var(X_i) = \lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_p$$

$$= \sum_{i=1}^{p} \text{var}(\text{Y}_\text{i})$$

واعتماداً على ما سبق فإن نسبة التباين الراجعة إلى المكون الرئيسي رقم (k) تعطى بالصيغة الآتية:

$$\frac{\lambda_k}{\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_\text{p}} = \frac{\lambda_\text{k}}{\text{tr}(\Sigma)}$$

K=1,2…p

ويمكن إيجاد معاملات الارتباط بين المكونات الرئيسية Y_i والمتغيرات X_k باستخدام الصيغة الآتية:-

$$\rho_{Y_i, X_K} = \frac{e_{Ki}\sqrt{\lambda_i}}{\sqrt{\sigma_{KK}}}$$

عدد العوامل:

تعد مشكلة تقدير عدد العوامل التي يتعين إنتاجها في الدراسة العاملية من المشكلات التي تؤرق الباحثين، ذلك إن أمكن استخلاص عوامل من المصفوفة الارتباطية إلى الحد الذي تصبح فيه آخر مصفوفة بواقي صفرية من الأمور الممكنة، وحيث يمكن استخلاص عدد من العوامل يساوي عدد المتغيرات التي بدأنا بها. (فرج،1980: 235)

وتحدد عدد العوامل الذي يمكن استخلاصها لتصغير الارتباط بين المتغيرات بعدد قيم الجذور الكامنة التي تزيد قيمتها عن الواحد الصحيح وقد قدم هذه الطريقة Kaiser عام 1960 والتي تعد أسهل الطرائق لتحديد العوامل المعنوية. (خان، واخر،2007: 79)

ويوجد ثلاثة أنواع من المعايير التي يجب مراعاتها عند استخدام أسلوب التحليل العاملي في تحليل البيانات، وهي: (المالكي ،2000: 38 -42)

معايير توافق العينة، معايير عدد العوامل التي يمكن استخلاصها من مصفوفة الارتباط، معايير تحديد عدد

العوامل بعد التدوير. وسيتم في مايأتي توضيح هذه المعايير

معايير لتحديد عدد العوامل التي يمكن استخلاصها من مصفوفة الارتباط:

وتوجد خمسة معايير يتحكم الباحث عن طريقها في تحديد متى يتوقف عن استخراج وتوليد العوامل وهذه المعايير هي:

1- معيار تحديد عدد العوامل المطلوبة:

وهو معيار الإبقاء على عدد العوامل المحددة من قبل الباحث حيث يقوم الباحث بتحديد عدد العوامل بناءً على الإطار النظري وعلى الدراسات السابقة، والتي يتوقع من خلالها عدد العوامل ثم يلاحظ التشعبات، فإذا كانت هذه العوامل المحددة تشبعت بالمتغيرات وفق معيار Kaiser الذي يحدد أن التشبع الذي يقل عن (0.3) يعد غير دال إحصائيا، وإلا أعاد تحديد عدد العوامل مرة أخرى إلى أن يصل إلى عدد من العوامل يتشبع عليها معظم أو جميع المتغيرات.

2- معيار تحديد أقل جذر كامن للعوامل المطلوبة:

وهو معيار الجذر الكامن، وهي طريقة اقترحها Gutman ثم طورها Kaiser، وتتلخص في الإبقاء على العوامل التي تزيد جذورها الكامنة عن الواحد الصحيح ثم تحذف بقية العوامل التي تتساوى أو تقل جذورها الكامنة عن الواحد الصحيح، وهذا المعيار مناسب جداً لطريقة المكونات الأساسية.

3- معيار تحديد عدد محاولات توليد العوامل:

وهو معيار الإبقاء على العوامل التي تتولد بعد انتهاء العدد المحدد من محاولات توليد العوامل من قبل الباحث. حيث يقوم الباحث بتحديد عدد محاولات توليد العوامل، وذلك وفقاً للخلفية النظرية لدى الباحث التي يستقيها من الإطار النظري عن متغيراته من خلال الدراسات السابقة حول الموضوع الذي يبحث فيه.

4- معيار تقارب قيم العوامل المولدة:

وهو معيار يعتمد على الإبقاء على العوامل التي تتولد طبقاً للفروق بينها، والذي يحدده الباحث.

وهنا يعود التحديد للباحث حيث إنه هو الذي يقرر الفروق بين العوامل، ومتى نقصت هذه العوامل عن المقدار المحدد فإنه يتوقف عن توليد العوامل.

وباستعراض هذه المعايير بنظرة فاحصة نجد أن الباحث هو الذي يحدد المعيار، وهو الذي يختاره، ويحدد قيمته إذا كان له قيمة معينة، وهذا التحديد بناءً على خلفية نظرية، ودراسات سابقة عن موضوع قيد الدراسة.

معايير تحديد عدد العوامل بعد التدوير:

يستمر تدوير المحاور لتوليد العوامل بعد التدوير إلى أن يصل الباحث إلى المعيار الذي حدده للتوقف. وهذه المعايير يقوم بتحديدها الباحث قبل البدء في عملية التدوير. وتوجد أربعة معايير يمكن للباحث استخدام أي منها، وهي.

1- معيار تقارب عدد العوامل عند محاولات التدوير.

2- معيار Kaiser لمعيارية تدوير المحاور.

3- معيار عدم استخدام معيارية Kaiser لتدوير المحاور.

4- معيار قيمة دلتا δ عند التدوير المائل للمحاور.

معايير توافق العينة:

يقاس توافق العينة بوساطة مقياس Kaiser والذي طوره عام 1974م وسماه مقياس توافق العينة Measure of Sampling Adequacy (MSA) ويأخذ الصيغة الرياضية الآتية:

$$MSA = \frac{\sum r_{ij}^2}{\sum_{j \neq i} r_{ij}^2 + \sum_{j \neq i} a_{ij}^2}$$

حيث r_{ij}^2 هو معاملات الارتباط البسيطة بين أزواج المتغيرات j،i في مصفوفة معاملات الارتباط a_{ij}^2 معاملات الارتباط الجزئية بين أزواج المتغيرات j،i في مصفوفة معاملات الارتباط الصورية (AIC)، ويعتمد هذا المقياس على توافق العينة لكل زوج من المتغيرات على حدة مثنى مثنى. ويعد Kaiser القيمة (0.50)

كحد أدنى كمعيار للحكم على توافق العينة.

تدوير العوامل:

إن القصد من عملية التدوير للعوامل هو التوصل إلى تكوين مناسب ذي معنى، ويمكن تفسيره (مراد،2000: 499)، وتستهدف عملية التدوير تحسين وضع العوامل المستخرجة، أي تكبير التشبعات الكبيرة وتقليل التشبعات القليلة (دودين،2010: 200) وتتم عملية التدوير من خلال إعادة تحديد مواضع العوامل بهدف الوصول إلى قدر من الثبات، والاتساق حتى يتسنى للباحث تفسيرها. (فهمي،2005: 774).

إن الفكرة الأساسية لتدوير العوامل ترتبط من خلال مفهوم البناء البسيط للعوامل حيث يعتبر البناء العاملي بسيطاً إذا كان كل متغير من المتغيرات الأصلية له تحميل بدرجة عالية على عامل واحد وبدرجات متوسطة وصغيرة على العوامل الأخرى. ومن ثم فإنه يتم الحصول على مجموعة العوامل، كل عامل يتضمن مجموعة جزئية مستقلة من المتغيرات الأصلية (حسن،1999: 35).

وتتلخص خصائص البناء البسيط التي وضعها ثرستون في الآتي. (أثناسيوس، البياتي،1977: 278، 288)

1- يجب أن يتشبع كل متغير على الأقل بتشبع واحد قريب من الصفر.

2- يجب أن يكون هناك على الأقل في عمود كل عامل، عدد من المتغيرات بتشبعات صفرية بقدر ما هناك من العوامل.

3- بالنسبة لكل زوجين من العوامل يجب أن يكون هناك عدد من المتغيرات مشبعة بأحد العوامل بينما قيم تشبعاتها بالعوامل الأخرى صفرية.

4- بالنسبة لمصفوفة العوامل التي تتضمن أربعة عوامل أو أكثر يجب أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات تشبعات صغيرة جداً بأي زوجين من العوامل بحيث يمكن إهمالها.

5- يجب أن يكون هناك عدد قليل من المتغيرات بتشبعات ذات دلالة لأي زوجين من العوامل.

ويقرر ثرستون أن تدوير العوامل للحصول على التركيب البسيط يؤدي إلى العوامل نفسها عند تحليل المتغيرات نفسها إذا ما وجدت في مجموعات مختلفة.

أنواع تدوير العوامل:

يتم تدوير العوامل بطريقتين هما: التدوير المتعامد Orthogonal Rotation، والتدوير غير المتعامد Oblique Rotation، وسيتم تناول كل نوع على حدة.

التدوير المتعامد: Orthogonal Rotation

ويشمل هذا النوع من التدوير على نوعين رئيسيين:

التدوير البياني:

وهو أبسط أنواع التدوير ويقلل عدد المتغيرات ذات التحميل العالي لكل عامل ويبسط تفسيرها باختيار زوج من العوامل، وإخضاعه لعملية التدوير بزاوية معينة تتحدد في ضوء مواقع إحداثيات المتغيرات في مجال العوامل بحيث تؤدي عامة إلى رفع التشبعات العالية، وخفض التشبعات الصغيرة وقد يخضع أحد هذين العاملين أو كلاهما إلى عملية تدوير أخرى مع غيرها من العوامل وتستمر العملية إلى حين تحقق مسار التركيب البسيط. (محمود الرحيم ،2006: 46)

التدوير المتعامد التحليلي:

ويتم تدوير العوامل في هذا النوع مع الاحتفاظ بالتعامد بينما يمتاز هذا النوع بالاستقلالية أي إن الارتباط بين العوامل يساوي الصفر بالإضافة إلى بساطة وسهولة، العمليات الحسابية، والتمثيل البياني في هذا النوع من التدوير (بلبخاري،2009: 58).

ومن أهم الأساليب العملية للتدوير المتعامد:

الكوارتيماكس (Quartimax)، ماكسيبلام (Maxplame)، الفاريمكس (varimax).

نطراً لاستخدام طريقة الفاريمكس (varimax) في هذا البحث سيتم تناولها بشيء من التفصيل حيث تعد من أكثر طرائق التدوير المتعامد شيوعاً (خان، اخر

.(64 :2007،

تعتمد هذه الطريقة على تبسيط العوامل من خلال تباين التحميلات S_p^2

حيث نجد أن:

$$S_P{}^2 = (\frac{1}{n})\Sigma(\ell^2_{jp})^2 - (\frac{1}{n^2})(\Sigma\ell^2_{jp})^2$$

حيث ℓ_{jp} تمثل قيمة تشبع j بالعامل p وأن n عدد المتغيرات، أن التعظيم في المعادلة يسمى مقياس تعظيم التباين العام لـ Kaiser وبترجيح المعادلة

$$V = n\sum_{P=1}^{m}\sum_{j=1}^{n}(\frac{\ell_{jp}}{h_j})^4 - \sum_{p=1}^{m}\left[\sum_{j=1}^{n}\ell^2_{jp}\ / h_j^2\right]^2$$

ويطلق على المعادلة المذكورة آنفاً مقياس تعظيم التباين الطبيعي (Normal Vairmax) من قبل Kaiser التدوير غير المتعامد Oblique Rotation وينضوي هذا النوع من التدوير أساساً على المبادئ نفسها المعتمدة في تبسيط النتائج كما في التدوير المتعامد إلا أنه لا يشترط أن تكون العوامل مستقلة، إذ تمر محاور تلك العوامل من نقطة الأصل عبر تمركز مجاميع المتغيرات لذلك فهي لا تشكل زاوية قائمة، ويتصف مقارنة بالتدوير المتعامد بأنه أكثر مرونة واقعية (محمود الرحيم ،2006: 46،47).

$$F_* = TF$$

$$L_* = LT^{-1}$$

$$COV(F_*) = TT' \neq I$$

حيث إن ℓ_{jp} هو عنصر الصف j للعمود P في المصفوفة المدورة وعندما يكون التباين أعظم ما يمكن يكون للعامل قابلية للتفسير، والتبسيط على أساس تحميلاته تتجه حول الصفر والواحد فمقياس أعلى تبسيط لمصفوفة العامل الكامل يعرف بأنه تعظيم لمجموع التبسيطات للعوامل المفردة وبجمع المعادلة نجد أن:

$$S^2 = \sum_{P=1}^{m} S_P^2 = \frac{1}{n}\sum_{P=1}^{m}\sum_{j=1}^{m}\ell^4_{jp} - \frac{1}{n^2}\sum_{p=1}^{m}\left[\sum_{j=1}^{n}\ell^2_{jp}\right]^2$$

بدلالة قيم شيوع h^2 فإن معيار الاقتران لتعظيم التباين هو جعل قيمة التباين الطبيعي (V) أعظم ما يمكن للحصول على أفضل تحميلات للعوامل كالاتي:

وباستخدام مصفوفة التحويل المتعامد (T) نجد أن:

أي إن العوامل تكون غير مستقلة تماماً بعضها عن بعض وتباين الجزء العام من المشاهدات يأخذ الصورة الآتية:

$$\text{var}(c_i) = \sum_{j=1}^{m}\ell^2_{ij} + \sum_{j=1}^{m-1}\ell_{ij}\ell_{ij} + 1\rho(\text{f}_\text{j}, \text{f}_{\text{j1}})$$

لذلك يعتمد هذا الأسلوب على الارتباط بين العوامل (ثابت، واخرون،2012).

المبحث العملي

اختبارات تحقق مطلوبات التحليل العاملي.

تم إجراء اختبارات تحقق مطلوبات التحليل العاملي للمتغيرات المدروسة والتي تمثلت في محدد مصفوفة الارتباط، ومعامل بارتليت، ومعامل كايزر، ويوضحها الجداول الآتية:

جدول (1) نتائج اختبارات شروط التحليل العاملي لمتغيرات الدراسة

المقدر الإحصائي	قيمة المقدر الإحصائي
محدد مصفوفة الارتباط	Determinant = 8.009E-10
معامل بارتليت مستوى الدلالة الاحصائية	Bartlett's Test of Sphericity Approx. Chi-Square =2440.127 Sig=0.000
معامل كايزر ماير أو لكن	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy=0.895

المصدر : مخرجات برنامج التحليل الإحصائي spss.

من خلال الجدول السابق رقم (1) سنقوم بمناقشة نتائج هذه الاختبارات كالآتي

يتضح من خلال الجدول في أعلاه أن محدد مصفوفة الارتباط يساوي (8.009E−10) قيمة غير صفرية مما يدل أن مصفوفة معاملات الارتباط غير منفردة، كذلك قيمة معامل بارتليت تساوي (2440.127) وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية (0.05) حيث بلغت مستوى الدلالة الإحصائية (0.000) مما يدل عدم تساوي مصفوفة الارتباط للبيانات مع مصفوفة الوحدة، أما قيمة معامل كايز ماير أولكن قد بلغت (0.895) مما يدل على كفاية العينة لاستخدام أسلوب التحليل العاملي. ومن مصفوفة الصورة المعاكسة للارتباط. يتضح أن معاملات الارتباط كانت نتائجها مرتفعة حيث إن أقل معامل كان 0.750 وفي أعلاه كان0,933 .

معاملات الشيوع، والتباين الخاص لمتغيرات الدراسة: تمثل معاملات الشيوع للمتغيرات نسبة التباين المفسر للمتغيرات في العوامل المستخلصة من خلال استخدام اسلوب التحليل العاملي والجدول الآتي رقم (2) يوضح درجة شيوع متغيرات الدراسة في العوامل المستخلصة.

جدول (2) درجة شيوع متغيرات الدراسة في العوامل المستخلصة

المتغير	التباين الكلي	الاشتراكيات	التباين الخاص
عدم نضوج المهارات العقلية والجسدية للطفل	1	.640	0.360
ضعف المهارات النفسية والسلوكية والروحية للطفل	1	.761	0.239
عدم إحاطة الأطفال بقواعد السير والمرور	1	.739	0.261
عدم إحاطة الأطفال الكافي بالقيادة ومتطلباتها	1	.827	0.173
عدم القدرة على التصرف في المواقف الصعبة	1	.765	0.235
ميل الأطفال للتهور ولفت انتباه الآخرين	1	.609	0.391
الإهمال وعدم التركيز والانتباه الناتج عن عدم النضج	1	.625	0.375
السرعة الزائدة وعدم القدرة على التقدير	1	.621	0.379
عدم ترك مسافة كافية بين الطفل السائق والآخرين	1	.621	0.379
تجاوز الإشارات الضوئية والتجاوز الخاطئ	1	.611	0.389

تعرض حياة الطفل وحياة غيره لخطر الحوادث المرورية	1	.756	0.244
إضعاف قدرة الطفل على التحصيل العلمي	1	.534	0.466
إضعاف ممارسة الطفل للمشي	1	.695	0.305
إضعاف ممارسة الطفل للرياضة والهوايات الأخرى	1	.635	0.365
تعويد الطفل الميل لخوض المخاطر	1	.687	0.313
الأثر النفسي الذي يتركه الحادث في الطفل	1	.756	0.244
ضعف ثقة الطفل في نفسه	1	.677	0.323
مواجهة معايرة الطفل من أقرانه	1	.742	0.258
الإحساس بالذنب	1	.739	0.261
التعرض للإعاقة حتى ولو لفترة زمنية قصيرة	1	.554	0.446
الآثار النفسية في الوالدين والأقرباء	1	.684	0.316
عبء رعاية الأفراد المصابين	1	.606	0.394
انخفاض دخل الأسرة وخفض قدرتها الاستهلاكية	1	.648	0.352
تكبد الأسرة لنفقات إضافية	1	.670	0.33
استنزاف قدر كبير من الموارد البشرية	1	.724	0.276
تدني إنتاجية المصابين والقائمين عليهم	1	.593	0.407
العبء الاقتصادي الناجم عن معالجة المصابين	1	.754	0.246
عبء معالجة الآثار المادية الناجمة عن الحوادث	1	.720	0.28
تزايد الفئات الاجتماعية المعالة بسبب الحوادث	1	.651	0.349

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج التحليل الإحصائي

من الجدول في أعلاه نجد أن جميع المتغيرات ذات درجة شيوع جيدة حيث بلغت متوسط درجة الشيوع (0.68)، وقد احتل المتغير عدم معرفة الأطفال الكافي بالقيادة ومتطلباتها المرتبة الأولى بدرجة تباين بلغت (.827) بينما احتل المتغير إضعاف قدرة الطفل على التحصيل العلمي المرتبة الأخيرة بدرجة تباين بلغت (.534).

تشبعات المتغيرات على العوامل المستخلصة قبل التدوير:

تم إجراء عملية التحليل العاملي لعدد 29 متغيراً وذلك باستخدام طريقة المكونات الأساسية وتمثل مصفوفة التشبعات ارتباط كل متغير بالعوامل التي تم استخلاصها، وتفسر قيمته بطريقة تفسير معامل الارتباط نفسها ، وتحدد القيمة التي يتم قبول المتغيرات عليها بالنسبة لكل عامل بـ (0.3) كحد أدنى.

أما بالنسبة للدلالة الإحصائية للتشبع على العامل وفقاً لمعيار جليفورد (0.3) على الأقل بحيث يعد التشبع الذي بلغ أو يزيد عن هذه القيمة دالاً إحصائيا، والجدول الآتي رقم (3) يمثل مصفوفة تشبعات المتغيرات على العوامل قبل التدوير.

جدول رقم (3) مصفوفة تشبعات المتغيرات على العوامل قبل التدوير

Component Matrixa

	Component					
	1	2	3	4	5	6
تعرض حياة الطفل وحياة غيره لخطر الحوادث المرورية	.743					.331
استنزاف قدر كبير من الموارد البشرية	.741		-.359			
انخفاض دخل الأسرة وخفض قدرتها الاستهلاكية	.728					
عبء معالجة الآثار المادية الناجمة عن الحوادث	.720					
العبء الاقتصادي الناجم عن معالجة المصابين	.720		-.313	.325		
الإهمال وعدم التركيز والانتباه الناتج عن عدم النضج	.708	-.325				
تدني إنتاجية المصابين والقائمين عليهم	.704					
تكبد الأسرة لنفقات إضافية	.704		-.387			
إضعاف قدرة الطفل على التحصيل العلمي	.696					
عدم إحاطة الأطفال الكافية بالقيادة ومتطلباتها	.674	-.385			.413	
مواجهة معايرة الطفل من أقرانه	.674	.421				
عدم إحاطة الأطفال بقواعد السير والمرور	.673	-.440				
عبء رعاية الأفراد المصابين	.660				-.332	
تزايد الفئات الاجتماعية المعالة بسبب إصابات الحوادث	.657					
عدم القدرة على التصرف في المواقف الصعبة	.656	-.394			.401	
إضعاف ممارسة الطفل للمشي	.649			-.365		-.353
إضعاف ممارسة الطفل للرياضة والهوايات الأخرى	.646			-.331		
عدم ترك مسافة كافية بين الطفل السائق والآخرين في أثناء القيادة	.628					
الآثار النفسية في الوالدين والأقرباء	.624			-.304		
تجاوز الإشارات الضوئية والتجاوز الخاطئ	.614	-.314				
ضعف ثقة الطفل في نفسه	.613	.463				
ميل الأطفال للتهور ولفت انتباه الآخرين	.612					
تعويد الطفل الميل لخوض المخاطر	.601	.339				-.379
ضعف المهارات النفسية والسلوكية والروحية للطفل	.598		.491			
التعرض للإعاقة حتى ولو لفترة زمنية قصيرة	.584					.377
السرعة الزائدة وعدم القدرة على التقدير	.578	-.422				
الأثر النفسي الذي يتركه الحادث في الطفل	.554	.384			.371	
عدم نضوج المهارات العقلية والجسدية للطفل	.523	-.327	.418			
الإحساس بالذنب	.323		.449	.520		

Extraction Method: Principal Component Analysis.
a. 6 components extracted.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج التحليل الإحصائي.

يتضح من خلال الجدول رقم (3) أن عدد العوامل المستخلصة هي ستة عوامل، إذ يشتمل العامل الأول على جميع المتغيرات عدا المتغير إحساس الطفل بالذنب. وهذا ما يفيد بأن العامل الأول هو المفسر لجل التباين تقريباً.

أما العامل الثاني والثالث وكذا الرابع والخامس فإن متغيراتها ذات تشبعات أقل مقارنة مع العامل الأول، في حين أن العامل الرابع قد شمل متغير إحساس الطفل بالذنب.

نسبة التباين المفسرة والجذور الكامنة للعوامل المستخلصة قبل التدوير:

جدول (4) نسبة التباين المفسرة والجذور الكامنة للعوامل المستخلصة قبل التدوير

العوامل	الجذر الكامن	نسبة التباين الكلي	نسبة التباين التراكمية
1	12.133	41.840	41.840
2	2.227	7.681	49.520
3	1.581	5.450	54.971
4	1.376	4.746	59.717
5	1.261	4.347	64.064
6	1.066	3.674	67.738

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج التحليل الإحصائي.

يوضح التباين المفسر مدى إسهام العوامل المستخلصة في تفسير التباين الكلي للمتغيرات المدروسة من خلال استخلاص مجموعة من العوامل التي تفسر معظم التباين، والجدول الآتي.

يلاحظ أن أغلب المتغيرات تشبعت بدرجة كبيرة على العامل الأول بينما تشبعت بدرجات ضعيفة على العوامل الأخرى ومن ثمَّ لابد من تدوير العوامل حتى يتم إعادة توزيع التباين على بقية العوامل الأخرى والتوصل إلى بنية عاملية جديدة تسهم في تفسير الظاهرة قيد الدراسة.

تشبعات المتغيرات على العوامل المستخلصة بعد التدوير:

جدول رقم (5) مصفوفة تشبعات المتغيرات على العوامل بعد التدوير

Rotated Component Matrixa

	Component					
	1	2	3	4	5	6
استنزاف قدر كبير من الموارد البشرية	.811					
العبء الاقتصادي الناجم عن معالجة المصابين	.800					
انخفاض دخل الأسرة وخفض قدرتها الاستهلاكية	.787					
عبء معالجة الآثار المادية الناجمة عن الحوادث	.786					
تدني إنتاجية المصابين والقائمين عليهم	.745					
تزايد الفئات الاجتماعية المعالة بسبب إصابات الحوادث	.742					
تكبد الأسرة لنفقات إضافية	.739					
تعرض حياة الطفل وحياة غيره لخطر الحوادث المرورية	.728					.334
عبء رعاية الأفراد المصابين	.710					
الإهمال وعدم التركيز والانتباه الناتج عن عدم النضج	.666		.337			
الآثار النفسية في الوالدين والأقرباء	.633					.463
مواجهة معايرة الطفل من أقرانه	.631			.505		
إضعاف قدرة الطفل على التحصيل العلمي	.609	.307				
إضعاف ممارسة الطفل للرياضة والهوايات الأخرى	.596			.403		
إضعاف ممارسة الطفل للمشي	.579	.312		.308	-.386	
عدم ترك مسافة كافية بين الطفل السائق والآخرين في أثناء القيادة	.576	.475				
التعرض للإعاقة حتى ولو لفترة زمنية قصيرة	.571					.432
ضعف ثقة الطفل في نفسه	.566			.466		
تجاوز الإشارات الضوئية والتجاوز الخاطئ	.558	.405		-.311		
ميل الأطفال للتهور ولفت انتباه الآخرين	.538	.515				
السرعة الزائدة وعدم القدرة على التقدير	.495	.425				
ضعف المهارات النفسية والسلوكية والروحية للطفل	.465	.674				
عدم نضوج المهارات العقلية والجسدية للطفل	.389	.564			.345	
عدم إحاطة الأطفال الكافية بالقيادة ومتطلباتها	.578		.689			
عدم القدرة على التصرف في المواقف الصعبة	.548		.662			
عدم إحاطة الأطفال بقواعد السير والمرور	.573		.602			
تعويد الطفل الميل لخوض المخاطر	.551			.617		
الإحساس بالذنب					.799	
الأثر النفسي الذي يتركه الحادث في الطفل	.480			.336		.609

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Quartimax with Kaiser Normalization.a
a. Rotation converged in 10 iterations.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج التحليل الإحصائي.

يتضح من خلال الجدول السابق رقم (5) أن الجذر الكامن للعامل الأول هو أعلى جذر كامن حيث بلغت قيمته (0.811) ثم تأتي بقية العوامل بعد هذا العامل على الترتيب، وذلك لأن خطوات حساب العوامل تؤدي إلى استخلاص أقصى تباين مشترك بين المتغيرات في كل مرة على التوالي مما يترتب عليه أن العوامل الأولى تكون ذات جذر كامن أكبر من العوامل الناتجة بعد ذلك الترتيب.

نسبة التباين المفسرة والجذور الكامنة للعوامل المستخلصة بعد التدوير

يوضح التباين المفسر مدى إسهام العوامل المستخلصة في تفسير التباين الكلي للمتغيرات المدروسة من خلال استخلاص مجموعة من العوامل التي تفسر معظم التباين والجدول الآتي رقم (6) يمثل الجذور الكامنة، ونسبة التباين المفسر للعوامل المستخلصة بعد التدوير.

جدول (6) نسبة التباين المفسرة والجذور الكامنة للعوامل المستخلصة بعد التدوير

العوامل	الجذر الكامن	نسبة التباين الكلي	نسبة التباين التراكمية
1	11.272	38.868	38.868
2	2.089	7.204	46.073
3	1.895	6.533	52.606
4	1.548	5.337	57.943
5	1.451	5.003	62.946
6	1.390	4.792	67.738

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج التحليل الإحصائي.

يتضح من خلال الجدول السابق رقم (6) أن العوامل المستخلصة من خلال استخدام أسلوب التحليل العاملي بطريقة المكونات الرئيسية بعد عملية التدوير هي عدد العوامل المستخلصة قبل التدوير نفسها وهي ستة عوامل حيث تفسر هذه العوامل مجتمعة (67.738%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة. وتعد هذه النسبة هي النسبة المستخلصة قبل عملية التدوير نفسها إلا أن توزيع هذا التباين على العوامل المستخلصة تم توزيعه بشكل مختلف حيث نجد أن الجذر الكامن للعامل الاول بلغ(11.272) بينما قبل التدوير كان الجذر الكامن للعامل الأول (12.133) ومن ثمَّ استحوذ هذا العامل على معظم التباين الكلي إلا أن الفروقات بين الجذور الكامنة للعوامل المستخلصة بعد عملية التدوير اصبحت بسيطة، ومن ثمَّ تم إعادة توزيع التباين على العوامل، فنجد أن العامل الأول، والذي أطلق عليه بالعامل الاقتصادي الاجتماعي يفسر (38.868%) من التباين الكلي ، في حين نجد أن العامل الثاني والذي تم تسميته بعامل المهارات فسر (7.204%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة ويفسر العامل الثالث الذي تم

تسميته بعامل وعي الطفل (6.533%) من التباين الكلي في حين يفسر العامل الرابع، والذي يعرف بعامل المغامرات (5.337%) من التباين الكلي .أما العامل الخامس وهو عامل تأنيب الضمير فسر (5.003%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة. أما العامل السادس فهو عامل الآثار النفسية في الطفل – فسر (4.792%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة وعليه ترفض فرضية العدم التي تنص (على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية للعوامل المسببة لمخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية عند مستوى معنوية 0.05) وتقبل الفرضية البديلة التي تنص على أنه يوجد أثر ذو دلالة إحصائية للعوامل المسببة لمخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية عند مستوى معنوية 0.05

النتائج ومناقشتها

أظهرت اختبارات التحقق من توفر متطلبات التحليل العاملي الآتي:

أن مصفوفة معاملات الارتباط غير منفردة حيث إن محدد مصفوفة الارتباط يساوي (8.009E−10) قيمة غير صفرية.

قيمة معامل بارتليت ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية (0.05) حيث بلغت مستوى الدلالة الإحصائية (0.000) وهي أقل من المستوى المعتمد في المقارنة (0.05) مما يدل عدم تساوي مصفوفة الارتباط للبيانات مع مصفوفة الوحدة.

قيمة معامل كايز ماير أولكن قد بلغت (0.895) مما يدل على كفاية العينة لاستخدام أسلوب التحليل العاملي.

معاملات الارتباط كانت نتائجها مرتفعة حيث إن أقل معامل كان 0.750 وفي أعلاه كان0,933.

أن جميع المتغيرات ذات درجة شيوع جيدة حيث بلغ متوسط درجة الشيوع (0.68)

احتل المتغير عدم معرفة الأطفال الكافية بالقيادة ومتطلباتها المرتبة الأولى بدرجة تباين بلغت (0,827) بينما احتل المتغير إضعاف قدرة الطفل على التحصيل العلمي المرتبة الأخيرة بدرجة تباين بلغت (0,534).

أن عدد العوامل المستخلصة قبل التدوير هي ستة عوامل، حيث يشتمل العامل الأول على جميع المتغيرات عدا المتغير إحساس الطفل بالذنب. وهذا ما يفيد بأن العامل الأول هو المفسر لجل التباين تقريباً.

أما العامل الثاني والثالث وكذا الرابع والخامس فأن متغيراتها ذات تشعبات أقل مقارنة مع العامل الأول، بينما العامل السادس قد شمل متغير إحساس الطفل بالذنب.

أن أغلب المتغيرات تشبعت بدرجة كبيرة على العامل الأول بينما تشبعت بدرجات ضعيفة على العوامل الأخرى.

أن الجذر الكامن للعامل الأول هو أعلى جذر كامن حيث بلغت قيمته (0.811) ثم تأتي بقية العوامل بعد هذا العامل على الترتيب.

أن العوامل المستخلصة من خلال استخدام أسلوب التحليل العاملي بطريقة المكونات الرئيسية بعد عملية التدوير هي عدد العوامل المستخلصة نفسها قبل التدوير وهي ستة عوامل حيث تفسر هذه العوامل مجتمعة (67.738%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة، وتعد هذه النسبة هي النسبة المستخلصة نفسها قبل عملية التدوير إلا أن توزيع هذا التباين على العوامل المستخلصة تم توزيعه بشكل مختلف حيث نجد أن الجذر الكامن للعامل الاول بلغ(11.272) بينما قبل التدوير كان الجذر الكامن للعامل الأول (12.133) ومن ثمَّ استحوذ هذا العامل على معظم التباين الكلي إلا أنه بعد عملية التدوير نلاحظ أن الفروقات بين الجذور الكامنة للعوامل

المستخلصة اصبحت بسيطة ومن ثم تم إعادة توزيع التباين على العوامل حيث نجد أن العامل الأول، والذي أطلق عليه بالعامل الاقتصادي الاجتماعي يفسر (38.868%) من التباين الكلي، في حين نجد أن العامل الثاني والذي تم تسميته بعامل المهارات فسر (7.204%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة بينما يفسر العامل الثالث الذي تم تسميته بعامل وعي الطفل (6.533%) من التباين الكلي في حين يفسر العامل الرابع والذي يعرف بعامل المغامرات (5.337%) من التباين الكلي أما العامل الخامس وهو عامل تأنيب الضمير فسر (5.003%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة، والعامل السادس عامل الآثار النفسية على الطفل فسر (4.792%) من التباين الكلي للظاهرة المدروسة وبذلك تم التوصل إلى بنية عاملية جديدة ستسهم في تفسير مسببات ظاهرة مخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية، وعليه نرفض فرضية العدم التي تنص على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية للعوامل المسببة لمخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية عند مستوى معنوية 0.05 وتقبل الفرضية البديلة التي تنص (على أنه يوجد أثر ذو دلالة إحصائية للعوامل المسببة لمخاطر قيادة الأطفال للسيارات والدراجات النارية عند مستوى معنوية 0.05).

التوصيات:

العمل على تقليل الآثار السالبة الاقتصادية والاجتماعية بتوعية المجتمع بخطورة هذه الآثار والعمل على محاربتها.

مراعاة قدرات ومهارات الأطفال في التربية، وتلبيةٌ احتياجاتهم ورغباتهم وفقاً لتلك القدرات.

مراعاة إدراك ووعي الطفل والعمل على تنميتها بما يتناسب مع أعمارهم.

العمل على الحد من ميل الأطفال للمغامرات.

في حال وقوع حوادث مرورية تسبب فيها الأطفال يجب مراعاة الجوانب التلطيفية للتخفيف من عامل تأنيب الضمير والآثار النفسية.

المراجع

1- أثناسيوس، زكريا زكي والبياتي وعبد الجبار توفيق، (1977)، "المدخل إلى التحليل العاملي"، مطبعة مؤسسة الثقافة العالمية، بغداد، العراق.

2- بالبخاري، سامي، (2009)، "استخدام التحليل العاملي للمتغيرات في تحليل استبيانات التسويق: دراسة تطبيقية على بعض البحوث"، رسالة ماجستير في العلوم التجارية، تخصص تسويق، منشورة، جامعة العقيد الحاج لخصر، باتنة، الجزائر.

3- ثابت، بهجت محمود وعلي، محمد المهدي محمد ومحمد، منى رأفت لبيب "استخدام التحليل العاملي في أهم قياس العوامل المؤثرة على أداء الطلاب خلال مرحلة الحصول على الدرجة الجامعية الاولى "دراسة ميدانية بالتطبيق على طلاب المعهد العالي للإدارة والحاسب الآلي ببور سعيد"، مصر، موقع الإحصائيين العرب على الشبكة http://www.arabicstat.com، تاريخ الاطلاع 2012/12/14.

4- جونسون، ريتشارد ووشرن، دين، (1998)، "التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة: من الوجهة التطبيقية"، ترجمة سلطان بن محمد بن علي السلطان، مراجعة أبو علام بن جيلالي دار المريخ، الرياض، المملكة السعودية.

5- حسن، سعيد أحمد، (1999)، "أسلوب التحليل الإحصائي ذو المتغيرات المتعددة في تحديد الهيكل الاقتصادي والاجتماعي لأسر المجتمع اليمني"، رسالة دكتوراه في الإحصاء، غير منشورة، جامعة الزقازيق، بنها، مصر.

6- الحسيني، فاضل حميد هادي، (2006)،"استخدام التحليل العاملي باستخدام الارتباط القويم مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير في علوم الإحصاء، منشورة، جامعة المستنصرية، المستنصرية، العراق.

7- خان، حمة ومحمد، بروبين، (2007)،" دراسة إحصائية لتحديد بعض العوامل الاجتماعية والاقتصادية على ظاهرة الطلاق في محافظة السليمانية"، مجلة الإدارة والاقتصاد، العدد الرابع والستون، جامعة السليمانية، السليمانية، العراق.

8- دودين، حمزة محمد، (2010)،"التحليل الإحصائي المتقدم للبيانات باستخدام spss"، دار المسيرة للنشر والتوزيع، الأردن، عمان.

9- عبد الحفيظ، إخلاص محمد وباهي، مصطفى حسن والنشار، عادل، محمد (2004م)، "التحليل الإحصائي في العلوم التربوية"، مكتبة الأنجلو مصرية، القاهرة، مصر.

10- عبد الرزاق، أحمد، (2013)، " استخدام التحليل العاملي ونمذجة المعادلة البنائية في تحليل المحددات الصحية في الجمهورية اليمنية "، رسالة ماجستير، جامعة عدن، الجمهورية اليمنية.

11- فرج، صفوت، (1980)، "التحليل العاملي في العلوم السلوكية"، دار الفكر العربي، القاهرة، مصر.

12- فهمي، محمد شامل بهاء الدين، (2005)، "الإحصاء بلا معاناة"، مركز البحوث، معهد الإدارة العامة، الرياض، المملكة العربية السعودية.

13- المالكي، عبد المجيد أحمد محمد، (2000)،"شروط ومعايير استخدام التحليل العاملي"، رسالة ماجستير منشورة، جامعة أم القرى، مكة، المملكة العربية السعودية.

14- محمود الرحيم، سحر طارق، (2006)،" الاتساق الذاتي – تحليل المكونات الرئيسية"، رسالة ماجستير في علوم الإحصاء، منشورة، جامعة بغداد، كلية الادارة والاقتصاد، بغداد، العراق.

15- مراد، صلاح أحمد، (2000)، "الأساليب الإحصائية في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية"، مكتبة الانجلو المصرية، القاهرة، مصر.

Factors behind the Risks of Driving Cars and Riding Motorcycles by Children on the Coast of Hadhramout Governorate - Yemen

Muhammad Awad Al-Rih Abdul Latif

Abstract

This study investigates the most important factors causing the risks of driving cars and riding motorcycles by children. It shorten twenty-nine variables included in the research tool, which was a questionnaire employed to collect the study data. Statistical means and the exploratory factor analysis method were used. The study revealed that there are six factors behind these risks. They are socio-economic factors, children's weak skills, children's limited awareness, children's tendency for adventures, the child feeling of remorse for causing a previous incident and the psychological effects on the child.