

**تحليل العوامل المسببة لترك الدراسة في محافظة بغداد عام 2014**

**باستخدام التحليل العائلي**

**أ.م.د. خلود يوسف**

**كلية الادارة والاقتصاد/جامعة بغداد**

**Analysis of factors causing to leave school in the province of  
Bagdad year 2014**

**Assis.Proof.Dr.Khlood Yousef Hamo  
College of Admin.&Eco./ Baghdad Uni.**

تاریخ قبول النشر 19/6/2016

تاریخ استلام البحث 28/3/2016

## **المستخلص:**

سنة من التحديات التي تواجه المجتمع وتدفع إلى انتشار 6-18 مشكلة ترك المدرسة للطلاب بين سن الأمية وتؤدي إلى تخلف المجتمعات، وكل مرحلة من مراحل الحياة لها خصوصياتها الخاصة من التكوين العقلي والجسدي والأمراض الجسمية والمشكلات النفسية والممارسات السلوكية فلكل من مرحلة الطفولة ومرحلة الفتاة، ومرحلة المراهقة، خصوصياتها وإن الفرد يحمل معه في كل مرحلة بعضاً من آثار المرحلة السابقة التي كثيراً ما تكون طرمقاً للمرحلة اللاحقة لذلك فهناك العديد من العوامل التي تؤثر على الفرد وعلى قرار ترك المدرسة.

وبينت نتائج التحليل العاملی باستخدام تحلیل المركبات الرئیسیة هناك ثمانیة عوامل رئیسیة فسرت مانسبته 64.482% من إجمالي التباين وسميت 17.969% من إجمالي التباين وفسرت المركبة الأولى مانسبته مركبة العمل سبب ترك المدرسة.

**الكلمات الاستدلالية:** التحليل العاملی، مجموعة المكونات المدورة، أنموذج اللوغاریتم الخطی.

## **Abstract:**

Analysis of the factors causing to leave school in the province of Baghdad in year 2014 by using factor analysis.

The problem of leaving school for students between the ages of 6-18 years of challenges facing the community and paid to the spread of illiteracy and lead to the failure of communities ,and each stage of life has its own specificity of mind and physical configuration and diseases physical and psychological problems and behavioral practices each of childhood and adolescence specificities and individual carries with him at every stage some of the effects of the previous stage.

The results of the factor analysis there are eight key factors explain the gain of 64.482 of the total variance and interpreted the first composite gain of 17.969 of the total variation and called the vehicle work reason of leaving school.

**Key words:** Factor Analysis, Rotated Component Matrix, Log Linear Model.

## **1 : المقدمة :**

تعد مشكلة ترك الدراسة في المرحلة الابتدائية أو المتوسطة أو الثانوية أو الجامعية إحدى المشكلات الكبرى التي تعرض مستقبل البلاد للخطر، فهي تدفع الأشخاص للبطالة والتسلك، واقتراح الجرائم والممارسات السلوكية المنحرفة، مالم يكن هناك إصلاح، أو توجيه أسري أو رعاية اجتماعية.

ولترك المدرسة أسبابها النفسية والعقلية والاجتماعية والاقتصادية وربما الصحية أحياناً، كما ان للتشرد وعدم الاستقرار الأمني دوره في ترك المدرسة وهناك العديد من العوامل الأخرى التي سنعرضها في البحث لمعرفة أسباب المشكلة والوصول إلى استنتاجات ووصفات تفيد في وضع حد لهذه المشكلة الخطيرة.

الذي يهدف إلى توزيع المتغيرات إلى مجموعات (Factor Analysis) تم استخدام أسلوب التحليل العائلي (Data Reduction) والذي يسعى هذا التحليل باختزال البيانات (Factor) صغيرة تسمى كل منها عامل وتكون المتغيرات الموجودة في كل عامل مرتبطة مع بعضها ارتباطاً قوياً لكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأخرى يكون ضعيفاً.

## 1: هدف البحث :

بالنظر لكون ترك المدرسة يعتبر من الأضرار الكبيرة التي تؤثر على مسيرة تقدم البلد وتدفع إلى انتشار الأمية ولكن ترك المدرسة لا يكون بسبب عامل واحد بل عدة عوامل تتباين من حيث أهميتها لذا وجد ان استخدام PCA أسلوب التحليل العائلي هو الأسلوب الملائم وباستعمال طريقة تحليل المركبات الرئيسية نتائج التحليل العائلي تم استخدام جداول التوافق متعددة الابعاد لمعرفة فيما إذا كان كل متغير من متغيرات الظاهرة المدروسة هو مستقل أم له علاقة بالمتغيرات المؤثرة الأخرى، وتم الاعتماد في الجانب التطبيقي على استبانة صممت وفق موضوع البحث لمحافظة بغداد عام 2014 وللأعمار من 18-6 سن.

## 2: الجانب النظري :

التحليل العائلي هو أسلوب من أساليب التحليل الإحصائي متعدد المتغيرات يهدف إلى تقليص عدد المتغيرات المدروسة إلى عدد أقل من العوامل أي انه عملية رياضية تستهدف تبسيط الارتباطات بين مختلف المتغيرات الداخلة في التحليل وصولاً إلى العوامل المشتركة التي تصف العلاقة بين هذه المتغيرات وتفسيرها وبعد التحليل العائلي منها لتحليل بيانات متعددة ارتبطت فيما بينها بدرجات مختلفة من الارتباط في صورة تصنيفات مستقلة قائمة على أساس نوعية للتصنيف. ويبدأ التحليل العائلي بحساب الارتباطات بين عدد أقل من المتغيرات التي تكون على شكل مصفوفة ومن ثم تحويل هذه المصفوفة تحليلاً عاملاً للوصول إلى أقل عدد ممكن من العوامل تعبّر عن أكبر قدر من التباين بين هذه المتغيرات.

### 2.1 طريقة المركبات الرئيسية [1,6,9,10,11,12,13,14] Principal Component

ومصفوفة التباين  $\Sigma$  لها توزيع متعدد المتغيرات بمتوسط  $X_1, X_2, \dots, X_n$  افرض ان المتغيرات العشوائية  $\lambda_p > \lambda_2 > \dots > \lambda_1$  هو اكبر جذر مميز بحيث ان  $p \leq r$  حيث  $r$  هي رتبة  $\Sigma$  المشتركة من المتجهات المشاهدة والتي يمكن ان تكتب بالشكل التالي:  $N$  بفرض عينة عشوائية من

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_{11} & \dots & \mathbf{X}_{1p} \\ \vdots & & \vdots \\ \mathbf{X}_{N1} & \dots & \mathbf{X}_{Np} \end{bmatrix}$$

$S$  هو مصفوفة التباين المشترك للعينة  $\Sigma$  وان تقدير  $N \times P$  مصفوفة ذات بعد  $X$  إذإن

إجراء التحليل في الوحدات  $S$  إن تحليل المركبات الرئيسية يعتمد على مصفوفة التباين المشترك للمشاهدات

وتوظف مصفوفة  $Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}$  يحول للدرجة المعيارية  $X_{ij}$  الأصلية لاستجابات أكثر دقة إذأن كل من

ليست نفسها، إذا كانت الاستجابات في وحدات مختلفة  $R$ ، الارتباطات حيث المركبات الحاصل عليها من هي المكون الخطي لاستجابات والذي يفسر الجزء  $(\text{العمر بالسنوات، الوزن بالكلغم})$  وإن المركبة الرئيسية  $\lambda^{\text{th}}$  (eigen values and vectors) الأكبر لتباين الاستجابة الكلي ولتوسيع فكرة الجذور والتجهيزات المميزة  $\lambda$  فلن عدد عناصره  $a$  وللحصول على متوجه عمودي غير صوري  $p$  درجتها  $\lambda$  ففرض ان المصفوفة

$$X_{ai} = \lambda_i a_i \quad \dots \quad (1)$$

التي تناظر هذه  $a_i$  اما المتجهات  $X$  التي تحقق هذه المعادلة يسمى الجذور المميزة للمصفوفة  $\lambda_i$  قيمة الجذور تسمى المتجهات المميزة (Eigen Vectors)

$$(X - \lambda_i I) a_i = 0 \quad \dots \quad (2)$$

في معكوس (2) وذلك بالضرب المسبق للمعادلة  $a_i$  غير أحادية يمكن إيجاد  $(X - \lambda_i I)^{-1}$  فإذا كانت المصفوفة متوجه غير صوري لذلك  $a_i$  متوجه صوري وهذا ما يتعارض مع كون  $a_i$  المصفوفة وفي هذه الحالة تكون أحادية أي قيمة محددة لها تساوي صفر أي  $(X - \lambda_i I)^{-1}$  ان تكون المصفوفة  $a_i$  فان الشرط اللازم لإيجاد المرتبة

$$|X - \lambda_i I| = 0 \quad \dots \quad (3)$$

(3) وباستعمال المعادلة (1) المعادلة المميزة ومنها يمكن إيجاد قيم  $n$  تسمى المعادلة  $\lambda$  وان  $\text{rank}(x - \lambda I) = n$  يمكن إيجاد المتجهات المميزة المناظرة لتلك الجذور بحيث تكون هذه المتجهات متعامدة فيما بينها.

ويمكن إيجاد المتجهات المميزة المترافق لتلك الجذور بحسب الترتيب التالي:  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$  وبافتراض لدينا  $\Sigma$  ومصفوفة تباين مشترك  $\mathbf{0} = \mu$  بمتوسط  $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_p$  من المتغيرات العشوائية  $p$  وبافتراض أن المصفوفة وهي موجبة  $n = N - 1$  تمثل تقدير لمصفوفة التباين المشترك للمجتمع بدرجات  $S$  وبافتراض إن المصفوفة وإن من خواص الجذور Positive Semi Definite أو شبه موجبة التحديد Positive Definite والتجهيزات المميزة مايلي:

هي أكبر جذر ممیز.  $X'AX$ : أكبر قيمة لـ 1

2:  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$  هي جذور ممیزة والتجهات الممیزة المقابلة تكون متعامدة orthoginal اي  $X'_1 X_2 = 0$ .

3:  $T_r(A) = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p$  و  $|A| = \lambda_1 \lambda_2 \dots \lambda_p$ .

4:  $A$  هي عدد الجذور الممیزة الغیر صفریة لـ  $A$ .  $rank(A) = rank(X'AX) = rank(D)$ .

وإن الجذور تعطى بواسطة عناصر القطر لـ  $X'X = I$  وان  $X'DX = D$  او  $X'AX = D^2$ .

موجبة او  $S$  هو الجذور الممیزة للمصفوفة  $S$  كما ان من أهم خواص الجذور والتجهات الممیزة للمصفوفة

وبافتراض المتجهات الممیزة المناظرة للجذور الممیزة هي  $\lambda_p > \lambda_2 > \dots > \lambda_1$  غير سالبة

ويإيجاد  $a_1, a_2, \dots, a_p$  هي  $S$  على الترتیب تكون المتجهات الممیزة المتعامدة للمصفوفة  $a_1^*, a_2^*, \dots, a_p^*$

مصفوفة قطرية عناصر القطر فيها تمثل الجذور الممیزة للمصفوفة  $D$  إذإن  $T'ST = D$  فان  $T$  المصفوفة

مصفوفة متعامدة أعمدتها تمثل المتجهات الممیزة المتعامدة.  $T$  وإن

للمتغيرات هي عبارة عن تركيب خطی إذ إن  $V_1$  وإن أول مركبة رئيسية

$$V_1 = a'_{11} X_1 + a'_{21} X_2 + \dots + a'_{p1} X_p = a'X \quad \dots \quad (4)$$

وبافتراض إن  $\lambda_1$  المتوجه الممیز المناظر للجذور الممیز  $V_1$  وإن

$$V_1 \approx N(\mathbf{0}, a'Sa) \quad \dots \quad (5)$$

يستخدم لنقدیر  $S$  أي ان المتوجه الممیز الأکبر للمصفوفة  $V_1 \approx N_p(\mathbf{0}, \lambda_1)$  وانه  $\lambda_1 = a'Sa$  وبما ان المعاملات للمرکبة الرئيسية الأولى وإن تباين العینة هو الأکبر لكل متجهات المعاملات الطبيعية.

$$S^2 V_i = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^p a_{i1} a_{j1} S_{ij} \quad \dots \quad (6)$$

ولتحديد المعاملات سوف تقدم القيود الطبيعية بواسطه مضروب لاکرانج  $\ell_1 = a'_1 a_1$  ووفقا للقید فلن

بالاشتقاق نسبة الى  $a_1$

$$\frac{\partial}{\partial a_1} [S^2 y_1 + \ell(I - a'_1 a_1)] = \frac{\partial}{\partial a_1} [a'_1 S a_1 + \ell_1 (I - a'_1 a_1)] = 2(s - \ell_1 I) a_1 \quad \dots \quad (7)$$

وإن

$$(S - \ell_1 I) a_1 = 0 \quad \dots \quad (8)$$

يجب ان تختار إذ ان  $\ell_1$  وإن قيمة

$$|S - \ell_1 I| = 0 \quad \dots \quad (9)$$

هو الجذر الممیز لمصفوفة التباين المشترک  $\ell_1$ . أي أن

بالطريقة نفسها تكون المركبة الرئيسية الثانية والمتوجه المميز الثاني يستعمل لتقدير معاملات المركبة الرئيسية الثانية أي:

$$V_2 = a'_{12}X_1 + a'_{22}X_2 + \dots + a'_{p1}X_p = a'X$$

هذه المعاملات تختار وفقاً للقيود:

$$a'_2a_2 = 1$$

$$a'_1a_2 = 0$$

هو الأعظم، أما معاملات المركبة الثانية يوجد بواسطة مضروبات لاكرانج والتي تشتق نسبة  $V_2/V_1$  إذن تباعن إلى  $a_2$ .

$$\frac{\partial}{\partial a_2} [a'_2Sa_2 + \ell_2(I - a'_2a_2)] + \mu a'_1a_2 = 2(s - \ell_2I)a_2 + \mu a_1$$

ومن شروط التعامد والشروط الطبيعية أن  $a'_1$  إذا كان الجانب الأيمن يساوي صفر وبالضرب المتقدم بـ  $2a'_1Sa_2 + \mu = 0$ .

الجذر الثاني يجب ان يحقق  $\mu = 0$  ، لهذا فان  $a'_1Sa_2 = 0$  لهذا فان

$$(S - \ell_2I)a_2 = 0 \quad \dots \quad (10)$$

اي ان الارتباط بين  $V_1$  و  $V_2$  والتباين المشترك بين  $X = a'X$  وبصورة عامة فان المركبة الرئيسية الأولى والمركبة الرئيسية الثانية يساوي صفر.

إن لكل طريقة من طرائق التحليل العاملي عدة اعتبارات لوضع الأساس الذي يراد على أساسه عدد العوامل إذا ان عدد العوامل المستعملة يساوي عدد القيم الذاتية لمصفوفة الارتباط والتي Kaiser المهمة منها طريقة تزيد قيمتها على الواحد الصحيح، ولكي تكون معاملات مصفوفة العوامل المستخرجة سهلة التقدير وذات دلالة معنوية لابد من تدوير العوامل للحصول على التركيب البسيط لمصفوفة العوامل المستخلصة ولاختبار أكبر أو يساوي  $\lambda_{11}$  معنوية التحميلات يستخرج الخطأ المعياري للتحميلات فإذا كانت تحميلات العامل الأول الخطأ المعياري لتحميلات العامل نفسه يقال: إنها معنوية والعكس صحيح إذ

$$S(a_{ip}) = (S(R_{x_iy_i})) \sqrt{\frac{k}{k+1-p}} \quad \dots \quad (11) \quad 2.2$$

## 2-2 [4] مصفوفة العوامل المدورа Rotated Component Matrix

هناك طرائق عدة للحصول على مصفوفة العوامل المدوررة وقد اعتمد البحث طريقة التدوير المتعامد  $S_p^2$  وهي أكثر طرق التدوير شيوعاً وتعتمد تبسيط العوامل من خلال تباعن التحميلات Varimax

$$S_p^2 = (1/n) \sum_{j=1}^n (a_{jp})^2 - (1/n^2) (\sum_{j=1}^n (a_{jp})^2)^2 \quad \dots \quad (12)$$

في المصفوفة المدورة وعندما يكون التباين أعظم ما يمكن يكون  $p$  للعمود  $j$  هو عنصر الصف  $a_{jp}$  إن للعامل قابلية التقسير والتبسيط على أساس تحميلاته تتجه حول الصفر والواحد فمقياس أعلى تبسيط (12) المصفوفة العامل الكامل يعرف بأنه تعظيم لمجموع التبسيلات للعامل المفردة وإذا جمعت المعادلة لكل العوامل فإن

$$S^2 = \sum_{p=1}^m S_p^2 = \frac{1}{n} \sum_{p=1}^m \sum_{j=1}^n (a_{jp})^2 - \frac{1}{n^2} \left[ \sum_{p=1}^m \left( \sum_{j=1}^n S_{jp} \right)^2 \right] \quad \dots \quad (13)$$

(13) يسمى مقياس (13) هو عدد المتغيرات، إن تعظيم المعادلة  $n$  وان  $p$  بالعامل  $j$  تمثل قيمة تشبّع  $a_{jp}$  وإن بدلالة قيم (13) وبترجح المعادلة  $K$  لـ  $\text{Maximize General Inequality Kaiser}$  تعظيم التباين العام أعظم ما يمكن للحصول على  $V$  فان معيار الاقتران لتعظيم التباين هو جعل قيمة  $h_j^2$  الشيوع تحميلات العوامل وكما يلى:

$$V = \frac{1}{N} \sum_{p=1}^m \sum_{j=1}^n (a_{jp} / h_j)^4 - \frac{1}{n} \sum_{p=1}^m \left[ \sum_{j=1}^n a_{jp}^2 / h_j^2 \right]^2 \quad \dots \quad (14)$$

قد أطلق على المعادلة (14)  $\text{Normal Inequality Kaiser}$ .

## 2.3.3 الأنموذج اللوغاريتمي الخطي

### 2.3.3.1 تقدير القيمة المتوقعة

فإن فرضية الاستقلالية التامة بين المتغيرات الخمسة  $I \times J \times K \times L \times M$  في جدول توافق ذي خمسة ابعاد في الأنموذج المشبع ذي خمسة ابعاد تعني ان كافة التفاعلات من الدرجة الثانية والثالثة والرابعة والخامسة تساوي صفر وهذا مرادف للفرض

$$H_0 : P_{ijklm} = P_{i...} P_{...j} P_{...,k} P_{...l} P_{....m} \quad \dots \quad (15)$$

وإن تقدير الإمكانات أعظم لقيمة المتوقعة يكون:

$$\hat{e}_{ijklm} = (n_{i...} n_{...j} n_{...,k} n_{...l} n_{....m}) / n^4 \quad \dots \quad (16)$$

وبما أن هناك أنماط مختلفة من اختبارات الفروض في الجدول ذات الأكثر من بعدين غير نمط الاستقلالية التامة فلا يمكن دائمًا الحصول على تقديرات الإمكانات أعظم مباشرة وللتتأكد من وجود تقدير مباشر للتكرار المتوقع تتبع الخوارزمية التالية:

: نرمز لكل مجموعة من المتغيرات التي تظهر سوية في كل التفاعلات في الأنماذج برمز واحد **الخطوة** أي تعتبر بمثابة متغير واحد.

: نحذف المتغير الذي يظهر في كل التفاعلات في الأنماذج **2 الخطوة**

: نحذف المتغير الذي يظهر مرة واحدة في التفاعلات في الأنماذج **3 الخطوة**

عندما يتقرر حذف المتغيرات الداخلية في التفاعل أو عندما 2-3: تحذف التفاعلات تبعاً للخطوات **4 الخطوة**  
يبقى لدينا متغير واحد في التأثير وعندما لا يعد التأثير تفاعلاً.

حتى: 4-1: تكرر الخطوات **5 الخطوة**

أ. يتم حذف كافة التفاعلات في الأنماذج وهذا معناه لا يمكن إيجاد تقدير القيم المتوقعة بصورة مباشرة.

ب. لا يمكن إجراء المزيد من الحذف وهذا معناه لا يوجد تقدير مباشر لقيم وعليه يتوجب إتباع طريقة التوليف النسبي المتكرر، ومثال سنأخذ الأنماذج التالي:

$$\log e_{ijklm} = u + u_1 + u_2 + u_3 + u_4 + u_5 + u_{13} + u_{15} + u_{23} + u_{24} \\ + u_{34} + u_{234} + u_{135} \dots \quad (17)$$

لأنماذج وبتطبيق الخطوات السابقة فإن [135][234] ويمكن استخدام الرمز

$$[234][135] \xrightarrow{\text{step 2}} [24][15] \xrightarrow{\text{step 3}}$$

وعليه تحذف كافة التأثيرات لظهور كل متغير مرة واحدة اي يوجد تقدير مباشر، اما بتطبيق الخطوات السابقة لأنماذج فإن:

$$\log e_{ijklm} = u + u_1 + u_2 + u_3 + u_4 + u_5 + u_{12} + u_{13} + u_{14} + u_{24} \\ + u_{34} + u_{23} + u_{25} + u_{35} + u_{124} + u_{134} + u_{235} \dots \quad (18) \\ [124][134][235] \xrightarrow{\text{step 3}} [124][134][23]$$

وهذا لا يمكن حذف أي تأثير لأنه لا يوجد أي متغير في كل التفاعلات ولا يوجد أيضاً متغير يظهر في تفاعل واحد فقط وبذلك يجب استخدام طريقة التوليف النسبي المتكرر في التقدير.

بافتراض إمكانية تقدير التكرار المتوقع بالطريقة المباشرة نعمل الآتي:

أولاً: نبحث لكل متغير عن التفاعل ذي أعلى رتبة يحوي ذلك المتغير في الأنماذج اللوغاريتمي الخطي.  
يعود  $n_{jkl}$ : نحسب المجاميع الهاشمية المشاهدة للتكرارات والتي تعود للتفاعلات ذات أعلى رتبة مثل

.  $_{234}$ للتفاعل

ثالثاً: نحسب تقدير التكرار المتوقع لأنماذج باستخدام المجاميع الهاشمية للتكرارات المشاهدة او المجاميع الأخرى التي يمكن حسابها من هذه المجاميع.

فإن تقدير التكرار المتوقع يكون: (17) ومن الأنماذج المعطى بالمعادلة

$$\hat{e}_{ijklm} = (n_{.jkl} \cdot n_{i.k.m}) / n \quad \dots \quad (19)$$

### التقدير بطريقة التوليف النسبي المتكرر 2.3.3

يمكن استخدام هذه الطريقة لإيجاد تقدير التكرار المتوقع لأي نموذج لوغاريثمي ولكنها طريقة معقدة فان استخدامها يقتصر على النماذج التي لا يمكن تقدير فيها بالطريقة المباشرة ولتوضيح خطوات هذه الطريقة نجعل كمثال A0 كمثال في الخطوة (18) المعطى بالصيغة

ثم تعدل التقديرات الأولية بمجموعة خطوات A1,A2,A3,A4 كل قيم  $\hat{e}_{ijklmo}^{(0)}$  = 1

$$A1 \quad (\hat{e}_{ijklmo}^{(1)}) = \frac{\hat{e}_{ijklmo}^{(0)} \cdot n_{ij....}}{\hat{e}_{ij....}^{(0)}}$$

$$A2 \quad (\hat{e}_{ijklmo}^{(2)}) = \frac{\hat{e}_{ijklmo}^{(1)} \cdot n_{i.k...}}{\hat{e}_{i.k...}^{(1)}}$$

$$A3 \quad (\hat{e}_{ijklmo}^{(3)}) = \frac{\hat{e}_{ijklmo}^{(2)} \cdot n_{..klm}}{\hat{e}_{..klm}^{(2)}}$$

$$A4 \quad (\hat{e}_{ijklmo}^{(4)}) = \frac{\hat{e}_{ijklmo}^{(3)} \cdot n_{.j.lmo}}{\hat{e}_{.j.lmo}^{(3)}}$$

ونستمر بإعادة (A8) وبنفس الأسلوب نستمر بالخطوات إلأن نصل إلى نهاية الدورة الثانية في الخطوة الخطوات للدورات المتعاقبة ونتوقف عندما يكون الفرق بين تقدير القيم المتوقعة في الدورات المتعاقبة صغير جداً عندئذ نعتمد التقدير في الدورة الأخيرة.

بعد تقدير القيمة المتوقعة سواء بالطريقة المباشرة أم بالطريقة أعلاه يتم اختبار حسن مطابقة النموذج يتوزعان تقريباً مربع كاي بدرجة حرية مساوية إلى عدد  $G^2$  ،  $\chi^2$  للبيانات باستخدام: اختبار مربع كاي الخلايا في الجدول - عدد المعلمات المقدرة.

## 3 . الجانب التطبيقي

يضطر الطالب إلى العمل وتترك المدرسة ليتمكنوا من العيش نظراً للعديد من العوامل التي هي السبب في ترك المدرسة وقد تم تصميم استبيان حول المتغيرات الخاصة بترك المدرسة ووزعت على الطلبة سنة أي التاركين للمدارس الابتدائية 6-18 من التاركين المدرسة للأعمار من 300 وبحجم عينة تتألف من

وزعت على جانبي الكرخ والرصافة بشكل متساوٍ وتم استخدام البرنامج 2014 والمتوسطة والإعدادية في التحليل. SPSS الإحصائي الجاهز

### 3.1 متغيرات البحث

تألفت استمارة الاستبارات من المتغيرات التالية:

الأسئلة العامة:

X<sub>1</sub>.( ) العمر

دخل الأسرة الشهري ضعيف ( )، متوسط ( )، جيد ( )

هل الوالدين على قيد الحياة نعم ( )، كلا ( )

X<sub>4</sub>.( ) انفصال الوالدين نعم ( ) ، كلا ( )

X<sub>5</sub>.( ) نوع السكن ملك ( )، إيجار ( )، أخرى( )

X<sub>6</sub>.( ) التحصيل الدراسي للأب لا يقرأ ولا يكتب ( )، ابتدائية ( )، متوسطة ( )، ثانوية( )، جامعية ( )، أخرى ( ).

X<sub>7</sub>.( ) التحصيل الدراسي للأم لا يقرأ ولا يكتب ( )، ابتدائية ( )، متوسطة ( )، ثانوية( )، جامعية ( )، أخرى ( ).

X<sub>8</sub>.( ) تقدير الطالب في آخر سنة دراسية ضعيف ( )، متوسط ( )، جيد ( )، جيد جدا ( )، امتياز ( ).

الأسئلة الخاصة		
كلا	نعم	
		هل وجود مشاكل أسرية تدفعك إلى ترك المدرسة X <sub>9</sub>
		هل أنت تعمل X <sub>10</sub>
		هل العمل سبب لترك المدرسة X <sub>11</sub>
		هل للأهل دور بترك المدرسة X <sub>12</sub>
		هل أجور السكن العالية تدفعك لترك المدرسة X <sub>13</sub>
		تأثير الأصدقاء سبب بترك المدرسة X <sub>14</sub>
		هل ارتفاع أجور المدارس الأهلية سبب بترك المدرسة X <sub>15</sub>
		هل أجور التدريس الخصوصي سبب بترك الطالب المدرسة X <sub>16</sub>
		هل صعوبة الحصول على تعين سبب بترك المدرسة X <sub>17</sub>
		هل التهجير سبب بترك المدرسة X <sub>18</sub>
		هل بعد المدرسة عن سكن الطالب سبب بترك المدرسة X <sub>19</sub>
		إعاقة الأسرة سبب بترك المدرسة X <sub>20</sub>
		الظروف الأمنية سبب بترك المدرسة X <sub>21</sub>
		الإعاقة البدنية سبب بترك المدرسة X <sub>22</sub>
		الرسوب المكرر للطالب سبب بترك المدرسة X <sub>23</sub>

		عدم فهم أسلوب المدرسين سبب بترك المدرسة <sub>24</sub>
		عدم الرغبة بالتعليم سبب بترك المدرسة <sub>25</sub>

**(1) جدول رقم**  
**التباين والتباين الإجمالي والقيم الذاتية**

Component	Initial Eigenvalues			Extraction sums of squared loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of variance	Cumulative %
1	4.492	17.969	17.969	4.492	17.969	17.969
2	4.495	9.978	27.947	2.495	9.978	27.947
3	2.179	8.718	36.664	2.179	8.718	36.664
4	1.935	7.738	44.402	1.935	7.738	44.402
5	1.567	6.267	50.670	1.567	6.267	50.670
6	1.270	5.078	55.748	1.270	5.078	55.748
7	1.183	4.732	60.480	1.183	4.732	60.480
8	1.000	4.002	64.482	1.000	4.002	64.482
9	.980	3.919	68.401			
10	.824	3.296	71.696			
11	.784	3.137	74.833			
12	.767	3.067	77.900			
13	.712	2.850	80.750			
14	.668	2.671	83.421			
15	.563	2.253	85.674			
16	.501	2.004	87.678			
17	.491	1.965	89.643			
18	.455	1.819	91.462			
19	.435	1.740	93.202			
20	.396	1.584	94.786			
21	.343	1.371	96.157			
22	.302	1.209	97.367			

23	.272	1.087	98.454				
24	.217	.866	99.320				
25	.170	.680	100.00				

### (جدول رقم 2)

مصفوفة المركبات Component Matrix

	Component							
	1	2	3	4	5	6	7	8
X1	-.384	.540	-.191	-.172	.009	.406	.078	.257
X2	.452	.115	-.200	-.208	-.124	.211	.161	.318
X3	.025	.101	.561	-.190	-.020	-.392	-.102	.282
X4	.093	.284	.014	-.287	.696	-.322	-.124	-.145
X5	-.368	-.551	.197	.127	.111	.256	-.092	.013
X6	-.315	.045	.563	.367	.261	.303	-.020	.078
X7	-.302	.016	.553	.469	.336	.069	-.150	.116
X8	-.444	.423	-.012	.347	-.258	-.155	-.053	-.032
X9	.489	.285	.097	-.084	.426	-.090	-.124	.143
X10	.582	-.599	-.107	.224	.025	-.251	-.035	-.027
X11	.685	-.309	-.255	.257	.027	-.135	.092	.120
X12	.655	.059	-.090	.128	.312	-.067	-.004	.236
X13	.478	.219	-.170	.284	-.001	-.021	-.449	.062
X14	.252	-.385	.378	-.019	-.084	.085	.283	.162
X15	.479	.292	.172	.117	-.226	.222	-.479	-.152
X16	.595	.232	.263	.029	-.204	.330	-.141	.035
X17	.519	.204	.336	.049	-.208	.036	.104	.191
X18	.267	.298	.367	.184	-.229	-.340	.220	.037
X19	.183	.677	-.079	.067	-.051	-.099	.159	-.393
X20	.534	-.017	-.383	.418	-.025	.173	.005	.020
X21	.363	.075	.344	.345	-.047	.036	.475	-.354
X22	.244	.148	-.115	.090	.559	.320	.371	-.127
X23	.476	-.179	.133	-.479	.057	.305	-.125	-.176
X24	.300	.115	.296	-.606	-.084	-.010	.173	.103
X25	.303	-.279	.352	-.278	-.060	.063	-.201	-.437

### (جدول رقم 3)

مصفوفة تدوير المركبات Rotated Component Matrix

	Component							
	1	2	3	4	5	6	7	8
X1	-.741	.004	-.031	-.270	.032	-.137	.257	-.185
X2	.036	.161	-.308	.050	.048	-.006	.594	-.086
X3	-.020	-.016	.158	.055	.163	.071	.082	.734
X4	-.079	-.083	-.047	.104	.848	-.027	-.213	.078
X5	.104	-.253	.502	.157	-.300	-.332	-.132	-.102
X6	-.203	-.004	.817	-.044	-.017	.092	-.015	.013
X7	-.047	.037	.829	-.167	.091	.040	-.152	.139
X8	-.347	.112	.054	-.522	-.200	.188	-.309	.110
X9	.104	.277	.015	.077	.636	.065	.228	.087
X10	.886	.074	-.085	.151	-.011	-.019	.030	-.041
X11	.744	.180	-.189	-.031	.086	.075	.273	-.166
X12	.425	.280	-.042	-.039	.458	.066	.364	-.073
X13	.237	.684	-.089	-.136	.196	-.037	.010	-.050
X14	.317	-.180	.224	.281	-.186	.142	.369	.151
X15	-.021	.796	.005	.234	-.009	.140	.011	.039
X16	.012	.595	.041	.290	-.013	.251	.380	.027
X17	.111	.326	.025	.102	.011	.369	.438	.246
X18	.096	.128	-.003	-.138	.023	.575	.110	.398
X19	-.293	.250	-.292	-.109	.251	.591	-.143	-.125

X20	.420	.404	-.128	-.167	.004	.105	.213	-.444
X21	.215	.009	.186	.138	-.037	.776	.076	-.143
X22	.001	-.111	.150	.066	.456	.232	.238	-.559
X23	.062	.160	-.127	.727	.121	-.079	.223	-.063
X24	-.162	-.084	-.229	.446	.153	.132	.394	.351
X25	.157	.127	.016	.719	-.041	.089	-.175	.111

(4) جدول رقم  
قيم الشيوع Communalities

المتغيرات	Initial	Extraction
X1	1.000	.743
X2	1.000	.487
X3	1.000	.606
X4	1.000	.797
X5	1.000	.580
X6	1.000	.719
X7	1.000	.771
X8	1.000	.591
X9	1.000	.562
X10	1.000	.824
X11	1.000	.737
X12	1.000	.614
X13	1.000	.592
X14	1.000	.476
X15	1.000	.710
X16	1.000	.649
X17	1.000	.518
X18	1.000	.546
X19	1.000	.695
X20	1.000	.637
X21	1.000	.729
X22	1.000	.671
X23	1.000	.648
X24	1.000	.605
X25	1.000	.611

(5) جدول رقم  
التبالين والتبالين الإجمالي Total Variance Explained

Component	Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.802	11.209	11.209
2	2.203	8.812	20.021
3	2.066	8.262	28.283
4	2.020	8.080	36.363
5	1.896	7.582	43.945
6	1.814	7.256	51.201
7	1.717	6.867	58.068
8	1.603	6.413	64.482

### تحليل البيانات 3.2

وُجد Principal Component (Component) بعد تحليل مصفوفة الارتباط باستعمال طريقة تحليل المركبات الرئيسية (PCA) أن هناك ثمانية عوامل رئيسية تؤثر على ظاهرة ترك الدراسة والتي تمثلها القيم القاعدية أكبر من الواحد من إجمالي التباين أما تفسير كل مركبة 64.482%، إذ فسرت مانسبته (1) الصحيح والمعطاة في جدول varimax (3) وموضحة في جدول (3) من خلال مصفوفة المركبات المدورة بطريقة المركبة الأوليّة التي في المرتبة الأولى وتعود من أهم العوامل المؤثرة على ترك الدراسة إذ فسرت العمل  $x_{10} = 0.741$ ، العمر وبتحميل مقداره 1% من إجمالي التباين وتتألفت من المتغيرات 17.969 مانسبة ويمكن تسمية هذه 0.744 هل العمل سبب ترك الدراسة وبتحميل مقداره  $x_{11} = 0.886$  وبتحميل مقداره المركبة بمركبة العمل سبب ترك المدرسة والإشارة السالبة للعمر تفسر العمر يتاسب عكسياً مع العمل. ولأهمية المتغيرات الداخلة تم استخدام جدول توافق ذي ثلاثة أبعاد فيما إذا كانت هناك علاقة بين المتغيرات هل أنت تعمل، ترك الدراسة سببه العمل، الجنس والجداول التالي يمثل النماذج اللوغاريتمية الخطية المستخدمة في أسلوب الخطوات المتسلسلة - الحذف الخلفي.

(6) جدول رقم (6)

#### النماذج اللوغاريتمية الخطية المستخدمة في أسلوب الخطوات المتسلسلة - الحذف الخلفي

	النموذج اللوغاريتمي الخطى	الرمز	d.f	$G^2$
1	النموذج المشبع $u_{123} + u_{13} + u_{23}$	[123]	0	0.000
2	النموذج النهائي $u + u_1 + u_2 + u_3 + u_{12} + u_{13} + u_{23}$	[12][13][23]	6	6.7186

تأثير المتغير  $(j)_2$  لا يمثل تأثير المتغير الأول هل أنت تعمل ،  $(i)_1$  وقد تم وضع الرموز التالية للمتغيرات  $i=1,2$ ،  $j=1,2$ ،  $k=1,2$ .  $u_3$  يمثل تأثير المتغير الثالث الجنس وان  $(k)_3$  الثاني ترك الدراسة سببه العمل.

(7) جدول رقم (7)

## مع مستوى المعنوية المشاهد للتفاعلات في الأنماذج قبل النهائي والأنموذج $G^2$ قيم اختبار نسبة الإمكان النهائي في أسلوب الخطوات المتسلسلة

IF deleted simple Effect DF L.R. Chisquare change probiter X2*x12*x13(u123) 2 5.842 .423 5 The best model has generating class X2*x12(u12)	step1
	$X2*x13(u13)$ $X12*x13(u23)$
	Likelihood ratio chi square = 5.842 df=2 p=.423
If deleted simple effect is DF L.R chisquare change probiter X2*x1226.3860.02502x2*x13 2 131.26 0.000 2 X12*X13 212.2230.00672	

أي لا 0.423 بمستوى معنوية مشاهد  $G^2=5.842$  (G2) نلاحظ ان قيمة اختبار نسبة الإمكان 7 من الجدول (  $\chi^2 = 5.732$  ) ياتم العلاقة بين المتغيرات وقيمة اختبار مربع كائي 2 ترفض الفرضية القائلة بأن لأنماذج ( 0.05 ) بمستوى معنوية مشاهد لكل التأثيرات في الخطوة الأخيرة هو أقل من % من إجمالي التباين وتألفت من المتغيرات 9.978 المركبة الثانية وتأتي في المرتبة الثانية وتفسر مانسبته ارتفاع أجور المدارس الأهلية وتحميل مقداره  $x15$  ، 0.684 أجور السكن العالية وتحميل مقداره  $x13$  ، ويمكن تسمية هذه المركبة بمركبة ارتفاع 0.595 أجور التدريس الخصوصي وتحميل مقداره  $x16$  ، 0.796 الأجور ارتفاع أجور المدارس الأهلية وأجور التدريس الخصوصي وأجور السكن هي سبب قوي لترك المدرسة. ولأهمية المتغيرات الداخلة تم استخدام جدول التوافق ذي ثلاثة أبعاد فيما إذا كانت هناك علاقة بين ، وأجور التدريس الخصوصي  $X15$  ، ارتفاع أجور المدارس الأهلية  $X13$  المتغيرات أجور السكن العالية  $X16$ .

### (8) جدول رقم (

#### الأنماذج اللوغاريتمية الخطية المستخدمة في أسلوب الخطوات المتسلسلة - الحذف الخلفي

الأنماذج اللوغاريتمي الخطى	الرمز	d.f	$G^2$
الأنماذج المشبع $u+u_1+u_2+u_3+u_{12}+u_{13}+u_{23}+u_{123}$	[123]	0	0.000
الأنماذج النهائي $u+u_1+u_2+u_3+u_{12}+u_{13}+u_{23}$	[12][13][23]	6	7.342

تأثير المتغير ( $j_2$ ) يمثل تأثير المتغير الأول أجور السكن العالية، ( $i_1$ ) يوقد تم وضع الرموز التالية للمتغيرات يمثل تأثير المتغير الثالث أجور التدريس الخصوصي وان ( $k_3$ ) الثاني ارتفاع أجور المدارس الأهلية،  $i=1,2$ ،  $j=1,2$ ،  $k=1,2$ .

جدول رقم (٩)

مع مستوى المعرفة المشاهد للفاعلات في الأنماذج قبل النهائي والأنماذج  $G^2$  قيم اختبار نسبة الإمكان النهائي في أسلوب الخطوات المتسلسلة

IF deleted simple Effect DF L.R. Chisquare change probiter  
X13\*x15\*x16(u123) 2 6.872 .462 6  
step1  
The best model has generating class  
X13\*x15(u12) X13\*x16(u13)  
X15\*x16(u23)  
Likelihood ratio chi square =6.872 df=2 p=.462  
If deleted simple effect is DF L.R chisquare change probiter  
X13\*x15 2 7.323 0.034 2 x13\*x16  
2 43.232 0.000 2  
X15\*X16 2 11.332 0.0052 2

أي لا 0.462 بمستوى معنوية مشاهد (G2=6.872) نلاحظ أن قيمة اختبار نسبة الإمكان من الجدول ( $\chi^2 = 7.224$ ) يلائم العلاقة بين المتغيرات وقيمة اختبار مربع كاي (2) نرفض الفرضية القائلة بأن الأنماذج وان مستوى المعنوية المشاهد لكل التأثيرات في الخطوة الأخيرة هو اقل 0.432=Pبمستوى معنوية مشاهد من 0.05.

% من إجمالي التباين وتألفت من المركبة الثالثة وتأتي في المرتبة الثالثة وتفسر مانسبة التحصيل الدراسي للام وتحمبل مقداره  $x_7$  0.817 التحصيل الدراسي للأب وتحمبل مقداره 6 المتغيرات، ويمكن تسمية المركبة بمركبة التحصيل الدراسي للأبوين فالابوأن المتعلمان يحثون أبنائهم على الدراسة 0.829، وإكمال التعليم في حين إن الأبوين غير المتعلمين لا يهتمون بتعليم أبنائهم فترك ابنهم الدراسة لا يهمهم.

% من إجمالي التباين وتألفت من المركبة الرابعة وتأتي في المرتبة الرابعة وتفسر مانسبة عدم فهم أسلوب المدرس سبب ترك  $x_{24}$  0.727 الرسوب المتكرر سبب ترك الدراسة وتحمبل مقداره 23 المتغيرات، ويمكن تسمية هذه المركبة عدم الرغبة بالتعليم وتحمبل مقداره  $x_{25}$  0.446 الدراسة وتحمبل مقداره بمركبة الرسوب المتكرر وعدم الفهم وبالتالي عدم الرغبة بالتعليم.

من إجمالي التباين وتألف من 6.267% المركبة الخامسة وتأتي في المرتبة الخامسة وفُسرت مانسيته ، 0.636 وجود مشاكل أسرية وتحميل مقداره 0.848، انفال الوالدين وتحميل مقداره 0.458 الإعاقة ويمكن تسمية هذه المركبة بمركبة هل للأهل سبب بترك الدراسة وتحميل مقداره 12x انفال الوالدين أي المشاكل الأسرية وأسرة غير منسجمة ودور الأهل هي السبب بترك الدراسة، ولأهمية هذه

المتغيرات تم استخدام جدول التوافق ذي ثلاثة أبعاد فيما إذا كانت هناك علاقة بين المتغيرات هل الوالدان وهل للأهل سبب بترك الدراسة وجود مشاكل أسرية منفصلان X12 و X9.

#### (10) جدول رقم

#### النموذج اللوغاريتمية الخطية المستخدمة في أسلوب الخطوات المتسلسلة - الحذف الخلفي

الأنموذج اللوغاريتمي الخطى	الرمز	d.f	G <sup>2</sup>
الأنموذج المشبع $u+u_1+u_2+u_3+u_{12}+u_{13}+u_{23}$	[123]	0	0.000
الأنموذج النهائي $u+u_1+u_2+u_3+u_{12}+u_{13}+u_{23}$	[12][13][23]	6	8.323

تأثير (j)<sub>2</sub> يمثل تأثير المتغير الأول هل الوالدان منفصلان ؟ (i)<sub>1</sub> وقد تم وضع الرموز التالية للمتغيرات يمثل تأثير المتغير الثالث هل للأهل سبب بترك المدرسة وان (k)<sub>3</sub> المتغير الثاني وجود مشاكل أسرية، i=1,2، j=1,2، k=1,2.

#### (11) جدول رقم

#### مع مستوى المعنوية المشاهد للتفاعلات في الأنماذج قبل النهائي والأنماذج $G^2$ قيم اختبار نسبة الإمكان النهائي في أسلوب الخطوات المتسلسلة

IF deleted simple Effect DF L.R. Chisquare change probiter X4*x9*x12(u123) 2 8.667 .421 7 The best model has generating class X4*x9(u12)	step1
X4*x12(u13) X9*x12(u23) Likelihood ratio chi square =8.667 df=2 p=.421 If deleted simple effect is DF L.R chisquare change probiter X4*x9 2 8.432 0.023 2 x4*x122 12.654 0.000 2 X9*X12 2 13.776 0.032 2	

أي لا 0.421 بمستوى معنوية مشاهد  $G^2=8.667$  نلاحظ أن قيمة اختبار نسبة الإمكان (11) من الجدول  $\chi^2 = 8.773$  يلائم العلاقة بين المتغيرات وقيمة اختبار مربع كاي 2 نرفض الفرضية القائلة بان الأنماذج ( ) وان مستوى المعنوية المشاهد لكل التأثيرات في الخطوة الأخيرة هو اقل من 0.409 بمستوى معنوية مشاهد 0.05.

التهجير 18% وتتألف من المتغيرات 5.078 المركبة السادسة وتأتي في المرتبة السادسة وتفسر مانسيته ، 0.591 بعد المدرسة عن سكن الطالب وتحميل مقداره  $x_{19}$  ، 0.575 سبب ترك الدراسة وتحميل مقداره  $x_{21}$ ، ويمكن تسمية المركبة بمركبة الظروف الأمنية والتي سببها 0.776 الظروف الأمنية وتحميل مقداره  $x_{21}$  التهجير وعدم وجود مدارس قريبة، ولأهمية هذه المركبة تم استخدام جدول توافق ثلاثي الابعاد يتكون من ، الظروف الأمنية سبب X19، بعد المدرسة عن سكن الطالب X18 المتغيرات التهجير سبب ترك الدراسة بترك المدرسة X21.

## (12) جدول رقم

### الأنموذج المشبع والأنموذج النهائي في أسلوب الخطوات المتسلسلة

الأنموذج اللوغاريتمي الخطى	الرمز	d.f	G <sup>2</sup>
الأنموذج المشبع $u+u_1+u_2+u_3+u_{12}+u_{13}+u_{23}$	[123]	0	0.000
الأنموذج النهائي $u+u_1+u_2+u_3+u_{12}+u_{13}+u_{23}$	[12][13][23]	6	8.323

تأثير (j)<sub>2</sub> يمثل تأثير المتغير الأول التهجير سبب ترك المدرسة، (i)<sub>1</sub> وقد تم وضع الرموز التالية للمتغيرات يمثل تأثير المتغير الثالث الظروف الأمنية سبب بترك (k)<sub>3</sub> المتغير الثاني بعد المدرسة عن سكن الطالب،  $i=1,2, j=1,2, k=1,2$ .

## (13) جدول رقم

### مع مستوى المعنوية المشاهد للفاعلات في الأنماذج قبل النهائي والأنموذج G<sup>2</sup> قيم اختبار نسبة الإمكان النهائي في أسلوب الخطوات المتسلسلة

IF deleted simple Effect DF L.R. Chisquare change probiter					
X18*x19*x21(u123)	2	9.323	.433		7
step1					
The best model has generating class					
X18*x19(u12)			X18*x21(u13)		
			X19*x21(u23)		
Likelihood ratio chi square =9.323 df=2 p=.433					
If deleted simple effect is DF L.R chisquare change probiter					
X18*x19	2	6.343	0.032	2 x18*x21	2
				16.243	0.000
			X19*X212	13.325	0.033
					2

أي لا 0.433 بمستوى معنوية مشاهد  $G^2=9.323$  نلاحظ أن قيمة اختبار نسبة الإمكان (13) من الجدول  $\chi^2 = 8.254$  يلائم العلاقة بين المتغيرات وقيمة اختبار مربع كاي (2) بفرض الفرضية القائلة بأن الأنماذج وأن مستوى المعنوية المشاهد لكل التأثيرات الأخيرة هو أقل من 0.322 P=0.05.

% من إجمالي التباين وتتألف من 4.732 المركبة السابعة وتأتي في المرتبة السابعة وتفسر مانسبة صعوبة الحصول على تعين وتحميل 0.594 x<sup>17</sup> دخل الأسرة الشهري وتحميل مقداره 2x<sup>17</sup> المتغيرات، ويمكن تسمية المركبة بمركبة دخل الأسرة الشهري، أي انخفاض دخل الأسرة وعدم الحصول 0.438 مقداره على تعين يدفع الطالب لترك المدرسة والعمل لتحسين دخل الأسرة الشهري. وتنتألف من المتغيرات 4.002 المركبة الثامنة وتأتي في المرتبة الأخيرة وتفسر ما نسبته

، الإعاقة 0.444-إعالة الأسرة وتحميل مقداره 0.734x20 هل الوالدين على قيد الحياة وتحميل مقداره X3 ، ويمكن تسمية هذه المركبة بمركبة الوالدين على قيد 0.559-البدنية سبب بترك الدراسة وتحميل مقداره الحياة أي وفاة أحد الأبوين خصوصاً الوالد يجعل الطالب معيل لأسرته ويترك المدرسة.

## الاستنتاجات والتوصيات

### 4. الاستنتاجات .

1. عند تحليل البيانات الخاصة بترك الدراسة وبعد تحليل مصفوفة الارتباط باستعمال طريقة تحليل المركبات الرئيسية وجد ان هناك ثمانية عوامل رئيسة تؤثر على ظاهرة ترك الدراسة وتترمز لها بالقيم القاعدية أكبر 64.482% من إجمالي التباين.
2. المركبة الأولى مركبة العمل سبب ترك المدرسة وفسرت مانسيته 17.969% من إجمالي التباين.
3. المركبة الثانية مركبة ارتفاع الأجر وإنما تأثر أجر المدارس الأهلية وأجور التدريس الخصوصي وأجور السكن هي سبب قوي لترك المدرسة وفسرت مانسيته 9.978% من إجمالي التباين.
4. المركبة الثالثة مركبة التحصيل الدراسي للأبوين للأبوان المتعلمان يحثون أبنائهم على الدراسة وإكمال التعليم في حين إن الأبوين غير المتعلمين لا يهتمون بتعليم أبنائهم وبالتالي ترك المدرسة وفسرت مانسيته 8.718% من إجمالي التباين.
5. المركبة الرابعة مركبة الرسوب المتكرر وعدم فهم الدرس سبب لترك المدرسة وفسرت مانسيته 7.738% من إجمالي التباين.
6. المركبة الخامسة مركبة انفصال الوالدين أي المشاكل الأسرية وأسرة غير منسجمة ودور الأهل هي السبب 6.267% من إجمالي التباين.
7. المركبة السادسة مركبة الظروف الأمنية والتي سببها التهجير وعدم وجود مدارس قريبة، وتفسر مانسيته 5.078% من إجمالي التباين.
8. المركبة السابعة مركبة دخل الأسرة الشهري، أي انخفاض دخل الأسرة وعدم الحصول على تعين يدفع 4.732% من إجمالي الطالب لترك المدرسة والعمل لتحسين دخل الأسرة الشهري. وتفسر مانسيته التباين.
9. المركبة الثامنة مركبة الوالدين على قيد الحياة أي وفاة أحد الأبوين خصوصاً الوالد يجعل الطالب معيل 4.002% من إجمالي التباين.

( يلائم العلاقة بين المتغيرات،هل أنت تعمل،ترك الدراسة 2 . لا يتم رفض الفرضية القائلة بأن لأنموذج  $\chi^2$ =7.321 بمستوى معنوية مشاهد  $p=0.432$ .

يلائم العلاقة بين المتغيرات أجور السكن العالية وارتفاع أجور (2). لا نرفض الفرضية القائلة بأن لأنموذج 11 بمستوى معنوية  $\chi^2=7.224$  المدارس الأهلية وأجور التدريس الخصوصي وقيمة اختبار مربع كاي مشاهد  $p=0.432$

يلائم العلاقة بين المتغيرات هل الوالدان منفصلان وجود (2) . لا يتم رفض الفرضية القائلة بأن لأنموذج (12) بمستوى معنوية  $\chi^2=8.773$  مشاكل أسرية؟ وهل للأهل سبب بترك المدرسة؟ وقيمة اختبار مربع كاي مشاهد  $p=0.409$  .

يلائم العلاقة بين المتغيرات التهجير سبب بترك المدرسة (2). لا يتم رفض الفرضية القائلة بأن لأنموذج 13 وبعد المدرسة عن سكن الطالب والظروف الأمنية سبب بترك المدرسة وقيمة اختبار مربع كاي  $\chi^2=8.254$  بمستوى معنوية مشاهد  $p=.322$ .

## الوصيات 5 .

بناء" على ماجاء من استنتاجات ندرج أدناه التوصيات التالية:

1 . حث الطالب على أهمية التعليم وإكمال الدراسة وإبعاده عن المشاكل الأسرية التي تشوش على الطالب وتدفعه على ترك المدرسة.

2 . ضرورة تواجد مدارس في المناطق البعيدة خصوصا في الأطراف لكون بعد المدرسة عن السكن تدفع بالطالب لترك المدرسة.

3 . متابعة الأهل للطالب وحثه على الدراسة وتشجيعه عليها ومساعدته في فهم ما يحتاج منه لفهم كون رسوب الطالب المتكرر يدفعه لترك المدرسة.

4 . تفعيل قانون إلزامية التعليم في المراحل الابتدائية ووضع آليات للمتابعة والتنفيذ على مستوى المدرسة.

5 . مساعدة الأسر الفقيرة مادياً لتغطية النفقات الدراسية وتوفير مستلزمات التعليم لأبنائها.

## المصادر

1. Anderson, T.W.(1984),"An introduction multivariate statistical analysis john wiley&sons,new York U.S.A.
2. Bishop, Y.M.M&Fienberg,S.E.,1976,"Discrete Multivariate Analysis theory and practice",Cambridge,London.
- 3.Dipankar Bandy Dpadhyay,ph.D,2011, introduction to log -linear models,university of south Carolina.
- 4 Everitt,B.S.,(1977),"The analysis and contingency tables", john wiley&sons.

- 5.Fienberg,S.(1980),"The analysis of cross classified Categorical data",Secondedition,press,Cambridge.
6. Morrison,D.F.,(1976),"Multivariate statistical method McGraw Hill,New York.
- 7.Norusis,M.,(1986)"User Guide SPSS/PC<sup>+</sup>for IBM" Chicago Manual.
- 8.SPSS Manual 7.5,(1997),"Advanced Statistics"INC.
- 9.Smith &Linsday, (2002),"A tutorial on principle component analysis",scholarly articles for tutorial on principle components analysis.
10. Timm, N.,(1975),"Multivariate analysis with application education and psychology.
11. Timm,N.,(2002),"Applied multivariate statistical analysis", springer texts instatistics, Springer-Vertage, New York, Berlin heideldorf.
- 12.<http://ocw.jhsph.edu/courses/statisticspsychosocialresearch/pdfs/lecture8.pdf>.
- 13.<http://documents.software.dell.com/statistics/textbook/principal-components-factor-analysis>.
- 14.<http://www.hawaii.edu/powerkills/ufa.htm>.