معالجة القصور في معدلات التصنيف المقدرة بنموذج Anderson ـ دراسة وتطبيق

د. عبد الحكيم عبد الرحمن المنصوب *

ملخص البحث :

يُستخدم نموذج Anderson في التعبير عن المتغير العشوائي الإسمي nominal كدالة خطية في متغير أو أكثر من المتغيرات المستقلة (المميزة) . ولتقييم النموذج يتم إستخدامه في إعادة توزيع مفردات المتغير الاسمي على مجموعاته (تقسيماته) المختلفة ، وذلك لمعرفة معدلات التصنيف الصحيح في كل مجموعة . ورغم الحصول على نموذج معنوي إحصائياً ، إلا أن هذه المعدلات قد تكون أقل من حدها الادنى . وتمثل هذه الدراسة محاولة لتفسير هذا التناقض واقتراح المعالجة الإحصائية المناسبة .

1ـ مقدمة :

أقترح Anderson (1972) نموذجاً خطياً للتمييز Discriminant ، يُستخدم للتعبير عن المتغير الإسمي كدالة خطية في متغير - أو أكثر - من المتغيرات المميزة ، وذلك في إحدى الحالتين التاليتين أو كلاهما معاً :

1- عندما لاتتساوى أحجام مجموعات (تقسيمات) المتغير الإسمي .

2- عند استخدام النموذج في تصنيف مفردات المتغير التابع ، مع مراعاة تكلفة التصنيف الخاطئ cost . هذه التكلفة غالباً ما يتم مراعاتها في الدراسات الدقيقة ، وإهمالها في الدراسات الانسانية [Johnson & Wichern , 1992] . وتُستخدم معدلات التصنيف Classification Rates الصحيحة لتقييم نماذج التمييز عامةً . حيث يشير معدل التصنيف - في كل مجموعة من مجموعات المتغير التابع - $P(k|g)$ إلى نسبة المفردات ، من هذه المجموعة ، التي صُنفت في المجموعة

---

* استاذ الإحصاء التطبيقي المساعد . كلية االتجارة والعلوم الإدارية - جامعة إب .

k وهي تنتمي أصلاً إلى المجموعة g . لذلك فإن هذه المعدلات تُستخدم كمؤشر على القوة التنبؤية للنموذج . وفي حالة توفيق نموذج Anderson فإن تناقضاً قد ينشأ بين المعنوية الاحصائية العالية للنموذج وبين القوة التنبؤية الضعيفة التي يفرزها . وفي هذه الدراسة يحاول الباحث تفسير هذا التناقض عن طريق مناقشة إفتراضات Assumptions بناء النموذج ، واشتراطات حسابات مكوناته . مع التطبيق على بيانات تنظيم الاسرة اليمنية كما وردت في المسحين اليمنيين حول صحة الام والطفل 1991 و 1997 .

فمن المهم أن نشير إلى أن الكثير من علماء الإحصاء ، مثل Agresti (1996) وJackson (1983) ، يعنون بضرورة إستخدام دالة التمييز Discriminant Function في تصنيف مفردات جديدة من مفردات المتغير التابع لتحديد المجموعة التي تنتمي إليها كل مفردة ، أو على الأقل إعادة تصنيف مفردات الدراسة التي بُني النموذج من واقعها . لأن ذلك يساعد على المفاضلة بين الطرق والنماذج التي من الممكن أن تؤدي إلى تخفيض أخطاء التصنيف ، وإلى تخفيض تكلفة هذه الأخطاء (إذا تم مراعاة التكلفة) . ورغم أن نموذج Anderson يُراعى عند توفيقه أحجام مجموعات الدراسة ، إلا أن معدلات التصنيف الصحيح التي يفرزها قد تكون أقل من الـ 60% كحدٍ أدنى مقبول لها [Randles et al, 1978] . وتأتي أهمية هذه الدراسة من أن معالجتها لقصور معدلات التصنيف الصحيح لاتتوقف عند مناقشة إنتهاكات افتراضات Assumptions تحليل التمييز Discriminant Analysis واستخدام الحلول والبدائل الممكنة ، وإنما تمتد إلى مناقشة حسابات هذا التحليل . الأمر الذي يزيد من إمكانية إستخدام نموذج Anderson .

فبفرض أن البيانات المستخدمة هي بيانات عينة ، مسحوبة من مجتمع طبيعي يضم مجموعتين مختلفتين ، يمكن التمييز بينهما وفقاً لخاصية معينة ، وأن الخلل في معدلات التصنيف الصحيح لايرجع فقط إلى إنتهاك واحد أو أكثر من إفتراضات Assumptions تحليل التمييز، وإنما قد يرجع ذلك إلى حسابات هذا التحليل ، فإن هذه الدراسة تهدف إلى معالجة المشكلة المتمثلة في ضعف القوة

التنبؤية لنموذج Anderson المعنوي ، دونما مساس كبير بأهم افتراضات بنائه . وفي سبيل ذلك ، وبالإضافة إلى الجزء الخاص بهذه المقدمة ، تضمنت الدراسة الاجزاء التالية :

- خلفية نظرية . و يتضمن إشارة سريعة إلى أهم افتراضات بناء نموذج Anderson .
- نتائج النماذج الموفقة لبيانات تنظيم الاسرة اليمنية . وهي النماذج المتحصل عليها بإستخدام البدائل والحلول المناسبة لمعالجة انتهاك واحد أوأكثر من إفتراضات بناء النموذج .
- مقترح الدراسة .
- التوصيات .

وذلك الى جانب اجزائها الاخرى التكميلية (الجداول ، الملاحق ، المراجع)

2- خلفية نظرية :

إذا كان لدينا عينة حجمها n مفردة ، تمثل قياسات عدد من المتغيرات المستقلة (أو المميزة) X's ، يبلغ عددها P متغير ، فإن تصنيف هذه المفردات إلى المجموعتين Π_1 و Π_2 طبقاً للخاصية (أو المتغير) Y ، يتم بإستخدام نموذج Anderson المتمثل في العلاقة :

$$\text{Put } \mathbf{X} \text{ in } \Pi_1 \text{ if } Y-\frac{1}{2}(\overline{\mathbf{X}}_1-\overline{\mathbf{X}}_2)'\mathbf{S}^{-1}_{\text{pooled}}(\overline{\mathbf{X}}_1+\overline{\mathbf{X}}_2)\geq \text{Lin}\frac{c(1|2)P_1}{c(2|1)P_2}$$

.....(1)

$$\text{Put } \mathbf{X} \text{ in } \Pi_2 \quad \text{Otherwise}$$

حيث :

$\mathbf{X}$: متجه Vector قيم المتغيرات المستقلة . أي أن

$$\mathbf{X}'=[X_1,X_2,X_3,...,X_P]$$

$\overline{\mathbf{X}}_K$: متجه متوسطات X's في العينة المسحوبة من المجتمع K .

$\mathbf{S}_{\text{pooled}}$: مصفوفة التباين- التغاير المشتركة التي تُقدر كناتج :

$$\mathbf{S}_{\text{pooled}}=\frac{(n_1-1)\mathbf{S}_1+(n_2-1)\mathbf{S}_2}{n_1+n_2-2}$$

حيث S_K هي مصفوفة التباين- التغاير في العينة المسحوبة من المجتمع K ، n_k حجم العينة المسحوبة من المجتمع K .

c(k|g) : تكلفة cost وضع المشاهدة في المجموعة k في حين انها تنتمي أصلاً إلى المجموعة g .

Y : هي دالة Fisher الخطية للتمييز ، التي تحول المشاهدة متعددة المتغيرات X إلى مشاهدة وحيدة المتغير Y . أي أن :

$$Y=(\bar{X}_1-\bar{X}_2)' S^{-1}_{pooled} X \quad \text{.....(2)}$$

P_k : الاحتمال القبلي prior probability لظهور المجموعة k . أي أن $P_k = \frac{n_k}{n}$ حيث n هو حجم العينة الإجمالي .

وإذا كانت التكلفة غير معلومة ، أو غير ضرورية ، أو متساوية فيمكن إهمالها ليصبح الطرف الأيمن في العلاقة (1) هو $\text{Lin}\frac{P_1}{P_2}$.

إن بناء النموذج السابق يقوم على الإفتراضات Assumptions الخاصة بتحليل التمييز ، والتي من أهمها :

الإفتراض الأول : أن مجموعات الدراسة تنتمي إلى مجتمعات طبيعية normal ، وكل مجتمع له توزيع معتدل مختلف عن الآخر . أي أن : $X \sim N_p(\mu, \Sigma)$.

الإفتراض الثاني : أن هذه المجتمعات الطبيعية لها متجهات أوساط مختلفة ولكنها تشترك في نفس مصفوفة التباين- التغاير Variance-Covariance Matrix. وتحت هذا الإفتراض يمكن التوصل إلى دالة Fisher المشار إليها سابقاً .

الإفتراض الثالث : عدم وجود ارتباط بين المتغيرات المستقلة . فكلما زادت قوة الإزدواج الخطي multicollinearity كلما زادت صعوبة تفسير النتائج ، بما في ذلك صعوبة تحديد المساهمة النسبية لكل متغير على حدة في القوة الكلية للتمييز [Lachenbruch , 1975] .

وهناك الحلول والبدائل التي بالإمكان استخدامها عند تجاوز واحد ، أو أكثر ، من الإفتراضات الثلاثة السابقة .

فبالنسبة للإفتراض الأول ، يمكن مواجهة عدم التوزع الطبيعي للمتغيرات ، بأحد الاسلوبين التاليين :

1- تقريب توزيعات هذه المتغيرات إلى الطبيعية بإستخدام التحويلة transformation المناسبة [Kleinbaum et al , 1998] .

2- استخدام تحليل الإنحدار اللوجستي Logistic Regression الذي لايتطلب أي اشتراطات فيمايتعلق بتوزيع هذه المتغيرات [Press & Wilson , 1978] . حيث يتم تصنيف المشاهدات وفقاً للعلاقة :

$$\text{Put } \mathbf{X} \text{ in } \Pi_1 \text{ if } \frac{\exp[\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}]}{1+\exp[\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}]} \geq \frac{1}{2}$$

.....(3)

Put $\mathbf{X}$ in Π_2 Otherwise

حيث : $\boldsymbol{\beta}$ هو متجه معلمات النموذج المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood .

وبالنسبة للإفتراض الثاني ، فإن Jackson (1983) يشير إلى إمكانية استخدام الدالة التربيعية quadratic عند عدم تماثل مصفوفتي التباين- التغاير ، وإن كانت الدالة الخطية تقود إلى نتائج جيدة في ظل غياب هذا الإفتراض . إلا أن تطبيق الدالة التربيعية قد يقود النتائج غريبة لا يمكن تفسيرها أوقبولها [Johnson & Wichern , 1992] . وتُمثل الدالة التربيعية بالعلاقة :

$$\text{Put } \mathbf{X} \text{ in } \Pi_1 \text{ if } -\frac{1}{2}\mathbf{X}'(\mathbf{S}_1^{-1}-\mathbf{S}_2^{-1})\mathbf{X} - (\overline{\mathbf{X}}_1'\mathbf{S}_1^{-1}-\overline{\mathbf{X}}_2'\mathbf{S}_2^{-1})\mathbf{X} - c \geq \text{Lin}\,\frac{c(1|2)P_1}{c(2|1)P_2}$$

.....(4)

Put $\mathbf{X}$ in Π_2 Otherwise

$$\text{Where } c = \frac{1}{2}\text{Lin}\left(\frac{|\mathbf{S}_1|}{|\mathbf{S}_2|}\right) - \frac{1}{2}\left(\overline{\mathbf{X}}_1'\mathbf{S}_1^{-1}\overline{\mathbf{X}}_1 \quad \overline{\mathbf{X}}_2'\mathbf{S}_2^{-1}\overline{\mathbf{X}}_2\right)$$

وبالنسبة للإفتراض الثالث : فيمكن تخفيف أثر الإزدواج الخطي بأساليب مختلفة ، منها :

1- إتباع التدريج في تكوين النموذج [Kleinbaum et al , 1998] . ففي نموذج التمييز يتم تدريج المتغيرات (إضافةً وحذفاً) وفقاً لإرتباطها بالمتغير التابع ، إلى أن يصبح النموذج غير معنوي وفقاً لإختبار Wilk's Lambda (Λ) :

$$-[\frac{n-1-(p+m)}{2}] \text{ Lin } \Lambda \sim \chi^2_{p(m-1)} \quad \text{.....(5)}$$

$$\Lambda = \frac{|W|}{|B+W|} ,$$

حيث :

m : عدد مجموعات الدراسة .

W : مصفوفة التباين داخل within المجموعات .

B : مصفوفة التباين بين between المجموعات .

أما في الإنحدار اللوجستي ، ووفقاً لاسلوب الإنتقاء المتتالي Forward Selection ، فإن التدريج يتم وفقاً لأقل إحتمال محسوب P-Value إلى أن يصبح النموذج غير معنوي وفقاً لإختبار نسبة الإمكان :

$$-2 \text{ Lin } (\Theta_0 / \Theta_1) \sim \chi^2_1 \quad \text{.....(6)}$$

حيث : Θ_0 : هي القيمة العظمى لدالة الإمكان الخاصة بالنموذج الكامل full model . أي الذي يحتوي على جميع المتغيرات المدخلة .

Θ_1 : هي القيمة العظمى لدالة الإمكان الخاصة بالنموذج الأبسط simpler model . أي الذي يحتوي على الثابت فقط .

ولايُفضل ، في كثير من الأحوال ، استخدام إحصاءة Wald بسبب حساسيتها للأخطاء المعيارية الخاصة بمعلمات النموذج [Daniel , 1990] .

2- إستخدام المكونات الرئيسية Principal Components (PC's) . ويمكن إيجاز هذا الاسلوب في إستخدام المتغيرات المستقلة الأصلية في تخليق توليفات خطية linear combinations تمثل متغيرات جديدة غير مرتبطة . فبفرض أن

المتجه $X' = [X_1, X_2, X_3, ..., X_p]$ له مصفوفة التباين- التغاير Σ بقيمها المميزة Eigenvalues : $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, ..., \lambda_p$ ، فإن :

$$
\begin{aligned}
PC_1 &= \tau_1' X = \tau_{11} X_1 + \tau_{21} X_2 + ... + \tau_{p1} X_p \\
PC_2 &= \tau_2' X = \tau_{12} X_1 + \tau_{22} X_2 + ... + \tau_{p2} X_p \\
&\vdots \\
PC_p &= \tau_p' X = \tau_{1p} X_1 + \tau_{2p} X_2 + ... + \tau_{pp} X_p
\end{aligned}
\qquad .....(7)
$$

حيث :

$\tau's$ هي المتجهات المميزة Eigenvectors التي يتم تقديرها بعد تقدير القيم المميزة $\lambda's$ [الفار، ١٩٩٥]

ويمكن الإكتفاء بالمكونات التي يرجع إليها 80% على الأقل من إجمالي التباين دون أن نفقد الكثير من المعلومات . إذ تُقدر نسبة التباين التي ترجع إلى أحد المكونات كناتج $\dfrac{\lambda_i}{\sum_{i=1}^{P} \lambda_i}$.

3- إضافة متغيرات التفاعل بين كل متغيرين مستقلين مرتبطين بقوة ، أوحذف أحد هذين المتغيرين ، ولايُفضل الحذف في كثير من الحالات ، حيث يكون من الضروري ، أحياناً ، تضمين المتغير (المراد حذفه) في النموذج [Neter & Wasserman , 1996] .

3- نتائج النماذج الموفقة لبيانات تنظيم الاسرة اليمنية :

وفرت بيانات المسح اليمني حول صحة الام والطفل 1991 ، وكذلك نظيره الخاص بعام 1997 ، عدداً كبيراً من المتغيرات التي من الممكن أن تؤثر على موقف السيدة اليمنية ، المعرضة للحمل ، من إستخدام وسائل تنظيم الاسرة . فتم إختيار (26 متغيراً منها ، يلخصها جدول رقم (1) ، وهي متغيرات كمية (مثل عمر الزوجة ، عدد الأطفال السابق إنجابهم ، ...) ومتغيرات إسمية (مثل الحالة التعليمية ، محل الإقامة ، ...) . أما المتغير التابع (Y) فهو الذي بموجبه تم

التمييز بين مجموعة السيدات المستخدمات لوسائل تنظيم الاسرة وبين السيدات غيرالمستخدمات . حيث :

$$Y = \begin{cases} 1 \text{ for not user} \\ 2 \text{ for user} \end{cases}$$

ومن ثم فقد تم توفيق (6) نماذج من واقع بيانات مسح 1991 ، و (6) نماذج مماثلة لها (من حيث طريقة التوفيق) من بيانات مسح 1997 . ونتيجةً لكبر حجم النموذج الواحد (بسبب كبر عدد المتغيرات المستقلة) رؤي عدم كتابة هذه النماذج والإكتفاء - فقط- بمؤشرات تقييمها ، المتمثلة في معدلات التصنيف الصحيحة ونسبة التطابق Hit-Ratio.حيث تشير نسبة التطابق إلى نسبة المفردات المصنفة تصنيفاً صحيحاً من عينة المسح الإجمالية . فإذا كانت n_{11} تعني عدد المفردات المصنفة تصنيفاً صحيحاً من المجموعة الأولى ، وإذا كانت n_{22} تعني عدد المفردات المصنفة تصنيفاً صحيحاً من المجموعة الثانية ، فإن :

$$\text{Hit-Ratio} = \frac{n_{11} + n_{22}}{n} \qquad \text{.......(8)}$$

وقبل الإشارة إلى هذه النماذج ، يجدر القول بأنها اشتركت في النتائج والمعالجات التالية :

١- أن جميع النماذج معنوية حسب الإختبارين المشار إليهما سابقاً (علاقة 5 وعلاقة 6) .

٢- أن حجمي مجموعتي السيدات (المستخدمات للوسائل وغير المستخدمات) أمر تم مراعاته في جميع النماذج ، وفي المسحين . حيث بلغ عدد السيدات غير المستخدمات (4168) سيدة مقابل (607) سيدة مستخدمة ، في مسح 1991 . زدن - على التوالي - إلى (6747) سيدة و(1838) سيدة في مسح 1997 .

٣- أن جميع النماذج ، وفي المسحين ، أفرزت قيماً متدنية لمعدل التصنيف الصحيح لمجموعة السيدات المستخدمات .

والجدول رقم (2) يلخص مؤشرات تقييم هذه النماذج ، حيث نجد مايلي :

أولاً نموذج Anderson :

تم توفيق نموذج Anderson بإستخدام جميع المتغيرات ، وأفرز قيماً متناقضة لمعدلات التصنيف الصحيح . ففي نموذج مسح 1991 وصل معدل التصنيف الصحيح للسيدات غير المستخدمات P(1|1) إلى قيمته النهائية مقابل 0.42 فقط للسيدات المستخدمات P(2|2) . ولم تتراجع درجة هذا التناقض في نموذج مسح 1997 ، حيث تحقق المعدلان : P(1|1)=0.93 و P(2|2)=0.40 . أما القيم المقبولة لنسبة التطابق في المسحين (93% و 82%) فإنها تُفسر بالتصنيف الصحيح للسيدات غيرالمستخدمات اللاتي يمثلن الأكثرية ، وفي المسحين أيضاً . ولم تتغير هذه المؤشرات كثيراً حتى مع إعادة تقديرها بالطريقة التي تناسب العينات كبيرة الحجم [Lachenbruch , 1975] .

وأول مايمكن التفكير به ، كسببٍ لتدني نتائج النموذج ، هو الإرتباط بين المتغيرات المستقلة ، التي تمثل متغيرات اقتصادية واجتماعية يندر أن تكون غير مرتبطة ببعضها البعض [محبوب ، ١٩٨٢] خاصةً وقد وُجد ارتباط قوي ومعنوي بين متغيرات الدراسة . ويتضمن ملحق رقم (1) معاملات الإرتباط البسيطة بين المتغيرات المستقلة ، وعلى سبيل المثال نجد :

- في مسح 1991 : معامل الإرتباط البسيط بين مدة الزواج (X9) وعمر الزوجة في تاريخ المسح (X2) يزيد على 0.90 ، ويصل إلى حوالى 0.83 بين تعليم الزوجة (X3) وقراءتها لصحيفة واحدة على الأقل في الاسبوع (X4) .
- في مسح 1997 : معامل الإرتباط البسيط بين عمر الزوجة في تاريخ المسح (X2) وبين عدد المواليد السابق إنجابهم (X10) يزيد على 0.74 ، وبالمثل بالنسبة لعمر الزوج (X24) .

هذا الإرتباط تم تخفيف أثره بإستخدام نموذج Anderson حسب المعالجات التالية :

1- التدريج في تضمين المتغيرات المستقلة :

بإستخدام المعيار Λ المعبر عنه بالعلاقة (5) تضمن نموذج Anderson (14) متغيراً فقط في مسح 1991 ، وتضمن (16) متغيراً في مسح 1997. إلا أن معدلات التصنيف الصحيح الخاصة بالسيدات المستخدمات لم تتحسن كثيراً . ففي جدول رقم (2) نجد أن P(2|2) لم يتجاوز 0.42 في نموذج مسح 1991 ،وانخفض إلى0.39 في نموذج مسح 1997.

2- إضافة متغيرات التفاعل :

حيث تم إضافة عدد من المتغيرات ، كل متغير منها يمثل حاصل ضرب المتغيرين المستقلين اللذين يصل معامل الإرتباط الخطي البسيط بينهما إلى 0.60 أوأكثر . ففي نموذج مسح 1991 تم إضافة المتغيرات الستة :

X30=(X3)(X4)
X31=(X2)(X9)
X32=(X2)(X10)
X33=(X2)(X24)
X34=(X9)(X10)
X35=(X10)(X11)

وفي نموذج مسح 1997 تم إضافة المتغيرات الثلاثة :

X30=(X2)(X10)
X31=(X2)(X24)
X32=(X10)(X11)

ورغم ذلك ، وكما هو وارد في جدول (2) ، لم تتغير النتائج كثيراً فيما يخص P(2|2) ، الذي لم يتجاوز 0.43 في أحسن تقدير .

3- إستخدام المكونات الرئيسية :

تم استخدام مكونين رئيسيين فقط في نموذجي المسحين ، حيث كونا - في كل نموذج على حدة- أكثر من 87% من التباين الكلي . ورغم ذلك ، وكما هو وارد في جدول (2) ، وصل P(2|2) إلى أقل قيمة نظرية له ، وفي نموذجي المسحين .

ثانياً نموذج الإنحدار اللوجستي التدريجي :

بالنظر إلى متغيرات الدراسة (جدول 1) نجد أن اغلبها متغيرات إسمية (18 متغير من أصل 26 متغير) لايمكن الجزم بطبيعية توزيعاتها حتى مع حجم العينة الكبير [الدريني ، ١٩٩٨] خاصة تلك المصنفة في مجموعتين فقط (نعم ، لا) .

وعند محاولة تقريب توزيعات المتغيرات المستقلة إلى الطبيعية ، بإستخدام التحويلات Transformations ، فإن ذلك يُواجه بالصعوبات التالية :

أ) أن التحويلات تعمل على جعل القيم المحولة أكثر تماثلاً حول وسطها الحسابي ، ومن ثم فإن التحويلة التي تناسب متغيراً معيناً أوأكثر ، غالباً ماتكون غير مناسبة لمتغير آخر أوأكثر . وتزداد صعوبة إختيار التحويلة بزيادة عدد المتغيرات [Neter & Wasserman , 1996] .

ب) أن اختيار التحويلة المناسبة للمتغير الواحد لايوجد له قاعدة معينة ، وغالباً مايقود اسلوب المحاولة والخطأ إلى نتائج أفضل [Johnson & Wichern , 1992] ويزداد الأمر صعوبة بتعدد المحاولات الناتج عن تعدد المتغيرات .

ج) أن التحويلات لاتغير في الأمر بالنسبة للمتغيرات الوصفية . وهي في هذه الدراسة أكثر من المتغيرات الكمية .

د) ونتيجةً لصعوبة تحويل المتغيرات ، تم استخدام نموذج الانحدار اللوجستي (علاقة رقم 3) مع إتباع التدريج في تضمين متغيراته المستقلة . وهذا الإجراء يعمل على تحقيق المزايا التالية :

أ- عدم إشتراط التوزع الطبيعي للمتغيرات .

ب- تخفيف أثر الإزدواج الخطي .

ج- تبسيط النموذج بتقليل عدد متغيراته . خاصةً وأن لدينا (26) متغيراً في هذه الدراسة .

وبإتباع الإنتقاء المتتالي لاسلوب التدريج ، واتخاذ نسبة الإمكان (علاقة رقم 6) كمعيار لإضافة المتغيرات وحذفها ، كان الحصول على نموذج يحتوي على (16) متغيراً مستقلاً في كلا المسحين ، إلا أن معدل التصنيف الصحيح للسيدات المستخدمات P(2|2) لم يتحسن في كل من النموذجين ، وظل مقارباً لتقديراته المتحصل عليها بالأساليب السابقة (انظر جدول رقم 2) .

ثالثاً الدالة التربيعية :

تُستخدم الدالة التربيعية عند عدم تساوي مصفوفتي التباين- التغاير في مجموعتي الدراسة ، الأمر الذي يشير إلى أن العلاقة بين متغيرات النموذج هي علاقة غير خطية [Loh , 1995] . وكماسبقت الإشارة فإن استخدام الدالة التربيعية يقود إلى نتائج غريبة لايمكن تفسيرها أوقبولها . وهذا ماتحقق عند توفيق الدالة التربيعية في دراستنا هذه ، حيث أشارت مخرجات الدالة إلى أحجام عينات أكبر من الأحجام المستخدمة . وهذا الأمر تحقق في نموذجي المسحين . وعليه ، فقد تم رفض نتائج هذه الدالة على الرغم من تحقيقها لمعدلات تصنيف أفضل لمجموعة السيدات المستخدمات خاصةً . حيث وصل P(2|2) إلى (0.66) في نموذج مسح 1991 وإلى (0.64) في نموذج مسح 1997 .

وتكون خلاصة هذا الجزء : أن تدني معدل التصنيف الصحيح للمجموعة الأقل حجماً (وهي هنا مجموعة السيدات المستخدمات للوسائل) لايرجع في أغلبه إلى تجاوز إفتراض أوأكثر من إفتراضات بناء النموذج ، والمتمثلة في : طبيعية توزع المتغيرات المستقلة ، عدم الإرتباط بين هذه المتغيرات ، والعلاقة الخطية بينها وبين المتغير التابع .

4- مقترح الدراسة :

بالرجوع إلى نموذج Anderson (علاقة رقم 1) نجد أنه يرجح النتائج بحجمي مجموعتي الدراسة ، المتمثلين في الإحتمالات القبلية ، وذلك بعد إهمال عنصر التكلفة . وفي جميع النماذج السابقة ، فإن النتائج المتوصل إليها قد تم بإستخدام $P_k = \frac{n_k}{n}$ ، وهذا الإجراء يشترط أن يكون الإحتمال القبلي لعينةٍ ما مساوياً للإحتمال القبلي لمجتمع نفس العينة . فإذا كان N هو حجم مجتمع العينة K ، وإذا كان N هو حجم المجتمعين معاً ، فإن الشرط يمكن التعبير عنه بالعلاقة :

$$P_k = \frac{n_k}{n} = \frac{N_k}{N} \quad \text{.....(9)}$$

إلا أن البيانات اليمنية لاتوفر القيم الحقيقية للإحتمالات القبلية أو مكوناتها . وإذا أُريد تقدير حجم مجتمع كل عينة (أي إذا أُريد تقدير N بمعلومية n) كما

تقرره نظرية العينات ، فأن ذلك يصطدم بوجود درجة من التحكم في تقرير حد خطأ التقدير ، خاصةً مع عدم وجود دراسات سابقة شاملة ترتبط بموضوع دراسة هذا البحث [Scheaffer et al , 1990] . بل أن الاستعانة بنظرية العينات ، من أجل تقدير N_k بمعلومية n_k ، لايمثل في هذه الدراسة هدفاً نهائياً ، وإنما لإعادة استخدام تقدير N_k في ترجيح نتائج خاصة بعيناتها ، وربما لايمثل ذلك إلا مغالطة .

وعلى ماسبق ، كان تدخل الباحث في تغيير الوضع الإفتراضي default الخاص بالإحتمالات القبلية في البرنامج الإحصائي الجاهز SPSS ، وذلك بالإعتماد على المحاولة والخطأ . حيث تم استخدام احتمالات قبلية لكل عينة ، وفي المسحين ، تتراوح بين (0.1) و (0.9) حتى تم التوصل إلى الإحتمالات القبلية التالية ، والتي تحقق أعلى معدلات تصنيف صحيح :

في مسح 1991 : $P_1 = 0.1$ و $P_2 = 0.9$

في مسح 1997 : $P_1 = 0.6$ و $P = 0.4$

ووصولاً إلى نموذج أبسط ، ويحقق أقل تأثير ممكن للإزدواج الخطي ، تم إتباع التدريج في تضمين المتغيرات المستقلة . وكان الوصول إلى النموذجين التاليين :

1- نموذج مسح 1991 :

يمكن وضع السيدة اليمنية في مجتمع غير المستخدمات إذا كان :

31.5594 - 7.69208(X15) - 1.10455(X20) - 1.01351(X19)-.92267(X1)-.68258(X18)
-.66992(X13)-.46212(X14)-.33901(X6)+.31880(X3)-.18162(X16)-.13906(X10)
+.13229(X5)+.12248(X11)+.01774(X2)≥ 2.1972 .....(10)

ويمكن وضعها في مجتمع المستخدمات في غير ذلك .

حيث X's معرفة في جدول رقم (1)

2- نموذج مسح 1997 :

يمكن وضع السيدة اليمنية في مجتمع غير المستخدمات إذا كان :

9.84215 - 1.83306(X19) + 1.25878(X18) - 1.20184(X16)+.78724(X13)-.68078(X1)
-.66398(X20)-.44740(X14)-.38862(X3)-.33384(X4)+.23522(X11)-.16291(X10)
-.08354(X21)-.02886(X26)-.07488(X15)+.07053(X12)+.02674(X2) ≥ -.40547 .....(11)

ويمكن وضعها في مجتمع المستخدمات في غير ذلك .

حيث X's معرفة في جدول رقم (1)

وللمفاضلة بين النموذجين بحيث يتم إختيار أحدهما ، ليعبر عن موقف السيدة اليمنية من استخدام وسائل تنظيم الاسرة ، كانت المقارنة بين معدلات التصنيف الصحيح التي يفرزها نموذج كل مسح عند تطبيقه على البيانات التالية :

1- بيانات سيدات نفس المسح :

حيث حقق نموذج مسح 1991 (علاقة 10) قيماً أفضل من تلك التي حققها نموذج مسح 1997 (علاقة 11) . وذلك كماهو وارد في جدول رقم (3) حيث وصل P(1|1) إلى 0.90 مقابل 0.81 لـ P(2|2) وفقاً لنموذج مسح 1991 ، وأنخفض هذان المعدلان وفق نموذج مسح 1997 - وعلى التوالي - إلى 0.82 و 0.72 .

2- بيانات عينة من نفس المسح :

طبقاً للمعاينة العشوائية البسيطة ، تم سحب بيانات (175) سيدة من بيانات مسح 1991 وتم تطبيق نموذج نفس المسح عليها ، فكان الحصول على : P(1|1)=0.85 و P(2|2)=0.78 وبنسبة تطابق 82% . أما عند تطبيق نموذج مسح 1997 على بيانات (258) سيدة من نفس المسح فقد تحققت القيم P(1|1)=0.85 و P(2|2)=0.69 ونسبة تطابق 78% .

3- بيانات سيدات المسح الآخر :

فعند تطبيق نموذج مسح 1991 على بيانات سيدات مسح 1997 تم الحصول على P(1|1)=0.72 و P(2|2)=0.66 أنخفضا على التوالي إلى 0.63 و 0.63 عند تطبيق نموذج مسح 1997 على بيانات سيدات مسح 1991 . وذلك كما هو وارد في جدول رقم (3) .

وبذلك فإن نموذج مسح 1991 (علاقة رقم 10) هو الأكثر قبولاً للتعبير عن موقف السيدة اليمنية من استخدام وسائل تنظيم الاسرة ، وتعود هذه الأفضلية إلى السببين التاليين :

1- أن النموذج قاد إلى معدلات تصنيف أفضل سواءً عند مقارنتها بمعدلات نموذج 1997 أو بمقارنتها بمعدلات النماذج السابقة (انظر جدولي رقم 2 و 3) .

2- أن النموذج يحتوي على عدد متغيرات أقل مما يحتويه نموذج مسح 1997 .

وبذلك أيضاً : تكون الدراسة قد حققت الهدف منها ، وهو التوفيق بين معنوية نموذج التمييز والتصنيف وبين معدلات التصنيف الصحيحة التي يفرزها . وذلك مروراً بتأكيد صحة فرضها الرئيسي المتمثل في أن تدني هذه المعدلات قد يرجع إلى حسابات النموذج ، وليس – فقط- إلى عدم توفر واحد أوأكثر من إفتراضات بناء هذا النموذج .

5- التوصيات :

حسب نتائج مسح 1991 ، بلغت نسبة السيدات المستخدمات للوسائل حوالى 10% من السيدات المتزوجات وفي سن الحمل [Central Statistical Organization , 1994] وارتفعت هذه النسبة إلى أكثر من 20% في مسح 1997 ، إلا أن الزيادة الكبيرة تحققت في المستخدمات للوسائل التقليدية ، وظلت نسبة المستخدمات للوسائل الحديثة (حبوب ، لولب ، إلى آخر ذلك) في حدود 10% فقط [Central Statistical Organization , 1998] .

وهذه المؤشرات تتفق مع النتائج المتوصل إليها في هذه الدراسة ، إذ يبين النموذج المحدد لموقف السيدة اليمنية من تنظيم الاسرة (علاقة 10) سيادة تأثير ثلاثة عوامل ذات طابع ثقافي ، هي : معرفة مصدر الوسيلة (X15) ، قصور المعلومات عن الوسائل (X20) ورفض الوسائل بسبب آثارها الجانبية (X19) . كما يبين النموذج أن أربعة عوامل لها مستوى متقارب من التأثير المتوسط ، هي : محل الإقامة (X1) ، معارضة تنظيم الاسرة دينياً (X18) ، موافقة الزوج (X13)

وسماع السيدة عن الوسائل (X14) . ثم جاءت بقية العوامل بمستويات متقاربة من التأثير الضعيف . وبهذا ، فإن على الجهات ، ذات العلاقة ، تنفيذ حملات إعلامية وعقد ندوات دورية على مستوى المديريات ، يكون من اهدافها :

١. التعريف بالوسائل وأنواعها وأماكن الحصول عليها وعلى خدمات تنظيم الاسرة عموماً .
٢. التوعية بإمكانية تخفيف الآثار الجانبية للوسائل بإختيار الوسيلة المناسبة واستخدامها بطريقة صحيحة .
٣. التوعية بالأعباء المتزايدة على الدولة وعلى الاسرة ، الناتجة عن مستويات الإنجاب المرتفعة، مع التركيز على عدم تعارض تنظيم الاسرة مع الإسلام .

6- الجداول :

جدول رقم (1) : متغيرات الدراسة

المتغيرات المستقلة	الترميز
محل الإقامة	X1 : 2 للريف ، 3 للحضر
عمر الزوجة	X2
الحالة التعليمية للزوجة	X3 : 2 أمية ، 3 تقرأ وتكتب ، 4 إبتدائية ، 5 أعلى من الإبتدائية
قراءة الزوجة لصحيفة واحدة على الأقل في الاسبوع	X4 : 2 لا ، 3 نعم
مشاهدة التليفزيون المحلي	X5 : 2 لا ، 3 نعم
الإستماع إلى الإذاعة المحلية	X6 : 2 لا ، 3 نعم
إشتغال الزوجة بأجر نقدي	X7 : 2 لا ، 3 نعم
عمر السيدة عند الزواج بالسنوات	X8
مدة الزواج بالسنوات	X9
عدد المواليد السابق إنجابهم	X10
عدد وفيات الأطفال	X11
عدد حالات الإجهاض	X12
موافقة الزوج على ممارسة تنظيم الأسرة	X13 : 2 لا ، 3 نعم ، 4 لاتعرف
سماع الزوجة عن الوسائل	X14 : 2 لا ، 3 نعم
معرفة الزوجة لمصادر الوسائل	X15 : 2 لا ، 3 نعم
رغبة الزوجة في مزيد من الأطفال	X16 : 2 نعم ، 3 لا
رغبة الزوجة في طفل ذكر آخر	X17 : 2 نعم ، 3 لا
الزوجة تعارض تنظيم الأسرة دينياً	X18 : 2 نعم ، 3 لا
الزوجة ترفض الوسائل لآثارها الجانبية	X19 : 2 نعم ، 3 لا
الزوجة ترفض الوسائل لقصور معلوماتها	X20 : 2 نعم ، 3 لا
الحالة التعليمية للزوج	X21 : 2 أمي ، 3 يقرأ ويكتب ، 4 إبتدائية ، 5 إعدادية ، 6 أعلى من الإعدادية ، 7 الزوجة لاتعرف
الحالة العملية للزوج	X22 : 2 لايعمل ، 3 يعمل
إشتغال الزوج بالزراعة	X23 : 2 نعم ، 3 لا
عمر الزوج	X24
ملكية وحدة السكن	X25 : 3 نعم ، 2 لا
عدد السلع المعمرة	X26

جدول رقم (2) : مؤشرات التصنيف الصحيحة حسب طريقة توفيق النموذج وحسب المسح

Hit-Ratio		P(2|2)		P(1|1)		المؤشر والمسح / الطريقة
1997	1991	1997	1991	1997	1991	
82% (84%)	93% (91%)	0.40 (0.44)	0.42 (0.46)	0.93 (0.95)	1.00 (0.97)	نموذج Anderson بتضمين جميع المتغيرات
82%	93%	0.39	0.42	0.94	1.00	نموذج Anderson باستخدام التدريج
82%	93%	0.42	0.43	0.93	1.00	نموذج Anderson مع متغيرات التفاعل
79%	87%	0.00	0.00	1.00	1.00	نموذج Anderson باستخدام المكونات الرئيسية
82%	94%	0.42	0.66	0.92	0.98	نموذج الانحدار اللوجستي التدريجي
72%	80%	0.64	0.66	0.74	0.82	الدالة التربيعية

( ) بعد إعادة تقديرها بطريقة Lachenbruch الخاصة بالعينات كبيرة الحجم .

جدول رقم (3) : مؤشرات التصنيف الصحيحة باستخدام نموذج Anderson حسب المسح ، وحسب مجال تطبيق النموذج

Hit-Ratio		P(2|2)		P(1|1)		المؤشر والمسح / مجال التطبيق
1997	1991	1997	1991	1997	1991	
80%	89%	0.72	0.81	0.82	0.90	المسح نفسه
78%	82%	0.69	0.78	0.85	0.85	عينة من نفس المسح
63%	71%	0.63	0.66	0.63	0.72	المسح الآخر

7- الملاحق :

ملحق رقم (1) : معاملات الإرتباط الخطي البسيط بين المتغيرات المستقلة
أولاً : في مسح 1991

Correlations :

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8
X2	-0.001 0.959							
X3	0.424 0.000	-0.201 0.000						
X4	0.414 0.000	-0.168 0.000	0.829 0.000					
X5	0.428 0.000	-0.055 0.000	0.312 0.000	0.298 0.000				
X6	0.261 0.000	-0.118 0.000	0.248 0.000	0.265 0.000	0.352 0.000			
X7	0.182 0.000	0.037 0.010	0.317 0.000	0.283 0.000	0.199 0.000	0.179 0.000		
X8	0.064 0.000	0.059 0.000	0.243 0.000	0.214 0.000	0.052 0.000	0.032 0.023	0.148 0.000	
X9	-0.028 0.047	0.904 0.000	-0.292 0.000	-0.248 0.000	-0.074 0.000	-0.125 0.000	-0.029 0.043	-0.370 0.000
X10	-0.029 0.042	0.684 0.000	-0.265 0.000	-0.235 0.000	-0.064 0.000	-0.114 0.000	-0.062 0.000	-0.246 0.000
X11	-0.062 0.000	0.400 0.000	-0.184 0.000	-0.164 0.000	-0.082 0.000	-0.099 0.000	-0.043 0.003	-0.151 0.000
X12	0.017 0.231	0.195 0.000	-0.068 0.000	-0.056 0.000	-0.007 0.636	-0.003 0.829	-0.005 0.731	-0.084 0.000
X13	0.000 0.982	0.017 0.236	0.012 0.396	0.007 0.639	-0.039 0.006	-0.033 0.023	0.017 0.231	0.041 0.004
X14	0.053 0.000	-0.191 0.000	-0.168 0.000	-0.099 0.000	0.085 0.000	0.085 0.000	-0.073 0.000	0.001 0.959
X15	0.320 0.000	-0.048 0.001	0.564 0.000	0.494 0.000	0.219 0.000	0.164 0.000	0.238 0.000	0.142 0.000
X16	0.063 0.000	0.407 0.000	-0.057 0.000	-0.058 0.000	0.041 0.004	-0.019 0.195	0.020 0.171	-0.108 0.000
X17	-0.029 0.041	0.147 0.000	-0.063 0.000	-0.060 0.000	-0.003 0.849	-0.048 0.001	-0.013 0.356	-0.013 0.357
X18	0.108 0.000	-0.022 0.119	0.089 0.000	0.082 0.000	0.087 0.000	0.062 0.000	0.050 0.000	0.023 0.108
X19	-0.018 0.211	-0.022 0.131	0.036 0.012	0.032 0.026	-0.051 0.000	-0.036 0.012	0.011 0.487	0.053 0.000
X20	0.202 0.000	-0.038 0.008	0.144 0.000	0.127 0.000	0.218 0.000	0.165 0.000	0.065 0.000	-0.025 0.077

X21	0.321 0.000	-0.239 0.000	0.431 0.000	0.393 0.000	0.269 0.000	0.232 0.000	0.134 0.000	0.131 0.000
X22	-0.014 0.312	0.242 0.000	-0.129 0.000	-0.114 0.000	-0.054 0.000	-0.027 0.063	-0.032 0.026	-0.073 0.000
X23	0.334 0.000	-0.118 0.000	0.216 0.000	0.206 0.000	0.216 0.000	0.177 0.000	0.088 0.000	0.054 0.000
X24	0.014 0.336	0.620 0.000	-0.154 0.000	-0.148 0.000	-0.046 0.001	-0.102 0.000	0.005 0.736	-0.029 0.040
X25	-0.186 0.000	0.004 0.781	-0.049 0.001	-0.053 0.000	-0.108 0.000	-0.054 0.000	-0.002 0.888	0.005 0.749
X26	0.290 0.000	-0.030 0.038	0.015 0.291	0.023 0.102	0.115 0.000	0.092 0.000	-0.006 0.688	-0.107 0.000

	X9	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16
X10	0.742 0.000							
X11	0.437 0.000	0.604 0.000						
X12	0.218 0.000	0.220 0.000	0.229 0.000					
X13	-0.001 0.960	-0.006 0.673	-0.032 0.027	-0.033 0.021				
X14	-0.179 0.000	-0.163 0.000	-0.137 0.000	-0.056 0.000	-0.007 0.641			
X15	-0.107 0.000	-0.071 0.000	-0.100 0.000	-0.028 0.049	0.177 0.000	-0.069 0.000		
X16	0.425 0.000	0.475 0.000	0.183 0.000	0.082 0.000	0.050 0.000	-0.085 0.000	0.044 0.002	
X17	0.143 0.000	0.173 0.000	0.075 0.000	0.024 0.088	-0.012 0.421	-0.038 0.007	-0.032 0.027	0.313 0.000
X18	-0.030 0.033	-0.036 0.011	-0.064 0.000	-0.002 0.876	0.192 0.000	0.008 0.553	0.084 0.000	0.041 0.004
X19	-0.044 0.002	-0.086 0.000	-0.014 0.328	-0.020 0.167	0.136 0.000	-0.016 0.275	0.064 0.000	-0.058 0.000
X20	-0.026 0.072	-0.007 0.640	-0.035 0.013	0.026 0.069	-0.178 0.000	0.044 0.002	0.106 0.000	0.052 0.000
X21	-0.279 0.000	-0.247 0.000	-0.207 0.000	-0.075 0.000	-0.012 0.422	0.597 0.000	0.271 0.000	-0.073 0.000
X22	0.256 0.000	0.213 0.000	0.104 0.000	0.047 0.001	0.013 0.381	-0.047 0.001	-0.056 0.000	0.135 0.000
X23	-0.133 0.000	-0.119 0.000	-0.144 0.000	-0.044 0.002	0.002 0.874	0.175 0.000	0.139 0.000	-0.012 0.391
X24	0.588 0.000	0.439 0.000	0.265 0.000	0.136 0.000	0.019 0.192	-0.130 0.000	-0.058 0.000	0.268 0.000
X25	0.000 0.992	-0.012 0.390	0.004 0.795	0.013 0.358	0.032 0.025	-0.025 0.077	-0.025 0.081	-0.009 0.541
X26	0.017 0.234	0.057 0.000	0.018 0.210	0.028 0.048	-0.075 0.000	0.009 0.523	0.034 0.017	0.067 0.000

	X17	X18	X19	X20	X21	X22	X23	X24
X18	-0.025							
	0.083							
X19	-0.011	-0.094						
	0.444	0.000						
X20	-0.010	-0.155	-0.119					
	0.485	0.000	0.000					
X21	-0.057	0.071	0.022	0.146				
	0.000	0.000	0.124	0.000				
X22	0.051	-0.023	-0.017	-0.016	-0.096			
	0.000	0.102	0.223	0.277	0.000			
X23	-0.036	0.074	-0.029	0.134	0.293	-0.017		
	0.012	0.000	0.043	0.000	0.000	0.225		
X24	0.100	0.003	-0.005	-0.035	-0.155	0.149	-0.066	
	0.000	0.813	0.732	0.015	0.000	0.000	0.000	
X25	0.031	-0.001	0.033	-0.061	-0.055	0.002	-0.073	-0.032
	0.033	0.959	0.021	0.000	0.000	0.910	0.000	0.023
X26	0.029	-0.012	-0.066	0.127	0.052	0.033	0.096	-0.041
	0.044	0.392	0.000	0.000	0.000	0.019	0.000	0.004

	X25
X26	0.007
	0.605

Cell Contents: Correlation
P-Value

Determinant : 0.0000029

ثانياً : في مسح 1997

Correlations :

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8
X2	0.021							
	0.042							
X3	0.365	-0.235						
	0.000	0.000						
X4	0.247	-0.133	0.519					
	0.000	0.000	0.000					
X5	0.519	-0.022	0.292	0.222				
	0.000	0.027	0.000	0.000				
X6	0.164	-0.099	0.156	0.161	0.287			
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000			
X7	0.126	0.059	0.263	0.142	0.067	0.006		
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.559		
X8	-0.189	-0.010	-0.057	-0.051	-0.085	-0.082	-0.020	

	0.000	0.308	0.000	0.000	0.000	0.000	0.049	
X10	-0.044	0.748	-0.303	-0.178	-0.041	-0.095	-0.023	0.012
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.021	0.227
X11	-0.081	0.407	-0.198	-0.125	-0.086	-0.085	-0.023	0.034
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.026	0.001
X12	0.013	0.303	-0.089	-0.048	0.015	-0.019	0.015	-0.019
	0.213	0.000	0.000	0.000	0.136	0.055	0.134	0.055
X13	-0.298	-0.031	-0.229	-0.156	-0.275	-0.145	-0.084	0.014
	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.172
X14	0.348	-0.016	0.270	0.201	0.429	0.344	0.085	-0.093
	0.000	0.104	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
X15	0.037	0.026	0.013	0.011	0.034	0.009	0.002	-0.007
	0.000	0.009	0.183	0.295	0.001	0.391	0.828	0.489
X16	0.040	0.273	-0.065	-0.055	0.003	-0.047	-0.001	-0.043
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.790	0.000	0.920	0.000
X17	0.022	0.206	-0.073	-0.073	0.008	-0.025	0.017	0.038
	0.032	0.000	0.000	0.000	0.433	0.013	0.101	0.000
X18	0.088	-0.071	0.072	0.053	0.084	0.019	0.025	0.053
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.060	0.015	0.000
X19	-0.015	-0.094	0.037	0.023	-0.025	0.001	0.018	-0.029
	0.141	0.000	0.000	0.022	0.013	0.923	0.073	0.005
X20	0.139	-0.057	0.106	0.071	0.152	0.101	0.024	0.051
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.016	0.000
X21	0.245	-0.424	0.435	0.270	0.252	0.150	0.083	-0.053
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
X22	0.015	-0.002	0.004	0.002	0.002	-0.000	0.006	0.003
	0.144	0.871	0.709	0.820	0.842	0.984	0.569	0.745
X23	0.289	-0.083	0.190	0.128	0.206	0.095	0.046	-0.029
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004
X24	0.030	0.764	-0.197	-0.103	-0.006	-0.077	0.037	0.014
	0.004	0.000	0.000	0.000	0.548	0.000	0.000	0.178
X25	-0.180	-0.010	-0.073	-0.061	-0.114	-0.080	-0.037	0.083
	0.000	0.339	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
X26	0.288	0.015	0.140	0.101	0.157	0.040	0.052	-0.042
	0.000	0.141	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16	X17
X11	0.605							
	0.000							
X12	0.277	0.228						
	0.000	0.000						
X13	-0.094	0.016	-0.031					
	0.000	0.116	0.002					
X14	-0.058	-0.108	0.001	-0.292				
	0.000	0.000	0.950	0.000				
X15	0.027	-0.002	-0.008	-0.057	0.025			
	0.008	0.869	0.420	0.000	0.014			

X16	0.362	0.141	0.082	-0.111	0.004	0.024		
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.672	0.017		
X17	0.232	0.101	0.050	-0.052	-0.011	0.017	0.150	
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.289	0.088	0.000	
X18	-0.092	-0.071	-0.050	-0.091	0.074	0.017	-0.092	-0.020
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.103	0.000	0.048
X19	-0.143	-0.057	-0.047	0.083	-0.020	0.020	-0.109	-0.057
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.044	0.054	0.000	0.000
X20	-0.043	-0.045	0.003	-0.244	0.144	0.020	-0.114	0.006
	0.000	0.000	0.751	0.000	0.000	0.043	0.000	0.559
X21	-0.427	-0.299	-0.134	-0.186	0.201	0.003	-0.140	-0.091
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.748	0.000	0.000
X22	-0.002	-0.001	-0.005	0.005	0.004	-0.002	0.005	-0.002
	0.849	0.919	0.625	0.636	0.681	0.819	0.629	0.838
X23	-0.098	-0.135	-0.028	-0.154	0.169	-0.004	-0.001	-0.019
	0.000	0.000	0.005	0.000	0.000	0.700	0.947	0.060
X24	0.574	0.324	0.243	-0.007	-0.016	0.025	0.197	0.165
	0.000	0.000	0.000	0.517	0.119	0.015	0.000	0.000
X25	0.003	0.025	-0.011	0.064	-0.097	-0.015	0.004	0.007
	0.800	0.018	0.312	0.000	0.000	0.160	0.726	0.533
X26	-0.021	-0.018	-0.005	-0.130	0.116	0.025	0.002	0.006
	0.035	0.071	0.651	0.000	0.000	0.015	0.837	0.586

	X18	X19	X20	X21	X22	X23	X24	X25
X19	-0.075							
	0.000							
X20	-0.078	-0.092						
	0.000	0.000						
X21	0.083	0.050	0.130					
	0.000	0.000	0.000					
X22	0.009	0.001	0.001	-0.002				
	0.366	0.955	0.883	0.846				
X23	0.071	-0.006	0.080	0.227	-0.049			
	0.000	0.570	0.000	0.000	0.000			
X24	-0.040	-0.074	-0.053	-0.412	0.009	-0.091		
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.403	0.000		
X25	-0.030	-0.022	-0.031	-0.055	-0.004	-0.057	-0.022	
	0.005	0.035	0.003	0.000	0.729	0.000	0.040	
X26	0.049	0.005	0.067	0.096	0.005	0.080	0.015	-0.051
	0.000	0.650	0.000	0.000	0.649	0.000	0.148	0.000

Cell Contents: Correlation
P-Value
Determinant : 0.005058

8- المراجع :

1- الدريني ، محمود محمد (١٩٩٨) " استخدام نموذج الإنحدار اللوجيستي متعدد الحدود في دراسة المتغيرات السكانية والإجتماعية المؤثرة على انتاجية العامل في الصناعة المصرية - دراسة تطبيقية على عينة من عمال قطاع صناعة الغزل والنسيج "رسالة دكتوراة غير منشورة ، كلية التجارة ، جامعة طنطا .

2- محبوب ، عادل عبدالغني (١٩٨٢) " الإقتصاد القياسي " الطبعة الأولى ، وزارة التعليم العالي ، بغداد .

3- الفار ، ابراهيم عبدالوكيل (١٩٩٥) " الحاسوب والتحليل الإحصائي باستخدام الحزمة الإحصائية SPSS/PC+ - خطوة خطوة مع التحليل العاملي " دار قطري بن الفجاءة للنشر والتوزيع ، الدوحة .

4-Agresti; A. (1996) " An Introduction to Categorical Data Analysis "John Wiley & Sons , New York .

5-Anderson; T. W. (1972) " An Introduction to Multivariate Statistical Analysis ", John Wiley & Sons , New York .

6-Central Statistical Organiazation (1994) " Demographic and Maternal and Child Health Survey 1991/1992 " Sana'a .

7- ——— (1998) " Demographic and Maternal and Child Health Survey 1997 " Sana'a .

8-Daniel; W .W. (1990) " Applied Nonparametric Statistics " Second Edition , PWS-KENT Publishing Company , Boston .

9-Jackson; B. B. (1983) " Multivariate Data Analysis: An Introduction " Richard D. Irwin , Inc , Georgetown ,Illinois .

10-Johnson; R. A. & Wichern; D. W. (1992) " Applied Multivariate Statistical Analysis " Third Edition , Prentice-Hall International , Inc. ,New Jersey .

11-Kleinbaum; D. G. , Kupper; L. L. , Muller; K. E. and Nizam; A. (1998) "Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods"Third Edition , Duxbury Press, New York .

12-Lachenbruch; P. A. (1975) "Discriminant Analysis" Hanfer Press , New York .

13-Loh; W. (1995) " On Linaer Discriminant Analysis with Adaptive Ridge Classification Rules " Journal of Multivariate Analysis , Vol. 53. PP. 264-278 .

14-Neter; J. & Wasserman; W. (1996) " Applied Linear Statistical Models : Regression , Ananlysis of Variance and Experimental Designs "Third Edition , McGraw-Hill Publishing Company , New York .

15-Press; J. & Wilson; S. (1978) "Choosing Between Logistic Regression and Discriminant Analysis" Journal of the American Statistical Association , Vol. 73 , No. 364 , PP. 699-705.

16-Randles; R. H. , Broffitt; J. D. , Ramberg; S. R. and Hogg; R. V. (1978) "Discriminant Analysis Based on Rank" Journal of the American Statistical Association, Vol. 73 , No. 362 , PP. 379-384 .

17-Scheaffer; R. L. , Mendenhall; W. , Ott; L. (1990) " Elementary Survey Sampling " Fourth Edition , PWS-KENT , Publishing Company , Boston .