جمهورية مصر العربية

معهد التخطيط القومى

سلسلة مذكرات خارجية

مذكرة خارجية رقم (١٥٢٧)

التحليل العاملى ، وتخطيط التعليـم

إعـداد

د/ زينات طبالـــه

مايو ١٩٩١

جمهورية مصر العربية – طريق صلاح سالم – مدينة نصر – القاهرة – مكتب بريد ١١٧٦٥

A.R.E Salah Salem St. Nasr City , Cairo P.O.Box : 11765

بسم الله الرحمن الرحيـــــم

الفهـــــرس

صفحـــة

مقدمه أ ـ ب

الفصل الاول

١ ـ نظريات فى التحليل العاملى

تمهيد ١

ـ نظرية العاملين لسبيرمان ٢

ـ نظرية العوامل الثنائية ٨

٢ ـ الفروض الاساسية فى التحليل العاملى ١٢

٣ ـ بعض الاسس الرياضية فى التحليل العاملى ١٥

١ ـ ٣ ـ ١ المصفوفات ١٥

١ ـ ٣ ـ ٢ التمثيل الهندسى لمعامل الارتباط ١٦

الفصل الثانى

بعض طرق التحليل العاملى

٢ ـ ١ الطريقة المركزية ٢٣

٢ ـ ٢ طريقة المكونات الاساسية ٣٦

الفصل الثالث

طريقة التحليل العاملى للمتقابلات

٣ ـ ١ ـ شرح لطريقة التحليل العاملى للمتقابلات ٣٨

صفحة

٣ - ١ - ١ توفيق البيانات ٣٨ - ٤٢

٣ - ١ - ٢ تكوين شكل الانتشار ٤٢

٣ - ١ - ٣ الاحداثيات العاملية ٤٤

٣ - ٢ تطبيق التحليل العاملى للمتقابلات على مشاكل التعليم

مقدمه

٣ - ٢ - ١ التسرب كأحد مشاكل التعليم ٤٩

٣ - ٢ - ١ - ١ مفهوم التسرب ٤٩

٣ - ٢ - ١ - ٢ قياس التسرب ٥٠

٣ - ٢ - ١ - ٣ أسباب التسرب ٥٠

٣ - ٣ تطبيق التحليل العاملى على مشكلة التسرب ٥٠

٣ - ٣ - ١ التحليل ٥٠

٣ - ٣ - ٢ تفسير النتائج ٥٣

٣ - ٣ - ٣ النتائج العامه للتحليل ٦٢

المراجع العربيه ٦٤

المراجع الاجنبيه ٦٥ - ٦٦

بسم الله الرحمن الرحيم

مقدمه

تقوم اى دراسة على فرض الفروض وتجميع البيانات الخاصه بها ، ولا تأخذ ما تأخذه من قيمة الا بتحليل هذه البيانات ومحاولة تفسيرها والوصول بها الى ادق النتائج التى يمكن تعميمها ، ومن ثم يسهل اتخاذ القرارات واقرار التوصيات التى تعد نتيجة علمية للبحث والدراسه.

وتتعدد اساليب تحليل البيانات ، ويشمل علم الاحصاء العديد من هذه الاساليب ، حيث يتيح لنا طرقا متعدده لتفسير البيانات وتحليلها واتخاذ القرارات بناء على ما تحققه من نتائج.

ويعد اسلوب التحليل العاملى احد اساليب الاحصاء ، ويقوم على تحليل مجموعة كبيرة من المتغيرات التى تشكل ظاهرة ما او تؤثر فيها ، ويقوم بتحليل هذه العوامل واستخلاص اهمها من حيث تأثيرة على حدوث الظاهرة محل البحث .

واسلوب التحليل العاملى من الاساليب المعروفه من حيث الاساس الذى يقوم عليه ، ولكن كيفية تطبيقة تطورت بشكل يتناسب مع التكنولوجيا الحديثه واستخدام الحاسبات الآليه فى التحليل ، فحيث كان يقوم سابقا على حسابات الارتباط بين المتغيرات المختلفه ، والحصول على جدول يتم تحليله وحساب تشبعات المتغيرات المختلفه بالعوامل المؤثرة فى احداث الظاهرة ، الا انه ومع استخدام الحاسابات الآليه يعتمد على فكرة الاحتمالات وحسابات χ^2 والمتجهات والضرب القياسى ..... الخ.

فأمكن تحديد العوامل المؤثره فى الدراسة ، واستخلاص احداثيات لهذه العوامل ، ومن ثم يعاد رسم شكل انتشار المتغيرات بناء على هذه الاحداثيات العامليه ، وبالتالى يساعد التحليل العاملى على الانتقال من فراغ متجهى ذو ابعاد كثيرة الى فراغ متجهى جزئى يمكن رسمه واستنتاج العلاقات منه.

ولقد تناولت الدراسة فى الفصل الأول منها هذا الاسلوب بشكل مبسط يبدأ بتوضيح المقصود من التحليل العاملى ، مع شرح اساس بعض النظريات التى يقوم عليها هذا الاسلوب ، والتى وان اختلفت فى محتوياتها الا انها تشترك فى كونها تتعامل مع معاملات الارتباطات بين المتغيرات المختلفه.

ثم تعرضنا لبعض الاسس الرياضية الخاصه بهذا الاسلوب مثل المصفوفات والتمثيل الهندسى لمعاملات الارتباط واهمية ذلك فى استنتاج المعلاملات المرجعيه.

اما في الفصل الثانى فقد تناولنا بعض طرق التحليل العاملى ، وكيفية استخدامه مثل الطريقة المركزية وطريقة المكونات الاساسية باعتبارهما من اهم طرق التحليل واساس للعديد من الطرق الاخرى .

ثم تعرض الفصل الثالث للتحليل العاملى للمتقابلات ، اساسه الرياضى وكيفية استخدامه ، ثم طبقنا ذلك على مشكلة التسرب فى التعليم الاساسى كأحد مشاكل التعليم ، واستهدفنا من تطبيق اسلوب التحليل العاملى على بيانات صحيفة استبيان طبقت على مجموعة من اولياء امور بعض التلاميذ المتسربين ، تحديد العوامل الاجتماعيه والاقتصادية للتسرب ، وتوضيح كيف يمكن استخدام هذا الاسلوب فى التحليل لتبسيط البيانات وتلخيص العلاقات بين المتغيرات بشكل يسهل تفهمها وتحليلها واستخراج النتائج منها.

دكتورة زينات طبالة

يونيه ١٩٩٠

بسم الله الرحمن الرحيـــــــم

الفصـــل الاول

ـ نظريات فى التحليل العاملى ـ

تمهيد .....

يهدف التحليل العاملى الى تبسيط البيانات وذلك عن طريق محاولة تلخيـــــص العلاقات بين التغيرات بشكل يسهل تفهمها وتحليلها .

فمعامل الارتباط بين متغيرين يمكن تفسيره ، فإذا كان المعامل كبيراً ويقتـرب من الواحد الصحيح ، فإننا نقول ان هناك علاقة قوية بين المتغيرين ، أما اذا كـــان منخفضاً فإننا نوصف العلاقة بينهما بأنها ضعيفه ، أو قد لا توجد علاقة اذا اقتربت قيمة المعامل من الصفر .

هذا فى حالة الارتباط بين متغيرين ..... فكيف يكون الحال اذا كنا امـــام جدول كبير من معاملات الارتباط بين مجموعة من المتغيرات ؟

إن تفسير هذه الارتباطات يكون صعباً أو يكاد يكون مستحيلاً لذا كان مـــن الضرورى اللجوء الى اسلوب التحليل العاملى فى محاولة لتلخيص هذه العلاقات مما يسهل عمل الباحثين لتفسيرها وشرحها ، وعند تحويل جدول الارتباطات بالتحليل العاملـــى الى جدول عوامل فإننا نفقد قدراً من الحقائق الاصليه ، ولكن العلاقات بين الاختبارات تظل أكثر وضوحاً .

وتتفق كل طرق التحليل العاملى على فروض أساسية الا انها تختلف فيما بينهـا وذلك نظراً للفروق بين الاهداف التى تضعها كل طريقة للتحليل العاملى .

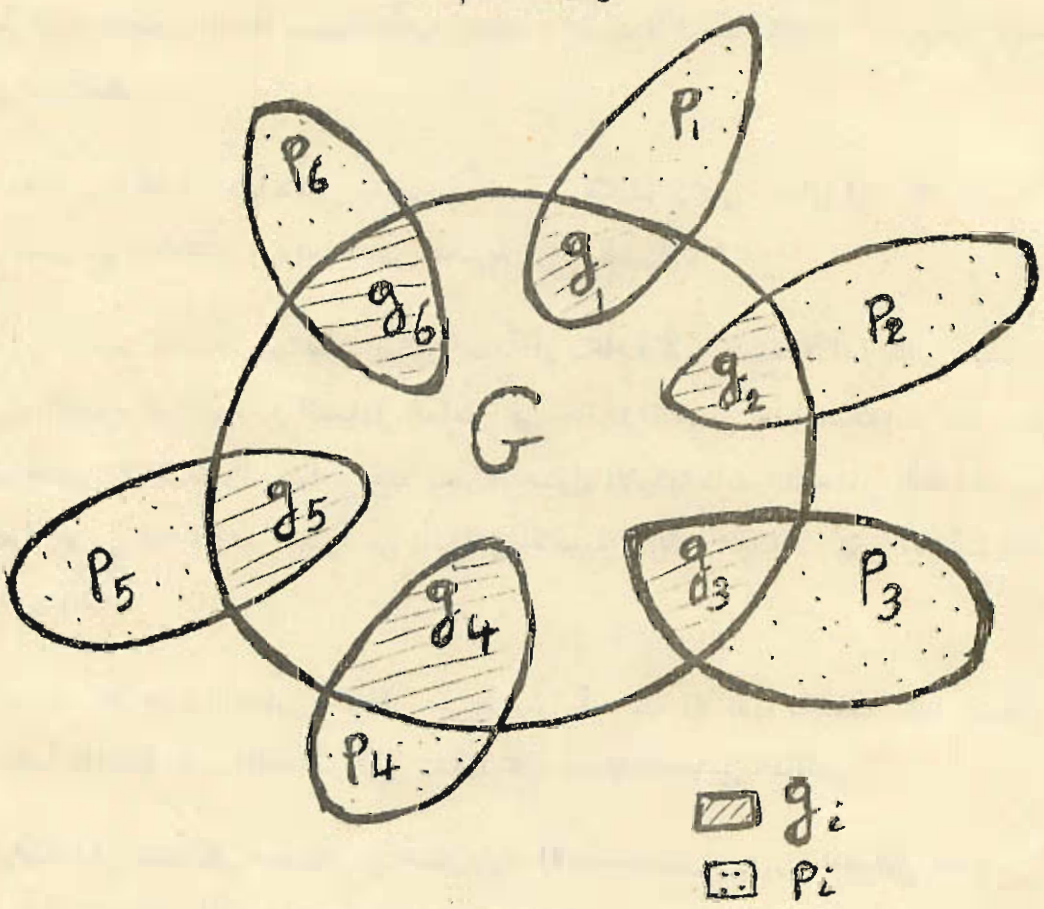
وفيما يلى سنعرض مجموعة من النظريات الاساسية لفهم اسلوب التحليل العاملـى والهدف من شرح هذه النظريات هو تصور الاساس الذى تقيم عليه النظريات الحديثـه فروضها .

نظرية العاملين لسبيرمان

يرجع لشارل سيبرمان الفضل فى استخدام اسلوب التحليل العاملى لتبسيط وتفسير ارتباطات المتغيرات المتعدده حيث لاحظ عند دراسته لمعاملات الارتباط بين مجموعه قليله من الاختبارات انه يمكن اعادة حساب معاملات الارتباط باستخدام عامل واحد حيث استنتج ان كل اختبار يتوقف فى ادائه على معامل عام G يظهر بأوزان مختلفه فى كل الاختبارات ، وعامل خاص P يظهر فى كل اختبار فقط ، ولا يرتبط بالعامل العام ولا بالعوامل الخاصة الاخرى.

ويشير الشكل رقم (١) الى تصور سيبرمان لنظريته .

شكل رقم (١)



فإذا كنا أمام ٦ اختبارات فإن كل اختبار يمثل بالشكل البيضاوى أما الدائره فتمثل العامل العام ، ونلاحظ اشتراك كل الاختبارات فى العامل العام وتحدد الارقام :

$$g_1, g_2, \ldots\ldots, g_6$$

قيم تشبع الاختبارات السته على التوالى بالعامل العام G بينما تعبر الارقام :

$$P_1, P_2, \ldots\ldots, P_6$$

عن تشبع الاختبارات بالعوامل الخاصه .

ويوضح الجدول رقم (١) هذه الفكرة بالارقام

جدول رقـــــــم (١)

Tests	Factors							W^2
	G	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	
1	0.7	0.714						0.49
2	0.5		0.866					0.25
3	0.3			0.954				0.09
4	0.8				0.600			0.64
5	0.4					0.917		0.16
6	0.5						0.866	0.25

ويلاحظ أن :

$$g_i^2 + p_i^2 = 1$$

$$i = 1,2,3,\ldots,6$$

حيث أن :

g_i هى تشبع الاختبار رقم i بالعامل العام G

P_i هى تشبع الاختبار رقم i بالعامل الخاص P

فمثلابالنسبه للاختبار الاول

$$g_1^2 + p_1^2 = (0.7)^2 + (0.714)^2$$
$$= 0.49 + 0.51$$
$$= 1$$

ونفس الشئ بالنسبه لباقى الاختبارات ، حيث نجد السادس مثلا

$$g_6^2 + p_6^2 = (0.5)^2 + (0.866)^2$$
$$= 0.25 + 0.75$$
$$= 1$$

اى ان التباين الكلى لاى اختبار يمكن تمثيله بالمعادله :

$$g_i^2 + p_i^2 = 1$$

وتبعاً لنظرية العاملين لسبيرمان نجد ان العامل العام هو الذى يفسر الارتباطات بين الاختبارات حيث يتوقف الارتباط بين اختبارين على مدى تشعبهما بالعامل العام الذى يوجد بينهما ، فنحصل على قيمة هذا الارتباط من حاصل ضرب التشبعين.

فالارتباط بين اى اختبارين يمكن حساب كما يلى:

$$R_{IJ} = g_I \, g_J$$

حيث تشير g_I الى تشبع الاختبار I بالعامل العام G

g_J الى تشبع الاختبار J بالعامل العام G

وبناء على ذلك يمكن حساب جدول الارتباطات التالى رقم (٢) .

جدول رقـــــم (٢)

	1	2	3	4	5	6
1	(0.49)	0.35	0.21	0.56	0.28	0.35
2	0.35	(0.25)	0.15	0.40	0.20	0.25
3	0.21	0.15	(0.09)	0.24	0.12	0.15
4	0.56	0.40	0.24	(0.64)	0.32	0.40
5	0.28	0.20	0.12	0.32	(0.16)	0.20
6	0.35	0.25	0.15	0.40	0.20	(0.25)

مما سبق يتضح انه من خلال معرفة تشبعات الاختبارات بالعامل العام أمكن حساب معاملات الارتباط بين الاختبارات المختلفه ، ولم نقصد بذلك سوى توضيح العلاقة بين هذه التشبعات ومعاملات الارتباط ، اما فى الواقع فقد يكون العكس اكثر سهوله بمعنى انه يمكن حساب تشبع الاختبارات بالعامل العام من خلال معرفتنا بمعاملات الارتباط بين هذه المتغيرات ، ولقد وضع سبيرمان قانونا يمكن من حساب تشبع الاختبار a بالعامل العام من ارتباطه باختبارين آخرين b , c وذلك من المعادلة التاليه:

تشبع الاختبار a بالعامل العام =

$$\frac{r_{ab}\ r_{ac}}{r_{bc}}$$

حيث r_{ab} = معامل الارتباط بين الاختبار a والاختبار b

r_{ac} = معامل الارتباط بين الاختبار a والاختبار c

r_{bc} = معامل الارتباط بين الاختبار b والاختبار c

ولقد وضح سبيرمان شرط تحقق محك الفروق الرباعيه لكى يقيم الافتراض بوجود عامل عام وعوامل خاصة بين مجموعة الاختبارات بمعنى وجود تناسب بسيط مباشر بين اى عمودين من أعمدة مصفوفه الارتباط ، ويتضح هذا المحك فى مصفوفة الارتباطات بجدول رقم (٣).

جدول رقـــــــم (٣)

	1	2	3	4	5	6
1		0.40	0.10	0.45	0.30	0.35
2	0.40		0.16	0.72	0.48	0.56
3	0.10	0.16		0.18	0.12	0.14
4	0.45	0.72	0.18		0.54	0.63
5	0.30	0.48	0.12	0.54		0.42
6	0.35	0.56	0.14	0.63	0.42	

ويتحقق محل التناسب كما يلى :

$$\frac{r_{31}}{r_{32}} = \frac{r_{14}}{r_{42}} \qquad r_{21}r_{42} - r_{32}\,r_{14} = 0$$

وكذلك

$$r_{21}r_{43} - r_{23}r_{41} = 0$$

وايضاً

$$r_{21}r_{34} - r_{24}r_{31}$$

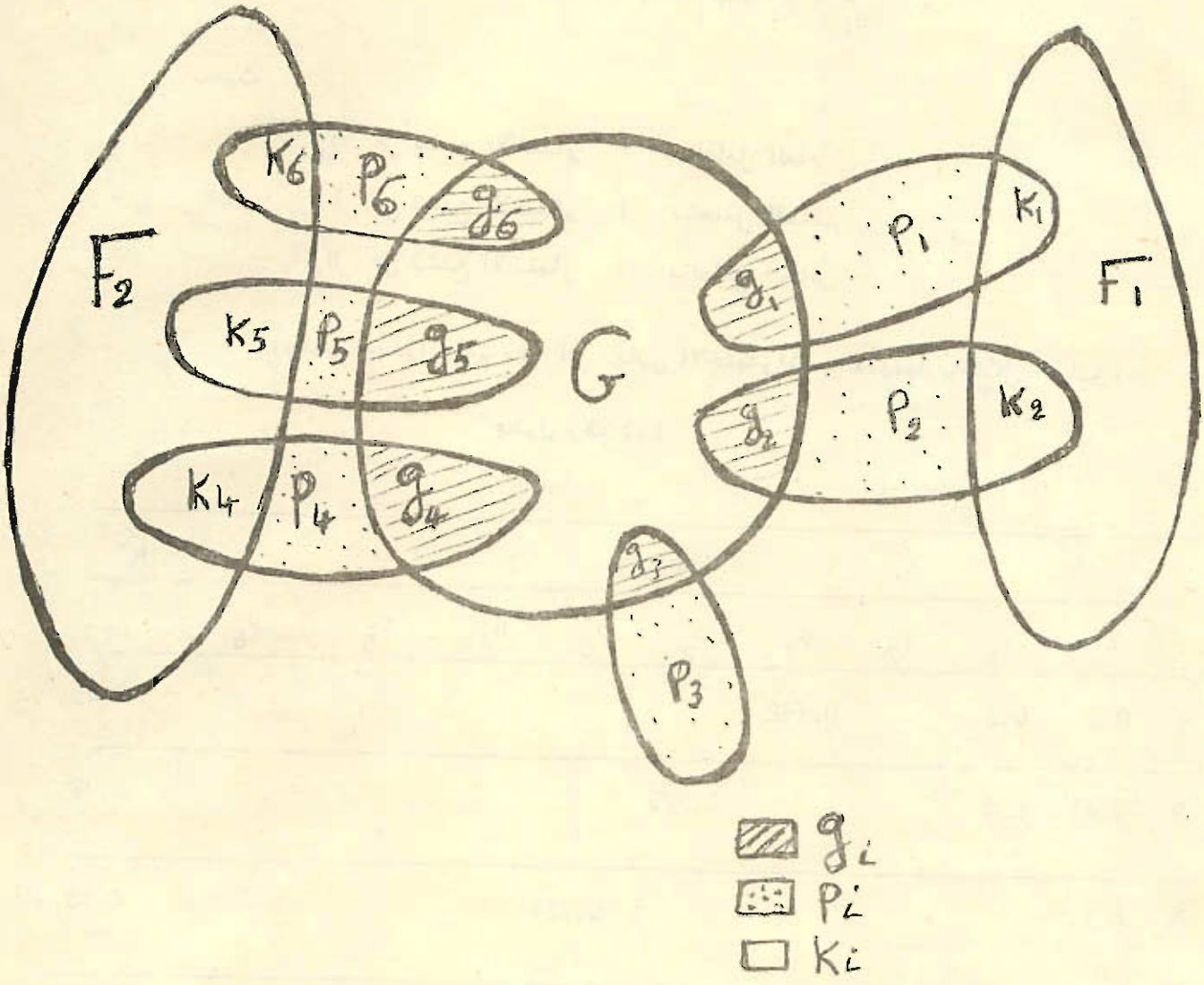
وهكذا مع باقى الاعمده حيث يمكن تكوين معادلات الفروق الرباعيه لسبيرمان التى بتحققها يمكن الاخذ بنظرية العاملين مع ملاحظة انه يمكن التغاضى عن الحيـــود البسيط عن الصفر وذلك فى حدود خطأ العينه أما عندما تزيد الفروق الرباعيه عـــن الصفر بدرجة كبيرة يصعب تحقيق فرض وجود عامل عام بين مجموعة الاختبـــارات .

نظرية العوامل الثنائيـــة

تشير نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر Holzinger الى وجود عوامـــل طائفية توجد بين مجموعات الاختبارات دون الاخرى مع وجود عامل عام يجمع كـــل الاختبارات ، هذا الى جانب العامل الخاص الذى يتضمنه كل اختبار على حده.

ويمكننا توضيح نظرية العوامل الثنائية لهولزنجر بالشكل رقم (٢)

شكـــل رقـــــم (٢)



ومن ثم يصبح تباين الاختبار i مقسماً كما يلي:

$$g_i^2 \quad , \quad F_i^2 \quad , \quad p_i^2$$

حيث ان

$$g_i^2 + F_i^2 + p_i^2 = 1$$

بحيث

g_i هي تشبع الاختبار i بالعامل العام

F_i هي تشبع الاختبار i بالعامل الطائفي

P_i هي تشبع الاختبار i بالعامل الخاص

ويشير الجدول رقم (٤) الى تباين الاختبارات وتقسيمها بالشكل السابق.

جدول رقم (٤)

	Factors									w^2
1	G	F_1	F_2	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	
1	0.6	0.3		0.742						0.45
2	0.4	0.4			0.725					0.32
3	0.7					0.724				0.49
4	0.5		0.6				0.625			0.61
5	0.6		0.7					0.387		0.85
6	0.8		0.3						0.520	0.73

ويمكن حساب الارتباط بين أى اختبارين بمدى تشبعهما بنفس العوامل

حيث ان :

$$R_{IJ} = g_I g_J + F_{1I} F_{1J} + F_{2I} + F_{2J} + \ldots\ldots + F_{nI} F_{nJ}$$

ومن الجدول يمكن حساب الارتباط بين الاختبارين الاول والثانى كما يلى :

$$R_{12} = g_1 g_2 + F_{11} F_{12} + F_{21} F_{22}$$
$$= (0.6)(0.4) + (0.3)(0) + (0.4)(0)$$
$$= 0.24$$

وهكذا يمكن بنفس الطريقة حساب الارتباطات بين كل اختبارين طبقاً للمعادله السابقه.

بعد هذا العرض السريع لبعض نظريات التحليل العاملى التى وان اختلفت فى طريقتها للتحليل الا انها تتفق معا فى بعض الفروض الاساسية لهذا الاسلوب فحيث يؤيد سيبرمان وجود عامل عام يجمع بين كل الاختبارات بجانب العوامل الخاصه لكل اختبار ، كذلك هولزنجر الذى يؤكد بوجود عامل عام وعوامل طائفيه ، الا ان طومسون فى نظرية العينات يرفض بشدة التسليم بوجود عامل عام يجمع بين الاختبارات وكذلك ثرستون الذى وضع اسس نظرية العوامل المتعدده يرى ان الارتباط بين الاختبارات لا يرجع الى وجود عامل عام بل الى عامل أو اكثر .

واستنتاجاً من كل ما سبق ، يمكن ان نصل الى ان النتائج التى نحصل عليها فى دراسة التحليل العاملى انما تحددها طريقة التحليل الى حد ما ، ولكن بصفه عامة يمكن ان نحدد بعض المعايير التى يجب اخذها فى الاعتبار فى حالة المفاضلة بين طريقة واخرى ، من هذه المعايير ما يلى :

- سهولة العمليات الحسابيه.
- الدقه فى اعادة حساب جدول الارتباطات الاصلى.
- عدم ارتباط العوامل فيما بينها.
- عدد العوامل التى تستخلصها طريقة التحليل.
- ملاءمة التمثيل الهندسى.
- ثبات تشبعات العوامل عبرتحليل الاختبار.
- سهولة تفسير العوامل.

ولقد وجهت كل نظرية النقد الى الاخرى وكل واحدة تدافع عن فروضها ، فنجد المؤيدين احيانا ، وفى أحيان أخرى المعارضين لها وهكذا .

ونخلص من كل ما سبق الى تصورعام لفكرة التحليل العاملى بأنه طريقة احسن تمثيل لبيانات ذات حجم كبير تمثل مجموعة من المتغيرات وذلك فى محاولة لتحديد اى هذه المتغيرات له تأثير أكبر على حدوث الظاهرة.

ويدفعنا هذا التعريف للتحليل العاملى الى محاولة دراسة فروضه الاساسيه حتى يمكن التعرض لاحدث ما وصلت اليه الدراسات بخصوص هذا الموضوع وكيفية تطبيقه.

الفروض الاساسيه فى التحليل العاملى:

الفرض الاول:

توجد عوامل مشتركة تكمن وراء مجموعة المتغيرات المرتبطة يمكن التعبير عنها بمجموعه عوامل مرجعية اقل عدداً من الاختبارات المستخدمه.

ويقسم التباين الكلى للمتغير الى ثلاث انواع:

أ - التباين المشترك وهو النسبه من التباين الثابت التى ترتبط بالمتغيرات الاخرى.

ب - التباين الخاص وهو النسبه من التباين الثابت التى لا ترتبط بأى متغير اخر.

جـ - تباين الخطأ وهو التباين الذى يتوقف على الصدفة نتيجة لاخطاء العينه والقياس.

وحيث ان التباين الثابت هو مجموع التباين المشترك والتباين الخاص فيعرف بأنه معامل الثبات.

ويهدف التحليل العاملى الى تحليل التباين المشترك ، ويمكن تمثيل التباين الكلى للمتغير (i) بالمعادله التاليه:

$$\sigma_i^2 = \sigma_{i1}^2 + \sigma_{i2}^2 + \dots + \sigma_{in}^2 + \sigma_{ip}^2 + \sigma_{ie}^2$$

حيث تمثل (1) التباينات المشتركه.

(2) تباين الخطأ

(3) تباين الخطأ

وبقسمة طرفى المعادله على σ_i^2 نصل الى ان:

$$1 = T_{i1}^2 + T_{i2}^2 + \dots + T_{in}^2 + P_i^2 + E_i^2$$

وتعرف قيم الجذر التربيعى للتباينات المشتركه.

$$T_{i1}^2 \ , \ T_{i2}^2, \dots, T_{in}^2$$

بتشبعات العوامل ، وتمثل مقدار ارتباط الاختبار (i) بكل عامل بالنسبه للعوامل المستقله.

وعلى هذا الاساس يمكن تعريف اشتراكية الاختبار بأنها مجموع تباينات المشتركه المستقله ويرمز لها بالرمز W^2

$$W_T^2 = T_{i1}^2 + T_{i2}^2 + \ldots\ldots + T_{ni}^2$$

ويعبر عن التباين الكلى للمتغير (i) كما يلى:

$$W_i^2 + P_i^2 + E_{i-}^2 = 1$$

الفرض الثانى:

يقوم الفرض الثانى فى التحليل العاملى على ان معامل الارتباط بين متغيرين (i),(j) يرجع الى طبيعة تشبعهما بالعوامل المشتركه ، ومدى هذا التشبع.

ويمكن التعبير عن هذا الفرض بالمعادله التاليه:

$$R_{ij} = T_{i1}\, T_{j1} + T_{i2}\, T_{j2} + \ldots\ldots + T_{in} T_{ji}$$

اى ان معامل الارتباط بين متغيرين يساوى مجموع حاصل ضرب تشبعات المتغيرات بالعوامل المشتركة بينهما.

بعض الاسس الرياضية للتحليل العاملـــى

فيما يلى سنتعرض لبعض الاسس الرياضية التى يحتاج اليها اى باحث حتـــى يمكن تفهم ودراسة اسلوب التحليل العاملى وذلك بالشرح والتوضيح ، بالاضافه الى بعـض الاسس التى سنكتفى فقط بالاشاره اليها وتعريفها بسرعة حتى تكتمل الصورة المطلوبـــه .

١ - وحيث تقوم العمليات الرياضية فى التحليل العاملى أساساً على نظرية المصفوفـات لذلك سنعرف :

المصفوفه: بأنها ترتيب الارقام داخل خطين مزدوجين فى شكل مجموعة مـــن الصفوف والاعمدة ، وتعبر المصفوفه

$$A_{2x3}$$

عن مصفوفة من صفين وثلاثة اعمدة.

المصفوفة المحوره: وهى مصفوفة من المصفوفة الاولى الاساسية بعد قلب الصفـوف الى اعمدة والاعمدة الى صفوف ، فتصبح :

$$A'_{2x3} = B_{3x2}$$

درجة المصفوفة: درجة مصفوفة الارتباطات هى عدد المتغيرات المرجعيه المطلوبه لتوضيح الارتباطات .

المصفوفه المربعه: هى تلك التى يتساوى فيها عدد الصفوف مع عدد الاعمده .

المصفوفه المتماثله: هى مصفوفة مربعه مع تساوى القيم فى المواضع المتشابهـــة على جانبى القطر.

ويعتبر جدول الارتباطات مصفوفة متماثله فى حالة خلو الخلايا القطرية الرئيسيه من الارقام.

المصفوفه القطرية: وهى المصفوفه التى تحتوى فيما تختلف عن الصفر على القطـــر بينما باقي قيم المصفوفه اصفاراً.

٢ - بالاضافه الى المصفوفات ، تجدر الاشارة الى احد الاسس الرياضيه المهمه بل الـى اهم جزء فى التحليل العاملى وهو التمثيل الهندسى لمعامل الارتباط.

حيث يمكن تمثيل معامل الارتباط بين متغيرين بشكل هندسى يعبر عن هذا الارتباط فمثلا الارتباط بين المتغيرين (i) ، (j) يمكن التعبير عنه بالعلاقه

$$R_{ij} = L_i L_j \cos \theta$$

حيث

l_i هى المتجه المعبر عن المتغير i

l_j هى المتجه المعبر عن المتغير j

θ هى الزاويه الواقعه بين المتجهين l_j, l_i

ومن ثم فإنه إذا أخذ مقدار الوحدة على هذا المتجه معبراً عن كل متغير فإن معامل الارتباط فى هذه الحالة يساوى جيب تمام الزاوية بينهما ويوضح الشكل رقم (٣) مجموعة من قيم معاملات الارتباط بين المتغيرين (i) (j) عندما تتغير الزاويه التـــى تفصل بين المتجهين المعبر عنهما.

- فاذا كانت الزاوية قائمة يكون جيب تمامها مساويا للصفر. ومن ثم تصبح قيمـــة معامل الارتباط صفر اى لا يوجد ارتباط بين المتغيرين.
- أما اذا كان المتجهين بينهما زاوية قدرها صفر من الدرجات التى ينطبـــق المتجهين على بعضهما ، تكون قيمة جيب تمام هذه الزاوية مساويا للواحد الصحيـح، وعلى هذا يكون الارتباط بين المتغيرين تاما موجباً.
- واذا كانت الزاوية مقدارها (45°) فإن قيمة معامل الارتباط فى هذه الحالة تساوى

$$R_{ij} = 0.707$$

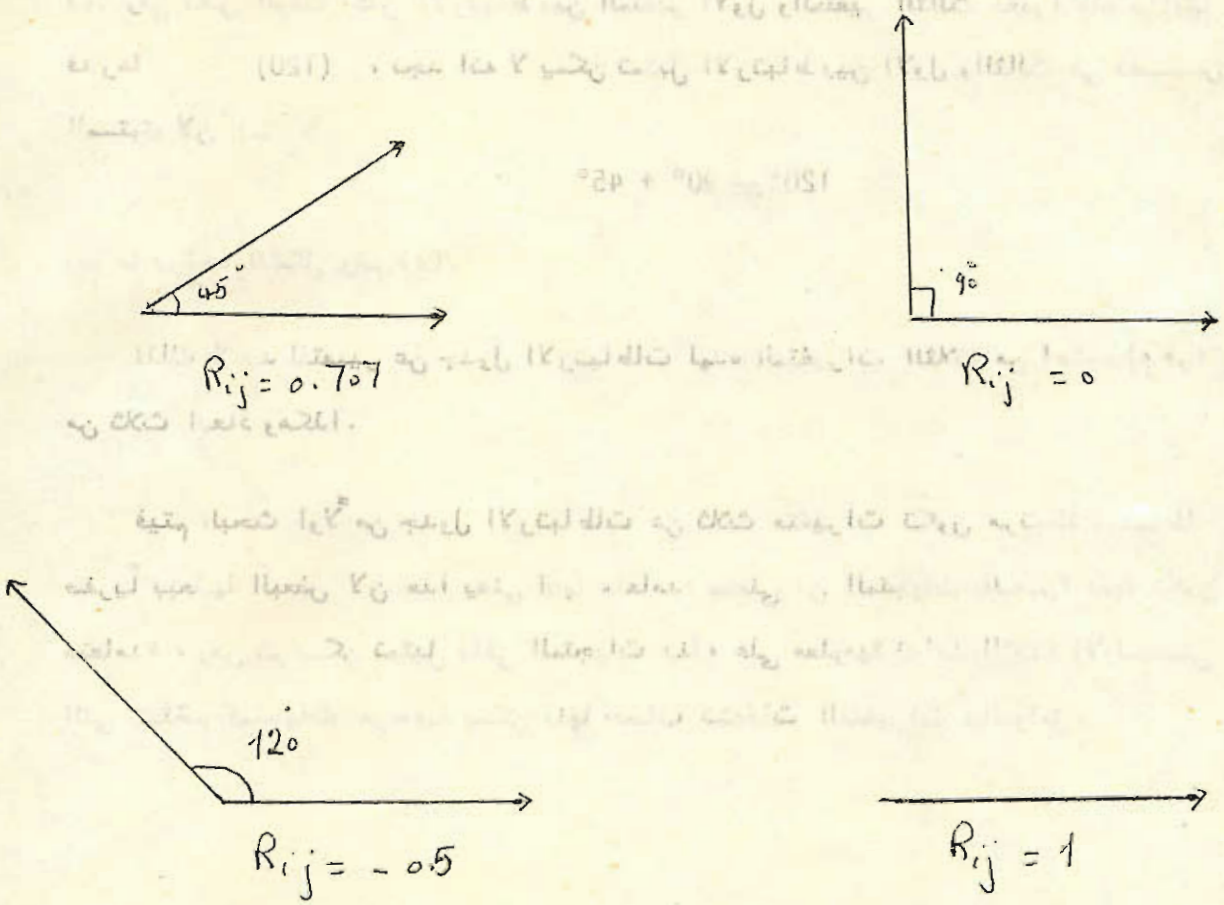
- وعندما تكون الزاوية مقدارها (120°) فإن معامل الارتباط فى هذه الحالة يساوى

$$R_{ij} = -0.5$$

- وهكذا لاى زاوية من الزوايا التى يمكن ان تفصل بين متجهين.

نستنتج مما سبق انه بمعرفة قيمة معامل الارتباط بين متغيرين يمكن تحديد الزاوية التى تفصل بين المتجهين المعبرين عن هذين المتغيرين.

شكل رقم (٢)



ولكن يتضح لنا من كل ما سبق انه لتمثيل جدول ارتباطات بأكمله نحتاج الـــى الخروج من المستوى الواحد ، حيث انه لا يمكن تمثيل كل ارتباطات الجدول هندسيـــاً في بعدين فقط.

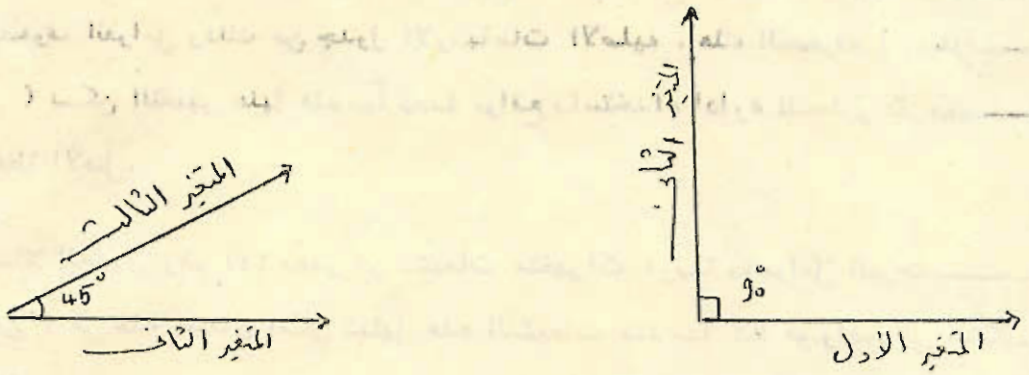
فمثلاً لو كان أمامنا ثلاث متغيرات ، وكان ارتباط الاول بالثانى معبراً عنه بزاوية (90) في الوقت الذى يكون الارتباط بين المتغير الثانى والثالث معبراً عنه بزاويـــة قدرها (45) ، يمكن رسم العلاقة بين كل متغيرين فى مستوى كما يبدو فى الشكل رقـم (٤) وفي نفس الوقت كان الارتباط بين المتغير الاول والمتغير الثالث معبراً عنه بزاوية قدرها (120) ، نجد انه لا يمكن تمثيل الارتباط بين الاول والثالث فى نفـــس المستوى لان :-

$$120° \neq 90° + 45°$$

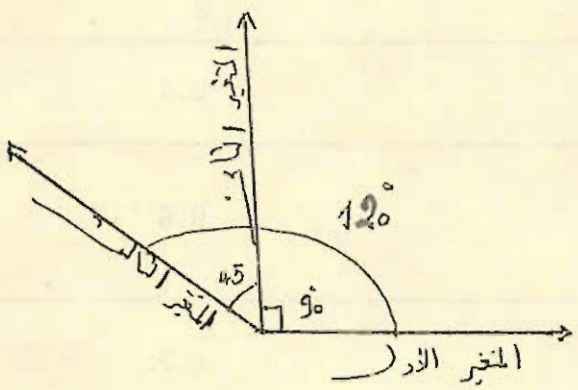
وهو ما يوضحه الشكل رقم (٥).

لذلك لا بد للتعبير عن جدول الارتباطات لهذه المتغيرات الثلاثة من استخدام فراغ من ثلاث ابعاد وهكذا.

فيتم البحث اولاً من جدول الارتباطات عن ثلاث متغيرات تكون مرتبطة ارتباطاً صفرياً ببعضها البعض لان هذا يعنى انها متعامده بمعنى ان المتجهات المعبرة عنها تكون متعامدة ، ومن ثم يمكن تمثيل باقى المتجهات بناء على معلومية تعامد الثلاثة الاولـــى التى تستخدم كمتجهات مرجعية يمكن منها حساب تشبعات المتغيرات بالعوامل.



شكل رقـــم (٤)



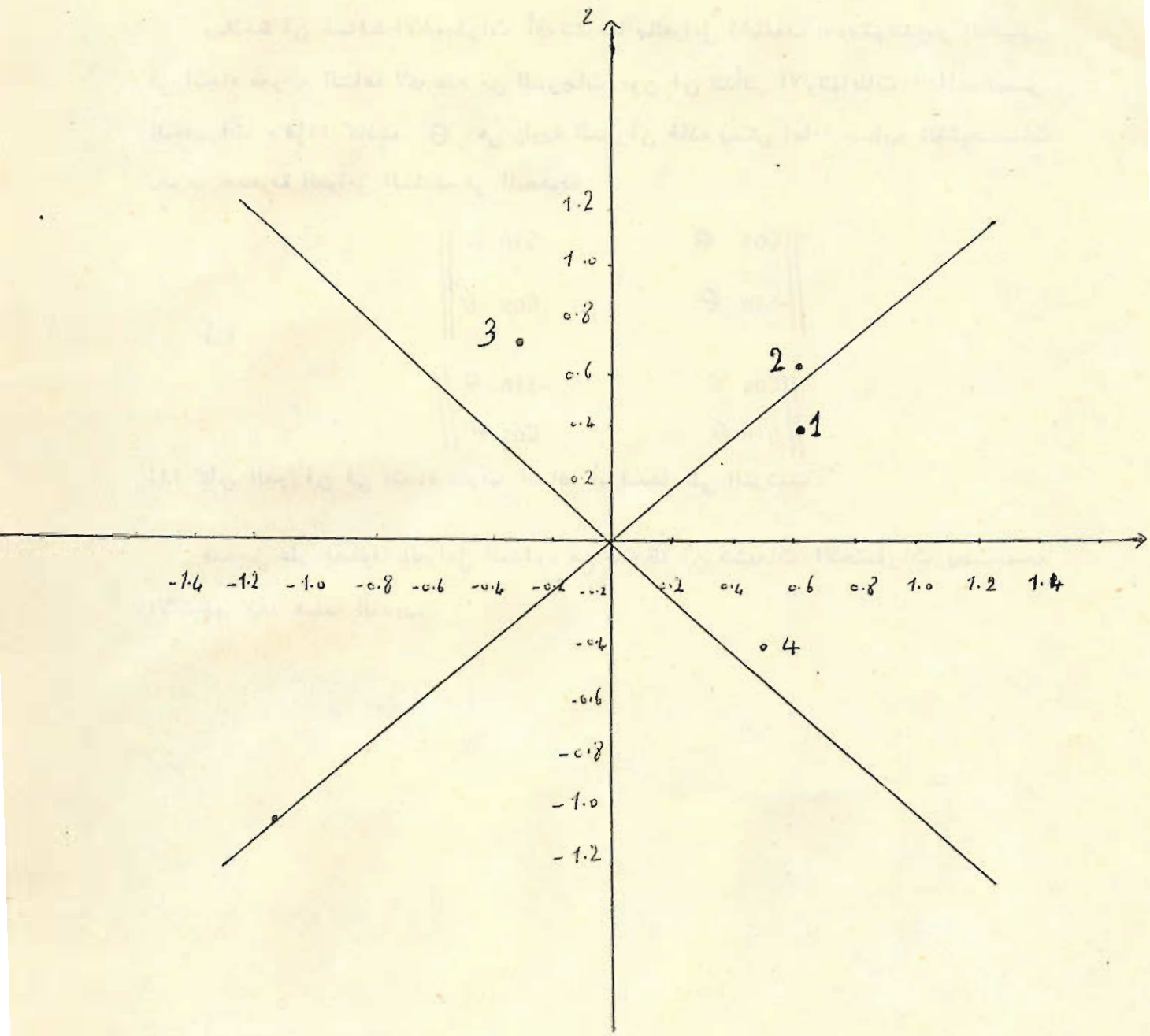
شكل رقـــم (٥)

بعد ذلك يمكن حساب تشبع كل متغير بالعوامل المرجعيه فقط ، فيتم حساب جدول يمثل مصفوفه العوامل وذلك من جدول الارتباطات الاصليه ، هذه المصفوفه (مصفوفة العوامل) يمكن التعبير عنها هندسياً بعدة مواقع باستخدام ادارة المحاور الرجعية حول نقطة الاصل.

فمثلا الجدول رقم (٥) يعبر عن تشبعات متغيرات اربعة بالعوامل المرجعيه (عاملين) فى هذا المثال امكن تمثيل هذه التشبعات هندسياً كما هو واضح فى الشكل رقم (٦).

جدول رقم (٥)

	Factors		W^2
	1	2	
1	0.6	0.4	0.52
2	0.6	0.6	0.72
3	-0.3	0.7	0.58
4	0.5	-0.4	0.41


z
1.2
1.0
0.8
0.6
0.4
0.2
-1.4
-1.2
-1.0
-0.8
-0.6
-0.4
-0.2
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0
1.2
1.4
-0.4
-0.6
-0.8
-1.0
-1.2
3
2
1
4

شكل رقم (٦)

ويلاحظ ان مساقط الاختبارات أى تشبعها بالعوامل اختلفت ، ويتم تدوير المحاور في اتجاه عقرب الساعه لاى عدد من الدرجات دون ان تتأثر الارتباطات القائمة بين المتغيرات ، فإذا كانت θ هى زاوية الدوران فانه يمكن اعادة حساب التشبعات بضرب مصفوفة العوامل السابقه فى المصفوفة

$$\begin{Vmatrix} \cos\theta & \sin\theta \\ -\sin\theta & \cos\theta \end{Vmatrix}$$

أ ؛

$$\begin{Vmatrix} \cos\theta & -\sin\theta \\ \sin\theta & \cos\theta \end{Vmatrix}$$

اذا كان الدوران فى اتجاه عقرب الساعه أو ضدها على الترتيب .

فنحصل على مصفوفة العوامل المداره مع ملاحظة ان تشبعات الاختبارات يجب الا تتغير بعد عملية التدوير .

بسم الله الرحمن الرحيـــم

الفصل الثانـــى

بعض طرق التحليل العاملـــى

الطريقة المركزيـــه

كما ذكرنا فى الفصل الاول ، يرى ثرسون أن الارتباط بين الاختبارات لا يرجع الى وجود عامل عام بل الى عامل او اكثر ، وقد وضع لذلك نظرية العوامل المتعدده ، ثم ركز بعد ذلك على الطريقة المركزيه فى التحليل وهى من الطرق التى يفضلها كثيـــر من الباحثين ان لم يكن معظمهم ، وتعد احدى الطرق اللازمه لفهم اسلوب التحليل العاملى.

وتعتمد هذه الطريقة على حساب تشبعات المتغيرات بالعامل الاول ، ومن ثم تحسب مصفوفة بواقى الارتباطات (مصفوفة البواقى الاولى) يليها حساب تشبع المتغيرات بالعامل الثانى ، ثم مصفوفة البواقى الثانيه ، وبعد ذلك حساب تشبع المتغيرات بالعامل الثالـث وهكذا حتى يتم استخلاص حد ادنى من العوامل المشتركة.

وفيما يلى نورد مثالا رقميا يوضح كيفية حساب هذه التشبعات من جدول الارتباطات رقم (٦) .

جدول رقـــــم (٦)

	1	2	3	4	5	6
1		0.503	0.440	0.110	0.193	0.211
2	0.503		0.495	0.313	0.145	0.229
3	0.440	0.495		0.213	0.158	0.315
4	0.110	0.313	0.213		0.410	0.250
5	0.193	0.145	0.158	0.410		0.112
6	0.211	0.229	0.315	0.250	0.112	

وكما يبدو من الجدول ، فإن خلايا قطر المصفوفة المعبره عن الارتباطات خالية وحتى يتم حساب تشبعات المتغيرات بالعامل الاول ، لابد من استكمال خلايا المصفوفة باحدى الطرق المتبعه فى هذه الحالة والتى كان لكل منها مؤيدين ، وذلك :-

(١) إما بحساب اشتراكية المتغير

وهى تلك النسبه من تباين الاختبار الكلى التى ترتبط بالمتغيرات الاخرى.

(٢) او بثبات المتغير أى النسبة من تباين المتغير الكلى والتى ترتبط بنفسها.

(٣) او الوحدة والتى تمثل الارتباط الذاتى للمتغير الذى يرجع الى تباينه الكلى العام والخاص وتباين الخطأ.

وفى معظم الدراسات التى تستخدم الاشتراكيات لشغل الخلايا القطرية ، وتبسيطاً للحسابات يمكن تقدير الاشتراكيات بأعلى معامل ارتباط للاختبار مع غيره من الاختبارات وعلى هذا يصبح جدول مصفوفة الارتباطات السابق كما يلى فى جدول رقم (٧)

جـــدول رقـــــم (٧)

	1	2	3	4	5	6
1	(0.503)	0.503	0.440	0.110	0.193	0.211
2	0.503	(0.503)	0.495	0.313	0.145	0.229
3	0.440	0.495	(0.495)	0.213	0.158	0.315
4	0.110	0.313	0.213	(0.410)	0.410	0.250
5	0.193	0.145	0.158	0.410	(0.410)	0.112
6	0.211	0.229	0.315	0.250	0.112	(0.315)

بعد اضافة القيم القطرية المعبره عن تقدير اشتراكيات المتغيرات يصبح الجدول معبراً عن مصفوفة الارتباطات بين الاختبارات محل الدراسه ، ويكون صالحا لحساب تشبعات المتغيرات بالعامل الاول كخطوة اولى فى سبيل استخراج العوامل المختلفه وتبدأ عملية الحساب كالتالى :-

١ - يحسب مجموع كل عمود بدون الاشتراكيات فنحصل على

$$T_{ij}$$

وهى نفس مجاميع الصفوف حيث نجد :

$$\sum_{i=1}^{6} T_{ij} : \quad 1.457 \quad 1.685 \quad 1.621 \quad 1.296 \quad 1.018 \quad 1.117$$

ومنها نوجد المجموع الكلى

$$\sum_{j=1}^{6} \sum_{i=1}^{6} T_{ij} = 8.184$$

ويلاحظ ان قيم $\sum_{i=1}^{6} T_{ij}$ موجبه لجميع قيم j ، أما إذا كان حاصل جمع اى عمود سالبا ، تقلب الاشارات السالبه طبقا لقاعدة قلب الاشارات التى سوف نوضحها فيما بعد .

٢ - بعد حساب مجاميع الاعمدة بدون اضافة الاشتراكيات حيث تم حساب قيم $\sum_{i=1}^{6} T_{ij}$ لجميع قيم j ، تضاف قيمة كل اشتراكية الى القيمة المقابلة لها من $\sum_{i=1}^{6} T_{ij}$ وذلك لجميع قيم j فنحصل على صف جديد :

$$\sum_{i=1}^{6} T_{ij} : \quad 1.960 \quad 2.188 \quad 2.116 \quad 1.706 \quad 1.428 \quad 1.432$$

وعلى هذا يصبح المجموع الكلى لهذا الصف الاخير

$$\sum_{j=1}^{6} \sum_{i=1}^{6} T_{ij} = 10.830$$

بإيجاد الجذر التربيعى لهذا المقدار ثم اخذ مقلوبة فنحصل على

$$\frac{1}{\sum_{j=1}^{6} \sum_{i=1}^{6} T_{ij}} = 0.304$$

من هذا المقدار الاخير يمكن حساب تشبع كل اختبار من الاختبارات الست بالعامل الاول ، وذلك بضرب المجموع بعد اضافة الاشتراكيات $\sum_{i=1}^{6} T_{ij}$ فى (0.304) فنحصل على:

0.596	0.665	0.643	0.519	0.434	0.435

وللتأكد من صحة العمليات الحسابية يجب ان يكون مجموع هذا الصف الاخير الممثل لتشبعات المتغيرات بالعامل الاول مساوياً للمقدار

$$\sum_{j=1}^{6} \sum_{i=1}^{6} T_{ij}$$

وحيث اننا لم نقلب الاشارات (حيث لم توجد اشارات سالبة) فلابد ان تكون جميع تشبعات المتغيرات بالعامل الاول موجبة ، اما اذا كانت اشارات بعض مجاميع الاعمدة سالبة وتم قلبها (بالطريقة التى سنوضحها فيما بعد) ، ففى هذه الحالة يكون من الضرورى ان توضع تشبعات المتغيرات التى تكون قد قلبت عدداً فردياً من المرات بالاشارة السالبة.

أما الخطوة الثانية ، فهى حساب مصفوفة البواقى الاولى ، فحيث تم حساب تشبعات المتغيرات بالعامل الاول من الخطوة السابقة ، لذا يمكن تكوين مصفوفة بواقى الارتباطات كما يلى :

يتم حساب مصفوفة الارتباطات الناتجه من تشبعات المتغيرات بالعامل الاول عن طريق وضع التشبعات فى شكل افقى ورأسى ونقوم بملأ خانات المصفوفة عن طريق ضرب القيمة الاولى من الصف الافقى فى كل قيمة من قيم الصف الاسى. وهكذا مع ملاحظة اعتبار كل التشبعات موجبة بغض النظر عن اشاراتها فى مصفوفة العوامل عند حساب مصفوفة البواقى ثم نطرح هذه المصفوفة الناتجه (جدول رقم ٨) من مصفوفة الارتباطات فى جدول (٧) فنحصل على مصفوفة البواقى الاولى.

جـــدول رقـــم (٨)

		0.596	0.665	0.643	0.519	0.434	0.435
		1	2	3	4	5	6
0.596	1	(0.355)	0.396	0.383	0.309	0.259	0.259
0.665	2	0.396	(0.442)	0.428	0.345	0.289	0.289
0.643	3	0.383	0.428	(0.413)	0.334	0.279	0.280
0.517	4	0.309	0.345	0.334	0.269	0.225	0.226
0.434	5	0.259	0.289	0.279	0.225	(0.188)	0.185
0.435	6	0.259	0.289	0.280	0.226	0.189	(0.189)

جـدول رقـــــم (٩)

	1	2	3	4	5	6	
1	(0.148)	0.107	0.057	- 0.199	- 0.066	- 0.084	- 0.001
2	0.107	(0.061)	0.067	- 0.032	- 0.144	- 0.060	- 0.001
3	0.057	0.067	(0.082)	- 0.121	- 0.121	0.035	- 0.001
4	- 0.199	-0.032	-0.121	((0.141)	0.185	0.024	- 0.002
5	- 0.066	-0.144	-0.121	0.185	(0.229)	- 0.077	- 0.001
6	- 0.048	-0.060	0.035	0.024	- 0.077	(0.126)	- 0.000

وفى مصفوفة البواقى الاولى ، من الضرورى ان يكون المجموع الجبرى لكل عمـــود او صف مساويا للصفر او قريب منه.

تكرر عملية حساب الاشتراكيات واعادة عملية التحليل الى ان يتلاشى الاختـلاف بين قيم الاشتراكيات فى عمليتى تحليل متتاليتين . (اى تقارن الاشتراكيات التى ادخلت فى الخلايا القطرية فى مصفوفة الارتباطات ، بالاشتراكيات التى نحصل عليهـا من التشبعات العامليـــة ، فاذا كان الاختلاف كبيراً يعاد التحليل مرة اخرى .

الخطوة الثالثه : بنفس الطريقة السابقة ، يتم حساب تشبع المتغيرات بالعامـــل الثانى ، وذلك باستخدام الجدول الذى انتهينا اليه فى الخطوة السابقه مع ملاحظة اعادة تقدير الاشتراكيات قبل عملية التحليل حيث تستبدل القيم القطرية بأكبر معامل ارتباط فى كل عمود (بغض النظر عن اشارته) . مع ملاحظة ان يكون مجموع قيم كل عمـــود موجب ، والا تقلب الاشارات طبقاً للقاعدة التاليه :

نبدأ فى قلب اشارة العمود الذى يكون مجموع القيم الموجوده به اكبر قيمة سالبـه وتغير الاشارة السالبه الى موجبه والعكس بالعكس (وتوضع العلامة الجديدة فوق السابقـه وذلك لجمع مفردات هذا العمود وجميع مفردات الصف المقابل له وتوضع علامه (نجمـــة) فوق العمود والصف الذى تم قلب اشارته واذا احتاج الامر لقلب الاشارة مرة ثانيـــة توضع علامة ثانية وهكذا اى ان عدد العلامات يدل على عدد مرات قلب الاشارة.

بعد قلب الاشارة فى العمود (الصف) الذى مجموعة اكبر قيمة سالبه نوجد مجموع الاعمدة بدون الاشتراكيات ، فإذا حصلنا على قيم موجبه نوقف عملية قلب الاشـــارات ونبدأ فى حساب التشبعات اما اذا ظهر عمود اخر مجموعه سالب ، تغير اشارته بنفـس الطريقة وهكذا الى ان نصل الى الصف الممثل للمجموع بدون اشتراكيات جميع مفردات موجبه ، فتحسب التشبع بالعامل الثانى كما فى الجدول رقم (١٠) .

جـدول رقـم (١٠)

	1	2	3	4*	5*	6*	
1	0.199 (0.148)	0.107	0.057	∓0.199	∓0.066	∓0.048	
2	0.107	0.144 (0.061)	0.067	±0.032	∓0.144	∓0.060	
3	0.057	0.067	0.121 (0.082)	±0.121	±0.121	∓0.035	
4*	±0.199	±0.032	±0.121	0.199 (+0.141)	∓ ∓0.185	∓ ∓0.024	
5*	±0.066	±0.144	±0.121	∓ ∓0.185	0.185 (+0.222)	∓ ∓ -0.077	
6	-0.048	±0.060	∓0.035	∓ ∓0.024	∓ ∓0.077	0.077 (+0.126)	
$\sum_{i=1}^{6} T_{ij}$	-0.149	-0.062	-0.083	-0.143	-0.223	-0.126	-0.786
$(\sum_{i=1}^{6} T_{ij})5^*$	±0.017	0.226	-0.159	-0.513	0.223	0.028	0.106
( )4*	0.381	0.290	0.401	0.513	0.593	-0.020	2.158
( )6*	0.477	0.410	0.331	0.561	0.439	0.020	2.238
$\sum_{i=1}^{6} T'_{ij}$	0.676	0.554	0.452	0.760	0.624	0.097	3.163
	0.379	0.310	0.253	0.426	0.349	0.054	

ويشير السطر الاخير فى الجدول رقم (١٠) الى التشبع بالعامل الثانى حيث

$$\frac{1}{\sum_{j=1}^{6}\sum_{i=1}^{6} T_{ij}} = \frac{1}{3.163} = 0.560$$

الخطوة الرابعة : بنفس الطريقة السابق ذكرها فى حساب مصفوفة البواقى الاولى حيث يتم حساب مصفوفة ارتباطات المتغيرات من خلال تشبعاتها بالعامل الثانى للحصول على الجدول التالى رقم (١١).

جـدول رقـم (١١)

	0.379	0.310	0.253	0.426	0.349	0.054
0.379	(0.144)	0.117	0.096	0.161	0.132	0.020
0.310	0.117	(0.096)	0.078	0.132	0.108	0.017
0.253	0.096	0.079	(0.064)	0.108	0.088	0.014
0.426	0.161	0.132	0.108	(0.196)	0.149	0.023
0.349	0.132	0.108	0.088	0.149	(0.122)	0.019
0.054	0.020	0.017	0.014	0.023	0.019	(0.003)

وهكذا يمكن الحصول على مصفوفة البواقي الثانيه وحساب تشبعات العامل الثالث .

بإتباع نفس العمليات التي اجريت على مصفوفة البواقي الاولى من حيث تغيـــــر الاشارات واضافة اشتراكيات جديدة حتى نحصل على القيم التاليه لهذه التشبعات :-

0.137 0.137 0.175 0.134 0.263 0.281

وتستمر عملية حساب تشبعات المتغيرات محل الدراسة بالعوامل المختلفه مرحلـة تلو الاخرى. ولكن نتسائل ما هو عدد العوامل الذى يجب استخراجة ؟ بمعنى متى نتوقـف عملية الحساب السابق ذكرها والاكتفاء بعدد معين من العوامل ؟ أو ما هى العوامـــــل ذات الدلاله ؟.

حاول العلماء (مثل مويزر - بيرت وبانكز - فاى - همفرى - وكمب) الرد على هذه التساؤلات بوضع محكات مختلفـة تحكم عملية اختيار عدد العوامل المطلوبه ، وحيث استند كل عالم الى أسس مختلفه عن تلك التى استند اليها غيره ، فكانت نتائجهم مختلفه ينقصها الكثير من الدقه ، ولكن وضعت معادلة عامه مستخلصه من مجموع هذه المحكـــات المختلفه تربط بين عدد المتغيرات محل الدراسة وعدد العوامل التى يجب استخلاصهـــا بمعنى الحد الادنى من العوامل المقابله لعدد معين من المتغيرات بحيث تشير (N) الى عدد المتغيرات محل الدراسة ، (X) عدد العوامل المستخرجه (الحد الادنى) فتصبح المعادله كما يلى :

$$N = \frac{2x+1+\sqrt{8x+1}}{2}$$

ومن هذه العلاقة تم اعداد جدول يوضح القيم المختلفه للمتغير (N) عند كـــل قيمة للمتغير (X).

N	3	5	6	8	9	10	12	13	14	15
X	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

وحيث ان العلاقة السابقه توضح الحد الادنى للعوامل التى يجب استخلاصها مقابل كل عدد من المتغيرات ، لذا ينصح دائماً باستخراج عدد اكبر من هذا الحد الادنى ، حيث تتحدد بتدوير المحاور العوامل ذات الدلاله وتهمل الاخرى ، حيث ستصبح من البواقى وتتقارب قيمها من العدم.

وحيث ان العامل العام هو الذى يفسر الارتباطات بين المتغيرات (طبقاً لنظرية العاملين لسبيرمان) حيث يتوقف الارتباط بين متغيرين على مدى تشبعهما بالعامل العام الذى يوجد بينهما ، والذى سبق تحديده بقيم (W^2) ، وجد (مويزر) انه برسم العلاقة البيانيه بين عدد العوامل ومتوسط (W^2) انه كلما زاد عدد العوامل كلما قاربت قيمة (W^2) من الثبات ، وحينئذ (عندما تبدأ فى عدم التغير) يفضل ايقاف التحليل والاكتفاء بعدد العوامل المستخرجه.

طريقة المكونات الاساسيـــه

تعتمد طريقة المكونات الاساسية (طريقة هوتيلنج) على تحليل التباين كلـــه بخلاف طرق العوامل المشتركة ، كما انها تؤدى الى تشبعات دقيقه وحساب الارتباطـات بدرجة اقل.

وتقوم هذه الطريقة على اساس وضع وحدات فى الخلايا القطرية ثم يتم تخمين قيم تناسب مع التشبع بالمكون الاول وذلك عن طريق ايجاد مجموع الاعمدة فى جـــــدول الارتباطات الاصليه ثم تقسيم كل مجموع على اكبر قيمة فى صف مجاميع الاعمدة فنحصل على قيم تمثل الاعداد المخمنه الاولى ، نوجد حاصل ضرب كل عدد مخمن فى قيم الصـــف المقابل له من مصفوفة الارتباطات الاصليه فنحصل على مصفوفة الارتباطات الناتجه بضرب الاعداد المخمنه الاولى فى قيم الصفوف المقابلة لها من مصفوفة الارتباطات الاصليه.

ومن الجدول الجديد نبدأ فى حساب وتخمين الاعداد المخمنة الثانيه بنفـــــس الطريقة (يتم حساب مجاميع الاعمدة ثم نقسم مجموع كل عمود على اكبر قيمة فى مجاميع هذه الاعمدة ..... الخ.

وتستمر العملية بهذا الشكل حتى نصل الى اعداد مخمنة متقاربـة فى مرتيـــــن متتاليتين وهنا تتوقف عملية التخمين ونبدأ فى حساب تشبعات المتغيرات بالمكـــون الاساسى الاول كما يلى :

(- نربع الاعداد المخمنه النهائية ونوجد مجموعها مقرباً الى ثلاث ارقام عشرية ثم نوجد الجذر التربيعى لها. من المصفوفة الاصلية للارتباطات الناتجـــه من ضرب آخر الاعداد المخمنه فى صفوفها نوجد الجذر التربيعى للجـــــذر التربيعى للجذر الكامن الاول Latent Roat (وهو يساوى اكبر قيمة من قيم حواصل جمع جميع الاعمدة ف المصفوفة النهائية .

فيصبح تشبع المتغير الاول بالمكون الاساسى الاول مساوياً لحاصل ضرب العدد المخمن للاختبار الاول فى الجذر التربيعى للجذر الكامن الاول وقسمة الناتج على الجذر التربيعى لمجموع مربعات الاعداد المخمنه.

٢ - ولحساب تشبع الاختبارات بالمكون الاساسى الثانى نتبع نفس الخطوات السابقه على ان تكون مصفوفة الابتداء هى مصفوفة الارتباطات نتيجة تشبع المتغيرات بالمكون الاساسى الاول كما فى الطريقة المركزية السابق شرحها وذلك بوضع تشبعات الاختبارات على شكل صف وعمود يتم فيها حساب مصفوفة ارتباطات جديدة (من نواتج حاصل الضرب لقيم الصف والعمود).

نطرح قيم هذه المصفوفة الاخيرة من قيم مصفوفة الارتباطات الاصلية فنحصل على مصفوفة البواقى الاولى.

ونبدأ من جديد فى حساب تشبعات المتغيرات بالمكون الاساسى الثانى بنفس الطريقة السابقه ، وهكذا الى ان نحصل على مصفوفة بواقى لا يمكن ان نستخلص منها عوامل ذات دلاله.

الفصـــــل الثالـــث

طريقة التحليل العاملي للمتقابلات

تعتبر هذه الطريقة من اكثر الطرق استخداما الان ، حيث تعتمد على التكرارات النسبيه كبديل لاحتمالات ظهور المفردة ، ولقد ساعد على تطبيقها وفرة الحاسبات الآليه وامكانية استخدامها لاداء العمليات الحسابيه التى تتطلبها.

وفيما لى شرح مبسط لهذه الطريقة :

بفرض A جدول مكون من (n) صف ، (p) عمود ، حيث تمثـــــل الصفوف عدد (I) من الافراد مثلا ، والاعمدة عدد J من المتغيرات التى توصف مجموعة الأفراد.

$$A = a_{I1} , a_{I2} , \cdots , a_{Ij} , \cdots , a_{Ip}$$

أو

$$A = a_{1v} , a_{2v} , \cdots , a_{iv} , \cdots , a_{nv}$$

وحيث أن التحليل العاملى للمتقابلات يقصد به الانتقال من فراغ متجهى ذو عـدد كبير من الابعاد الى فراغ متجهى جزئى ، اذن يمكن تمثيل هذا الجدول بطريقتيـــــن اما فى شكل فراغ متجهى من (p) بعد أو فى شكل فراغ متجهى من عدد n بعـد.

اولا : توفيق البيانات بفراغ متجهى جزئى فى الفراغ المتجهى R^p

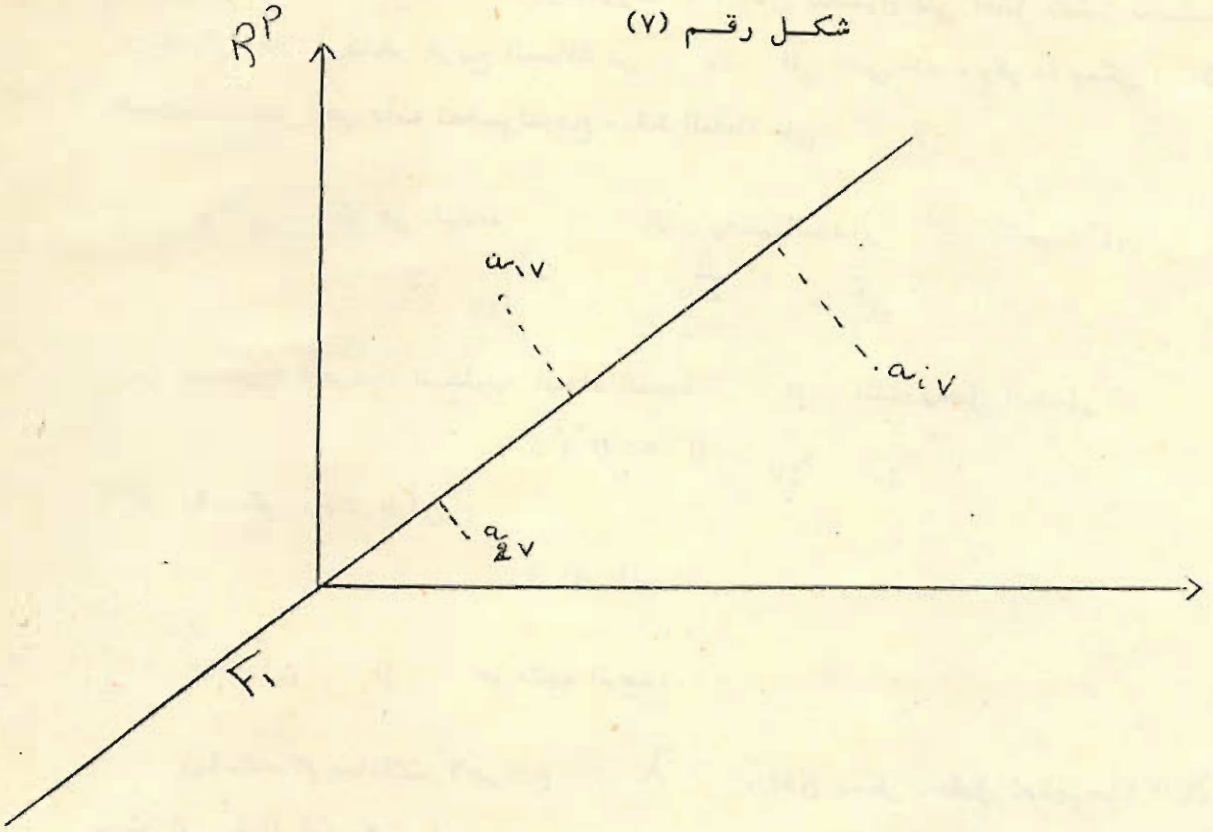
التمثيل الهندسى للجدول A بشكل انتشار مكون من عدد n نقطـــة كل نقطة لها عدد (p) مكون (احداثى).

ثم نبدأ فى البحث عن مستقيم F_1 يمر بنقطة الاصل ويوفق نقط الانتشـــــار بأفضل شكل ممكن يجعل مجموع مربعات الفروق عن هذا الخط أصغر ما يمكن.

وحيث ان مسقط النقطة (a_{iv}) على الخط F_1 يمكن كتابتـــــه

$$U \; a_{iv} = \sum_{j=1}^{p}$$

شكـــل رقـــم (٧)



وحيث ان مسقط النقطة a_{iv} على F_1 تكتب

$$U' a_{iv} = \sum_{j=1}^{p} U_j \quad a_{ij}$$

وان مربع بعد نقطة في الفارغ عن نقطة الاصل يتكون من مربع مسقطها على F_1 ومربع بعدها عن F_1 (فيثاغورث) ، اذن للحصول على افضل تمثيل لنقـــــط الانتشار اما ان نصغر مربع المسافة عن F_1 الى ادنى حد ، وهو ما يمكن ان نعبر عنه من جانب آخر بأنه تعظيم لمربع مسقط النقطة على F_1 .

والآن نبحث عن المتجه U الذى يعظم المقدار S^2 حيث ان

$$S^2 = \sum_{i=1}^{n} (U' a_{iv})^2$$

وبصورة اخرى ، المطلوب ايجاد المتجه U الذى يجعل المقدار

$$U' a_{iv} \; a'_{iv} \; U = U' A' A \, U.$$

اكبر ما يمكن ، بشرط أن :

$$U' \; U = 1$$

حيث ان U هو متجه الوحده.

وباستخدام معاملات لاجرانج λ ، اذن يمكن تحقيق تعظيم هذا المقدار تحت الشرط السابق كما يلى :

$$\frac{\partial}{\partial u} (U'A' Au - \lambda(uu - 1)) = 0$$

$$2 A' A u = 2 \lambda u$$

$$A' A u = \lambda u.$$

اذن U هو متجه ذاتى (eigen Vector) للمصفوفة $A'A$ ، وحيث ان المطلوب تعظيم المقدار ، اذن U تكون متجه ذاتى مرتبط بأكبر قيمـــــة ذاتية (eigen value) λ للمصفوفة $A'A$.

وبهذا يكون قد تم تحديد الاحداثى الاول المكون للفراغ الجزئى المتجهى الـذى سيتم تمثيل البيانات عليه.

وللبحث عن الاحداثى الثانى ، نبحث عن متجه اخر t يمر بنقطة الاصـل ايضا ويكون متعامدا على المتجه الاول u ، ويعظم المقدار $T'A'AT$

وباستخدام معاملات لاجرانج جديدة μ

$$2A'At - 2\lambda t - \mu u = 0$$

وبضرب الطرفين فى U

$$2u'A'At - 2\lambda ut - \mu u'u = 0$$

$$2u'A'At - 2\lambda(0) - \mu(1) = 0$$

$$2u'A'At - \mu = 0$$

$$\mu = 0$$

فتصبح t هى ثانى متجه ذاتى مرتبط بثانى قيمة ذاتية للمصفوفة $A'A$

وتصبح العلاقة صحيحة لجميع قيم q حيث : $q = 1,2, \ldots, n$

وهكذا يتم الحصول على مجموعة من المتجهات الفراغية الجزئية المتعامدة (لسهولة استخدام الاحداثيات المتعامدة عن غيرها من الاحداثيات حيث ان القاعدة المتعامـدة تعنى ان الاحداثيات متعامدة والبعد عن نقطة الاصل هو مقدار الوحدة).

ويتحدد عدد هذه المتجهات (الاحداثيات) تبعا لرتبة المصفوفة $A'A$ حيث ان :

$$q = 1,2, \ldots, n$$
$$= \text{Rank of } A'A$$

وهكذا يكون قد تم الانتقال من فراغ متجهى ممثلا لجميع نقط شكل الانتشار الى فراغ متجهى جزئى من q بعد تمثل الـ q متجه المرتبطة بأكبر q قيم ذاتية للمصفوفة $A'A$.

ثانيا : توفيق البيانات بفراغ متجهى جزئى فى الفراغ المتجهى R^n

بنفس الطريقة المتبعه فيما سبق يمكن تمثيل شكل الانتشار فى فراغ متجهى R^n حيث تكون هناك p نقطة كل واحدة لها عدد n مكون (احداثى) فيصبح المقدار المراد تعظيمه هو $V'A'AV$

تحت شرط ان :

$$V'V = 1$$

حيث V هى المتجه الذاتى للمصفوفة $A'A$ المرتبطة بأكبر قيمة ذاتية N_1 لهذه المصفوفة.

تكوين شكل الانتشار من خلال جدول تقابل

I تمثل مجموعة من الافراد ، لكل فرد $i \in I$ توجد مجموعة من الصفات j فيصبح جدول التقابل عبارة عن جدول فى خاناته القيم 0 ، 1 حيث توجد القيمة صفر عندما لا يملك الفرد الصفة ويوجد الواحد عندما يملكها ، وعلى هذا الاساس تكون الكمية

$$K_{jJ} = (K(i,j) / i \in I , J \in J)$$

هى عدد مرات امتلاك الفرد I للصفة J

وباستخدام قيم الجدول K_{IJ} يمكن حساب التكرارات النسبيه F_{IJ} التى يمكن استخدامها كتقدير للاحتمالات P_{IJ} المعبرة عن احتمال حصول الفـــرد I على الصفه J .

بتمثيل نقط الانتشار بحيث يعبر عن كل نقطة (لكل فرد نقطة من عدد من المكونات يساوى عدد الصفات او لكل صفة عدد من المكونات يساوى عدد الافراد الذين يملكونهـــا حسب طريقة التمثيل) بالمقدار :-

$$(F^{i}_{J} \quad , \quad Fi)$$

حيث F^{i}_{J} تمثل موضع النقطة ، F_i هى وزنها.

ونفس الشئ لو مثلنا الانتشار فى الفراغ $N(J)$ حيث تمثل النقطة j كما يلـــى :-

$$(F^{j}_{I} \quad , \quad F_{j})$$

معنى ذلك ان :

$$N(I) = (F^{I}_{J} \quad , \quad F_{I})$$

$$N(J) = (F^{J}_{I} \quad , \quad F_{J})$$

مركز ثقل كل من شكلى الانتشار $N(I)$ ، $N(J)$

بالنسبه للشكل $N(I)$

$$g_I = \sum (F^{i}_{J} \; F_i \; / \; i \in I)$$

$$= \sum (\frac{F_{iJ}}{F_i} \; F_i \; / \; i \in I)$$

$$= F_J$$

$$g_I = F_J = F^{I}_{J} \circ F_I$$

وايضا بالنسبه للشكل $N(J)$

$$g_J = F_1 = F_1^J \circ F_J$$

الاحداثيات العاملية :

وحيث ان تحليل البيانات هو مشكلة توفيق البيانات فى شكل انتشار محـــــدد الابعاد سواء $N(I)$ او $N(J)$ حيث لهما نفس العزوم λ_α . وفـــــى الفراغ R_J ، يتحدد الاحداثى العاملى من الرتبه α بمتجه وحدة (بمقياس χ^2) a_{xJ} حيث ان :-

$$\varepsilon_\alpha^J = a_{xJ} / F_J$$

هى كثافة هذا المقياس ، والداله ε_α^J وسط صفر وتباين الوحدة.

$$\sum_j (\varepsilon_\alpha^j \; F_j \; / \; j \in J) = 0$$

$$\sum_j ((\varepsilon_\alpha)^2 \; F_j \; / \; j \in J) = 1$$

ويصبح لكل F_J^i مكونات (احداثيات) $F_\alpha^{(i)}$

$$F^i = F_J + \sum (F_\alpha(i) \; a_{\alpha J} \; // \; \alpha \in A)$$

$$= F_J (1 + \sum (F_\alpha(i) \frac{a_{xJ}}{F_J} \; / \; \alpha \in A)$$

$$F_{ij} = F_{ij} (1 + \sum (F_\alpha(i) \frac{}{F_J \varepsilon_\alpha^J} \; / \; \alpha \in A)$$

وتحدد A عدد العوامل بعد نقل مركز الانتشار الى F_J

فيصبح متوسط الداله $F_\alpha(i)$ مساويا للصفر حيث :

$$\sum (F_\alpha(i) \; F_i \; / \; i \in I) = 0$$

وعزم الانتشار $N(I)$ فى اتجاه الاحداثى a_{ixJ} هو $F_\alpha^2(i)$

مرجحا بالكميات F_i (اى انه تباين F_α)

$$\lambda_\alpha = \sum (F_\alpha^2(i) \; F_i \; / \; i \in I)$$

ويصبح مجموع $\lambda\alpha$ مساويا لمجموع مربعات ابعاد النقط عن مركز الثقـــل مرجحـــا بالكميات F_i اى

$$\sum (\lambda\alpha / \alpha / \in A) = \sum (F_i // F_J^i - F_J //^2 F_J / iEI$$

وبنسبة كل $\lambda\alpha$ الى مجموع العزوم $\sum(\lambda\alpha / \alpha \in A)$ نحصل على $\sigma\alpha$

$$\sigma\alpha = \frac{\lambda\alpha}{\sum (\lambda\alpha / \alpha \in A)}$$

حيث نجد عمليا ، اذا كنا بصدد تحليل جدول ناتج من صحيفة استبيان تتدرج فى القيمة تناقصيا فنجد ان

$$\sigma_1 \backsimeq 10\ \%$$
$$\sigma_2 \backsimeq 8\ \%$$
$$\sigma_3 \backsimeq 5\ \%$$

وهذا يتوقف بالطبع على حجم الجدول الذى تم تحليله وحيث ان بعد اى نقطة من نقط الانتشار (بمقياس χ^2) عن مركز ثقل الانتشار هى:

$$\rho^2_{(i)} = // F^i_j - F_J //^2 F_J$$
$$= \sum ((F^i_j - F_j)^2 / F_j / jEJ)$$

اى ان مجموع العزوم الكلية للانتشار $N(I)$ و او ($N(J)$ يساوى

$$\sum (\lambda\alpha / \alpha \in A) = \sum ((\rho_{(i)})^2 F_i / iEI))$$
$$= \sum ((\rho_{(i)})^2 F_j / jEJ))$$

حيث ان :

$$\lambda\alpha = \sum ((F_{(i)})^2 F_i / iEI)$$

ويرتبط الاحداثى العاملى بالعنصر i (او العنصر j على الترتيب) اذا حقق هذا العنصر لهذا الاحداثى العاملى مساهمة مطلقة فى تكوينة حيث ان المساهمة المطلقة للعنصر i فى الفروض الكلية هى:

$$\lambda^2_{(i)} F_i$$

والمساهمة المطلقة للعنصر i فى المحور هى:

$$F^2_{\alpha(i)} F_i$$

ملخص للطريقة:

بعيدا عن التحليل الرياضى الخاص بهذه الطريقة يمكننا تجميع ما سبق فى مجموعة من الخطوات نلخصها فيما يلى:

١ - من جدول البيانات الخاص باجابات مجموعة من الافراد على صحيفة استبيان والمصمم بحيث تكون الردود اما الواحد او الصفر ، تعد مصفوفة اولية تجهز منها مصفوفة ثانية عبارة عن التكرارات النسبيه المعبرة عن احتمالات حصول الافراد على اجابات معينة.

٢ - تحول هذه المصفوفة الى مصفوفة متماثلة ، وهى مصفوفة مربعة تتساوى فيها القيم فى المواضع المتشابهة على جانبى القطر الرئيسى حيث تتساوى الاعمدة والصفوف المتناظرة

٣ - يتم تحويل هذه المصفوفة الى مصفوفة قطرية وهى تلك المصفوفة التى يحمل قطرها قيما عددية بينما باقى القيم صفر.

٤ - تمثل القيم الموجوده على اقطار هذه المصفوفة الجذور المختلفه λ_α ومنها تحسب المساهمات النسبيه λ_α .

٥ - يحسب جدول المساهمات المطلقة $\delta^2_{(i)}$ السابق توضيحها ، ومن هذا الجدول الاخير يتم تحديد العناصر المحددة لكل احداث والمشاركة فى تكوينه.

٦ - يتم رسم ازواج من الاحداثيات المتعامدة ، كل زوج من هذه الاحداثيات يمثل عاملين ، وتحدد باقى العوامل بمعلوميته ، فيتم رسم نقط الانتشار عليه . ثم تدار المحاور حتى نحصل على افضل شكل ممكن موضحا للاحداثيات .

٧ - يتم استخلاص النتائج من صور التحليل بالاستعانه بالجدول المحدد للمساهمات المختلفه.

٨ - من تسلسل الطريقة نجد انه من الصعب تنفيذها بدون استخدام الحاسب الآلى.

تطبيق التحليل العاملى للمتقابلات
على مشاكل التعليـــم

يعد التعليم مقياسا صادقا لمدى تقدم المجتمع او تخلفة ، واستثمار موارد المجتمع المادية لخدمة العملية التعليمية ، انما هو استثمار يتوقف عليه بناء المجتمع كلـــه لما له من اثر فعال فى استثمار الموارد البشرية التى هى عماد المجتمع بالدرجة الاولـــى حيث تتم بها ومن اجلها التنمية .

وعلى ذلك يجب الاهتمام بالتعليم والحرص الشديد على استغلال ما يخصص لهـذا القطاع من موارد للحصول على اكبر فائدة ممكنه واقل هدر لهذه الموارد.

فبناء الفرد ، وهو وحدة المجتمع ، يستلزم تكامل هذا البناء نفسيا وصحيا وعلمياً ..... الخ ، ولكن البناء العلمى ، الذى أدناه هو حصول الفرد على القدر الكافى المعقول من المعرفة التى تجعله يتعايش مع البيئة المحيطة به ، يتفاعل معها ، ويساهم فيها . هـذا البناء يستلزم من اى مجتمع التركيز على الناحية التعليمية والنهوض بها لاعلى مستوى.

ونبدأ من نقطة البداية دائما ، فنجد ان لكل بناء ، لابد من وضع اساس يجعـــل هذا البناء راسخا على مر السنين ، ومن كلمة الأساس سميت المرحلة الاولى من التعليم بالتعليم الاساسى الذى لا بد منه كحد ادنى لما يجب ان يكون عليه الفرد ، واعتبرت هذه المرحلة هى المرحلة الالزامية .

ولقد واجهت مرحلة الاساس هذه العديد من المشاكل التى تضعف منه ، فتهدد البناء بأكمله. فتكون النهاية هدر لجزء كبير من الموارد وضياع رأس المال المستثمر فـــى العملية التعليمية.

من هذه المشاكل نجد ، وعلى اول القائمة ، مشكلة الاستيعاب وهى عدم قـــــدرة النظام التعليمى القائم على استيعاب جميع الافراد الملزمين فى سن الالزام ، وهو ناتـــــج المعادلة الصعبه بين الموارد المتاحه بشكل عام والعملية التعليمية بشكل خاص ، وعـــــدد السكان فى سن الالزام.

يضاف الى هذه المشكلة مجموعة من المشاكل الاخرى لا يمكن فصلها عن بعضهـــا حيث تؤثر كل واحدة فى غيرها وتتأثر بها ، فنرى ارتفاع كثافة الفصول ، وتدنـــــى مستوى المبانى المدرسية ، وعدم ملائمة المناهج التى تدرس ، وبعدها عن البيئة والواقـــع الذى يعيشة التلميذ .... الخ وذلك من المشاكل المعروفه فى معظم المجتمعات الناميـــه.

ولكن لنا وقفة امام احد هذه المشاكل ، وهى مشكلة التسرب ، التى تعد فى الحقيقة آفه كبرى تاكل فى الاساس وتضعفه بل وتحاول هدمه.

وفيما يلى سنعرض بشكل سريع مفهوم هذه المشكلة واسبابها وصعوبات قياسهـــا ثم نحاول تطبيق اسلوب التحليل العاملى للمتقابلات عليها.

التسرب :-

مفهـــوم ه :

تعددت التعريفات المختلفه التى وضعت لتحديد معنى التسرب وان كانت جميعها تدور حول اطار واحد هو (انقطاع التلميذ عن الدراسة قبل الانتهاء من اتمام المرحلـــه التى يدرس بها ، ودون ان يلتحق بأى مدرسة اخرى فى اى مكان اخر لسبب او لآخر غير سبب الوفاة.

ومشكلة التسرب هذه في مرحلة مثل التعليم الاساسي شديدة الخطورة ونتائجها خطيرة على التلميذ واسرته وعلى المجتمع الذي يعيش فيه ، فالتلميذ المتسرب سرعان ما يرتد الى الامية او على الاقل يقترب منها ويفقد فرصته في التعليم ، وفي الترقي والوصول الى مستوى لائق في الحياة ، يمكنة من التفاعل مع البيئة المحيطة به وتحقيق مستوى معيشي مناسب . فالتعليم يضيف للانسان قوة يدعم بها قوة اسرته سواء المادية او المعنوية وبذلك تفقد الاسرة بتسربه احد جوانب قوتها ، ويفقد المجتمع بأسره جزء من قوته ، حيث تمثل مجموعة المتسربين ضعفا يصيب بنية المجتمع.

قياس التسرب :

تواجه عملية القياس بصعوبات عديدة لانه يستلزم دقة في البيانات تساعد على حسابه بدرجة جيدة، فحيث ان تعريف المتسرب انما يتحدد بترك الدراسة في مرحلة ما قبل الانتهاء من اتمامها ودون ان يلتحق بأي مدرسة اخرى في اي مكان آخر بسبب آخر غير سبب الوفاة. لذا يستلزم لقياس التسرب توافر احصاءات دقيقة عن الاستيعاب ، نسب النجاح والرسوب ، واعادة القيد في صفوف المرحله ومعدلات الهجرة الداخلية والخارجية ، ومعدلات الوفاة عن المراحل العمرية المختلفه اى ان القياس يعتمد على مجموعة كبيرة من المؤشرات تتصف بعدم الدقة غالبا في البلاد النامية ، لذا يتوقع ان يكون حساب التسرب غير دقيق او على الاقل ليس بالدرجة المطلوبة من الدقة.

اسباب التسرب :

في الحقيقة هناك دوافع واسباب كثيرة للتسرب يمكن تصنيفها في مجموعتين.

- مجموعة اسباب اجتماعية واقتصادية.
- مجموعة اسباب من داخل العملية التعليمية ذاتها.

من الاسباب الاجتماعية والاقتصادية التى تؤدى الى التسرب كثرة عدد الاطفال فى الاسرة الواحدة وزيادة حجم الاعالة بجانب انخفاض دخل الاسرة مما يجعلها تدفع ببعض اولادها للعمل فى سبيل زيادة مصدر الرزق ، كما ان المستوى التعليمى او الحالة التعليمية للاب والام لهما دور كبير فى توجيه الابناء .

كما تضيف بعض الدراسات اسباباً اخرى للتسرب* منها تفتت الملكية والتشتت الحيازى للأرض الزراعيه ، وزيادة معدلات الانجاب وحجم الاعالة فى الاسرة والهجرة من الريف الى المراكز الحضرية .

وتؤكد هذه الدراسات الى ان تفتت وتجزئ الارض الزراعية ، يعوق تطبيق الميكنه الزراعية التى من شأنها ان تزيد من الانتاج وترفع مستوى معيشة الافراد فيقل اعتمادهم على اولادهم ، فتقل نسب التسرب .

تطبيق التحليل العاملى على مشكلة التسرب

من خلال اجابات ٢٠٠ فرد من اولياء امور التلاميذ الذين تسربوا من بعض مدارس القاهره ، والممثلين لجزء من عينة عشوائية طبقية تم تجميع بياناتها باستخدام صحيفة الاستبيان كأداة للدراسة ، تم تطبيق اسلوب التحليل العاملى على جزء من بيانات هذا الاستبيان رغبة فى شرح وتوضيح نتائج التحليل وطريقته على أمل ان تكون لنا دراسة تالية اكثر تفصيلا عن التحليل العاملى للمتقابلات ندخل فيها كل مجموعة المتغيرات لما يحتاجه ذلك من وقت أطول وتكاليف اكبر للبحث .

---

* سالم عبد العزيز محمود ، المعوقات الاجتماعيه والاقتصادية لتخطيط التعليم دراسة تطبيقية على ظاهرة التسرب فى التعليم الابتدائى فى مصر . رسالة دكتوراه غير منشورة ، قسم الاجتماع - كلية الآداب (عين شمس) ١٩٧٥ .

أشتملت صحيفة الاستبيان على مجموعة من الاسئلة نوضحها فيما يلى:

A متغير يعبر عن عمر رب الاسرة (مقسم الى فئات مختلفه)

SP الحالة التعليمية للاب

EP الحالة الوظيفية للاب

NF عدد الزوجات

SS الحالة التعليمية للزوجه

PP الحالة الوظيفية للزوجه

PI ملكية الاب للاراضى الزراعية

RE دخل الاسرة

F عدد البنات فى الاسرة

G عدد الذكور فى الاسرة

T حجم الاعالة

R موطن الاسرة الاصلى

GI عدد الاولاد الذين تسربوا فى الاسرة

FI عدد البنات الذين تسربوا فى الاسرة

PG نوعية عمل الاولاد بعد التسرب

PF نوعية عمل البنات بعد التسرب

GA عدد الاولاد فى الاسرة الذين هم فى سن الالتحاق بالمدرسة ولم يلتحقوا بها

FA عدد البنات فى الاسرة الذين هم فى سن الالتحاق بالمدرسة ولم يلتحقوا بها

P توزيع الاسر على فئات التسرب المختلفه (هذا المتغير تم حسابه من المتغيرات السابقة كمؤشر فقط).

من بيانات هذه المجموعه من المتغيرات الـ (19) الخاصة بعدد (200) فرد تمثل مجموع افراد هذه العينة امكن تكوين جدول يحتوى القيم صفر او الواحد الصحيح طبقا لامتلاك الفرد للصفه اولا ..... ومن هذا الجدول تم اعداد جدول تكرارى حسبت منه التكرارات النسبيه التى تم الاستعانه بها كبديل للاحتمالات . ومن المجاميع الهامشية امكن تحديد نقطة مركز ثقل الانتشار التى سيتم نقل الاحداثيات اليها.

وباستخدام الحاسب الالى امكن الحصول على :

القيم الذاتيه λ_α eigen Values ونسبتها المئوية σ_i من التباين الكلى لعدد (7) عوامل فكانت كما يلى

	1	2	3	4	5	6	7
λ_i	)0.2167	0.1419	0.1056	0.1037	0.0876	0.0785	0.0675
σ_i	12.159%	7.964%	5.930%	5.821%	4.915%	4.409%	3.786%

تفسير هذه النتائج

حيث ان جدول البيانات عبارة عن 200 صف بها 115 عمود تمثل مجموع الاعمدة المعبرة عن المتغيرات التى كان عددها 19 حيث افرد لكل متغير عدد من الاعمدة تمثل عدد اوجه الاجابة عليه. بعد فرز هذه الاعمدة امكن اختيار (54) منها تم ادخلها فى التحليل كمتغيرات رئيسية تدخل فى

تكوين الاحداثيات وتم وضع 61 منها كمتغيرات ثانوية لا تدخل فى تحديد الاحداثيات ولكن يتم وضعها فى شكل الانتشار بعد تحديد الاحداثيات .

معنى ذلك ان كل متغير من المتغيرات التى عددها 54 سيكون مسئولا عن تفسير .

100 ÷ 54 = 1.85%

من التباين الكلى من الناحية النظرية ، ولكن التحليل اظهر كما يبدو من الجدول السابق ان هناك تناقص متتالى شديد فى قيمة λ_i ، ويؤكد ذلك الشكل البيانى رقم (٨) الذى يظهر هذا التناقص فى الاحداثى رقم 39 فتصل الى الصفر .

وحيث ان جدول القيم الذاتية ونسبتها المئوية السابق يظهر ان الاحداثى الاول يفسر (12.159 %) من التباين الكلى ، معنى ذلك انه يساوى اكثر من 6 متغيرات تقريبا .

6 ≃ 1.85 / 12 159 (حيث التقريب بأخذ القيم الصحيحه فقط) والاحداثى الثانى يفسر .

7.964 %

اذن يكون الاحداثى الاول والثانى مسئولان عن تفسير 20.123 % وهو ما يقابل اكثر من عشر متغيرات .

10 ≃ 1.85 / 20.123 (التقريب بأخذ القيم الصحيحه فقط)

وهكذا يلاحظ ان التفسير بالعوامل يظل اعلى من المتوسط حتى العامل رقـــم (22) ثم يبدأ فى الانخفاض كما هو واضح فى الشكل البيانى رقم (٨).

بعد ذلك نصل الى جدول رقم (١٢) الذى يوضح نسب مساهمة المتغيرات المختلفه فى تكوين الاحداثيات .

جدول رقـــم (١٢)

	1	2	3	4	5	6	7
A	141	157	550	13	115	27	77
SP	15	32	16	110	3	17	18
EP	82	5	25	3	29	49	5
NF	96	23	97	1	26	50	8
SS	15	58	68	91	6	41	28
RE	12	38	152	2	10	146	109
G	199	182	55	36	13	275	198
F	120	192	63	37	57	75	154
T	157	135	154	14	138	68	114
R	85	14	23	18	1	2	3
GI	0	37	9	179	71	9	3
FI	0	3	1	22	7	0	2
PG	26	76	62	44	214	29	40
PF	54	1	53	102	38	6	1
GA	64	12	22	144	24	1	21
FA	0	9	69	113	80	86	85
P	3	23	80	61	63	121	136

LES VALEURS PROPRES VAL(1)= .99999410

NUM	ITER	VAL PROPRE	POURCENT	CUMUL	=	HISTOGRAMME DES VALEURS PROPRES DE LA MATRICE
2	0	.21661049	12.159	12.159	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOOOOOOO
3	0	.14187801	7.964	20.123	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOO
4	0	.10563529	5.930	26.053	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOOOOOOO
5	1	.10370606	5.821	31.874	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOOOOOO
6	1	.08756888	4.915	36.789	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOOOOO
7	1	.07853919	4.409	41.198	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOOOOOO
8	1	.06745374	3.786	44.984	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOOO
9	2	.06527579	3.664	48.648	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OOO
10	2	.06019688	3.379	52.027	0	OOOOOOOOOOOOOOO|OO
11	1	.05925821	3.326	55.354	0	OOOOOOOOOOOOOOO|O
12	1	.05630417	3.161	58.514	0	OOOOOOOOOOOOOOO|O
13	2	.05384120	3.022	61.536	0	OOOOOOOOOOOOOOO|
14	1	.05050616	2.835	64.372	0	OOOOOOOOOOOOOO
15	1	.04657122	2.614	66.986	0	OOOOOOOOOOOOO
16	1	.04630510	2.599	69.585	0	OOOOOOOOOOOOO
17	3	.04603380	2.584	72.169	0	OOOOOOOOOOOOO
18	2	.04370520	2.453	74.622	0	OOOOOOOOOOOO
19	2	.04178426	2.345	76.968	0	OOOOOOOOOOOO
20	2	.04020663	2.257	79.225	0	OOOOOOOOOOO
21	1	.03676111	2.064	81.288	0	OOOOOOOOOO
22	1	.03587504	2.014	83.302	0	OOOOOOOOOO
23	1	.03263171	1.832	85.134	0	OOOOOOOOO
24	2	.03241066	1.819	86.953	0	OOOOOOOOO
25	2	.03031190	1.701	88.654	0	OOOOOOOO
26	3	.02889595	1.622	90.276	0	OOOOOOOO
27	2	.02501435	1.404	91.680	0	OOOOOOO
28	2	.02382454	1.337	93.018	0	OOOOOOO
29	1	.02110610	1.185	94.202	0	OOOOOO
30	2	.02089313	1.173	95.375	0	OOOOOO
31	2	.01699618	.954	96.329	0	OOOOO
32	2	.01558407	.875	97.204	0	OOOO
33	1	.01236442	.694	97.898	0	OOO
34	2	.01123334	.631	98.529	0	OOO
35	2	.00916006	.514	99.043	0	OOO
36	1	.00381898	.214	99.257	0	O
37	1	.00307006	.172	99.430	0	O
38	1	.00246395	.138	99.568	0	O
39	1	.00171536	.096	99.664	0	
40	1	.00149366	.084	99.748	0	
41	2	.00128815	.072	99.820	0	
42	1	.00090232	.051	99.871	0	
43	2	.00088614	.050	99.921	0	
44	2	.00059448	.033	99.954	0	
45	1	.00032583	.018	99.972	0	
46	1	.00024135	.014	99.986	0	
47	2	.00019235	.011	99.997	0	
48	2	.00007183	.004	100.001	0	
49	0	.00000122	.000	100.001	0	
50	2	.00000009	.000	100.001	0	
51	5	.00000003-	.000	100.001	0	
52	2	.00000000	.000	100.001	0	
53	1	-.00000013	-.000	100.001	0	
54	2	-.00000014	-.000	100.001	0	

من قيم هذا الجدول يتضح ان المتغيرات

A, G, F, T.

وهى المعبرة عن:

عمر الاب

عدد الاولاد الذكور

عدد الاولاد البنات

حجم الاعاله

هى التى حصلت على اكبر نصيب فى نسب مساهمة المتغيرات فى تكوين الاحداثيين الاول والثانى.

وعلى الطرف الاخر ، نجد ان المتغيرات التى حصلت على اقل نصيب فى نسب المساهمة كانت

SF1, NF1, SS1, PP1, RI1, FI1,

وهى تعبر على التوالى عن ان الاب متزوج (SF1) من زوجة واحدة(NF1) لا تعمل (SS1) ، ودخله بسيط للغاية (PP1) ، ولا يملك اى ارض زراعية (RI1) ومع ذلك يمكن ان يكون لدية ابنة انتهت من مرحلة التعليم الاولى.

وتأخذ λ_p الممثله للعزوم المختلفه ، القيم التى يعبر عنها بالشكل رقم (٨) كما يشير الجدول رقم (١٢) الى مجموع المساهمات النسبيه للمتغيرات فى تشكيل الاحداثيات المختلفه.

ويلاحظ على الجدول رقم (١٢) ان كل خانة تعبر عن مساهمة المتغير بكل حالاته فى تكوين الاحداثى رقم n (ويقصد بحالات المتغير مختلف فئاته فمثلا المتغير A المعبر عن عمر الاب نلاحظ انه قد اخذ القيم التاليه المقابلة لفئات العمر المختلفه .

A	
1	20
2	20 - 30
3	30 - 40
4	40 - 50
5	50 - 60
6	60 -

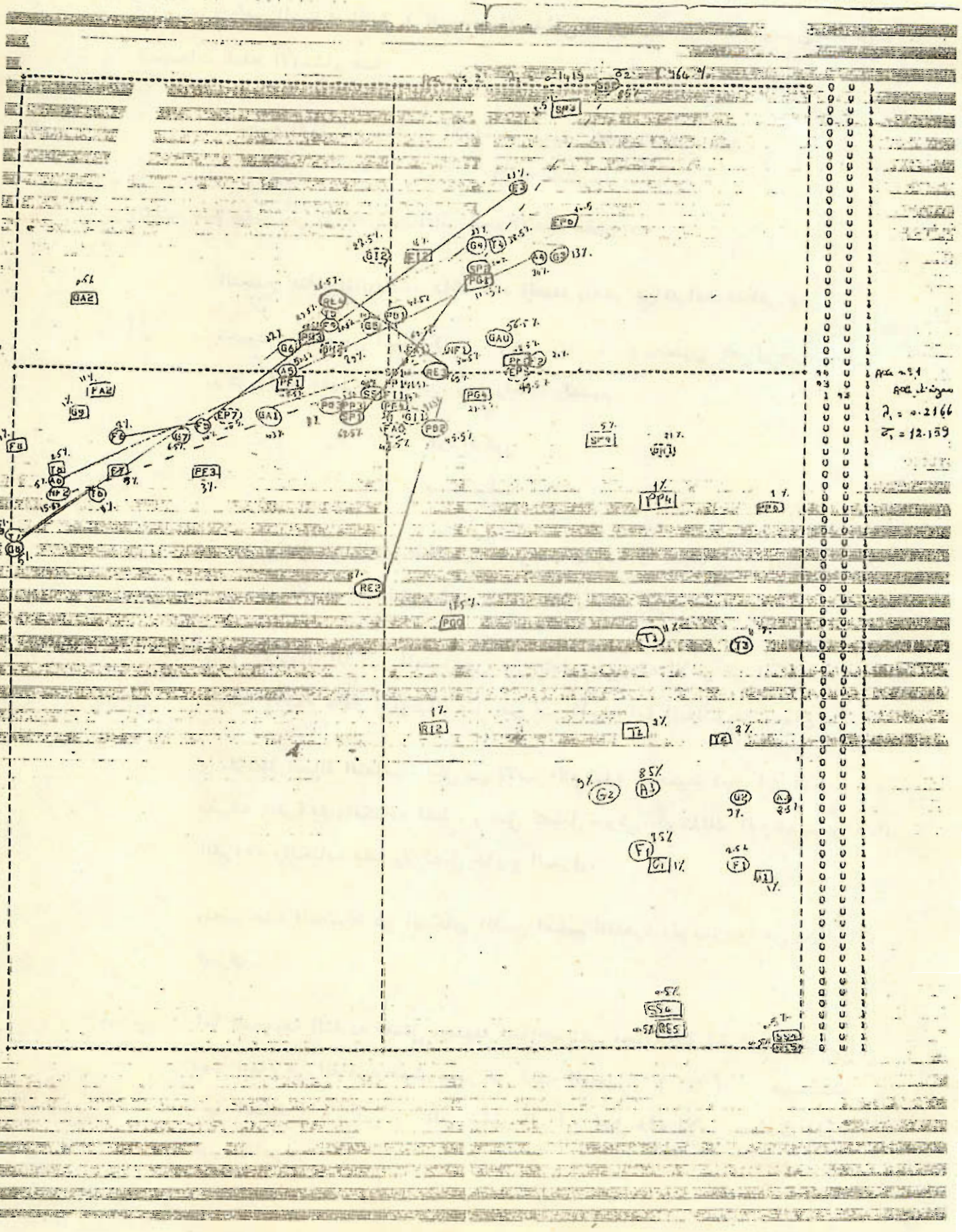
وتنعدم قيمة A عندما لا يكون هناك اجابة محددة على هذا التساؤل كما يلاحظ على جدول رقم (١٢) ان مجموع كل عمود يمكن ان يكون مختلف عن(1000) بسبب التقريب للاعداد الصحيحه.

والان ومن خلال الجدول رقم (١٢) الممثل للمساهمات ومن خلال الرسم البيانى المعبر عن القيم الذاتيه λ_α ، سنقوم بعرض وشرح المستوى الاول (الفراغ الجزئى الاول) المحدد بالاحداثيين الاول والثانى .

حيث كانت القيم المعبرة عن الاحداثى الاول والثانى كما يلى :

$\lambda_1 = 0.2166$ $\quad\quad$ $\sigma_1 = 12.159\ \%$

$\lambda_2 = 0.1419$ $\quad\quad$ $\sigma_2 = 7.964\ \%$



ويظهر المستوى الاول (المحدد بالاحداثى الاول والثانى) مجموعتين من التجمعات لنقط الانتشار هما:

التجمع الاول لمجموعة من الآباء من اعمار شابه تتراوح بين (30 - 40)

ولديهم عدد صغير من الاولاد ، وبالتالى حجم الاعاله صغير .

التجمع الثانى لغالبية مفردات هذه العينه ويعبر عن ترابط منطقى بين:

أ - مجموعة الآباء من اعمار (40 - 50) ، يعملون كعمال حرفيين وكل واحد منهم متزوج من زوجة واحدة ولديهم.

(3 - 4) اولا ذكور

(2 - 3) بنات

وحجم الاعاله فى المتوسط للاسرة يعبر عنه بالوجه (T4) ويعنى ان حجم الاعاله فى المتوسط هو (9-10) فرد .

يحمل الاطفال الذكور المتسربون من التعليم فى هذه الاسر فى الصناعة (مثل الآباء عادة) او بأى عمل حر غير ثابت اما البنات، فلا يعملن.

وبملاحظة الحالة التعليمية لكل من الاب الام لهذه المجموعة نجد ان الاب يعرف القراءة والكتابه فقط ، ويعمل كعامل حرفى ، وكذلك الام تعرف القراءة والكتابه فقط ولا تعمل خارج المنزل.

وتعبر هذه المجموعة عن السكان الذين اصلهم القاهره ولم ينزحوا من محافظات اخرى.

ب - اما المجموعة الثانيه فتمثل مجموعة النازحين من محافظات اخرى ، إستقر بهم المقام فى القاهره حيث يعبر عن ذلك المتغير (OR) حيث اخذ الحالة (OR_2) التى تشير الى ان اصل هذه الاسر محافظة اخرى غير القاهره.

فى هذه المجموعة الاب كبير فى السن ويعمل بالتجارة ، وله عدد كبير من الاولاد ، وحجم الاعاله عنده كبير وتتميز هذه المجموعة بأنها اميه لا تقرأ ولا تكتب وكذلك الزوجات ، كما يظهر الوجه (NF_2) فى هذه الحالة للمتغير (NF) والذى يعبر عن عدد الزوجات مؤكداً ان الاب متزوج من زوجتين .

اما عن الاطفال المتسربين فانهم يعملون بالتجارة ايضا مثل الآباء يستوى فى ذلك الولد والبنت .

وعلى هذا يمكن ان نصل الى الحقيقه التاليه:

١ - ان الاحداثى الاول هو احداثى (عمر الاب) المعبر عنه بالمتغير A مع ملاحظة ان هذا المتغير انما يتضمن كل من المتغيرات T, F, G على التوالى.

٢ - ان الاحداثى الثانى هو الاحداثى الذى يفصل بين المجموعتين أ ، ب السابق ذكرهما.

الاحداثى الثالث :

يظهر من التحليل ان الاحداثى الثالث كانت مساهماته كما يلى:

$\lambda_3 = 0.1056$

$\sigma_3 = 5.93\%$

وهو احداثى الدخل اى المتغير (RE)

الاحداثى الرابع:

$\lambda_4 = 0.1037$

$\sigma_4 = 5.821\%$

يمكن ان نطلق على هذا الاحداثى اسم المستوى الثقافى ، حيث ان المتغيرات التى كان لها اكبر مساهمات فى هذا الجدول هى:

GI, SP, GA, FA,

اما الاحداثى الخامس والسادس والسابع فكانت بياناتهم من التحليل كما يلى:-

$\lambda_5 = 0.0876$ $\quad \tau_5 = 4.914\%$

$\lambda_6 = 0.0785$ $\quad \tau_6 = 4.409\%$

$\lambda_7 = 0.0675$ $\quad \tau_7 = 3.786\%$

وتفسر هذه الاحداثيات الثلاثة فى مجموعها

13.109%

من مجموع التباينات الكلية للشكل.

النتائج العامه للتحليل:

بالاستعانه بالتحليل السابق فى جميع جزئياته يمكن ان نخلص الى انه بصفة عامه يمكن القول بأن غالبية آباء هؤلاء التلاميذ المتسربين من اصل آخر غير القاهرة ، تركوا محافظاتهم للاستقرار فى القاهره ليعملوا كعمال حرفيين لهم مستوى ثقافى متدنى جداً وكذلك دخولهم ضعيفه للغايه ، وعلى هذا نصل الى ان هذه الاسر لا تملك الوسائل المادية والمعنوية لمساعدة اطفالها على التعليم ، بالاضافة الى عدم منح هؤلاء الاطفال عندما يمتنعون عن مواصلة التعليم ويتسربوا ، بل على العكس تجد لهم عملاً.

اى ان الاطفال يدخلون المدرسة لاعتبار الالزام ، البعض يستمر ، والبعض الاخر يتسرب ، وبعد فترة تتزايد احتياجات الاسرة مما يدفع بهؤلاء الاطفال عادة الى ترك المدرسة ، يؤكد ذلك ارتفاع التسرب بين الذكور الذين يساعدون الاسرة في هذه المرحله اما عن الفتيات فتزداد النسبه حيث يرجع ذلك الى جهل الآبـــــاء وعدم وعيهم بأهمية التعليم.

اذن امكن بالتحليل العاملى تحديد اهم العوامل المؤثرة فى توزيع انتشار البيانات بشكل عام ، وليس التحليل السابق الا محاولة توضيحية لهذا الاسلوب ، حيث يمكن ادخال العديد من المتغيرات والجوانب المؤثرة فى التسرب لنحصل علي عوامل اكثر عمقاً ومسئولة بشكل اعمق عن ظهور المشكلة.

وسوف يكون لنا انشاء الله بحث آخر به دراسة اكثر توسعاً فى مجنـــال التحليل العاملى وتطبيقاته المختلفه.

المراجـــع العربيـــــه

١ - سالم عبد العزيز ، المعوقات الاجتماعيه والاقتصاديه لتخطيط التعليم - دراسة تطبيقية على ظاهرة التسرب فى التعليم الابتدائى فى مصر . رسالة دكتوراه غير منشوره - قسم الاجتماع بكلية الاداب (عين شمس) ١٩٧٥.

٢ - عماد الدين محمد سلطان ، التحليل العاملى ، دار المعارف ، ١٩٦٧.

Biblio Graphie

1 - Benzecri (J.P) of F. — Pratique de L'analyse des donnees
Dunod - Paris.

2 - Benzecri (J.P) — L'analyse des donnees.
Tome(1): La Taxinomie
Dunod - Paris.

3 - Benzecri (J.P) — L'analyse des donnees
Tome(2): L'analyse des Correspondances.
Dunod - Paris.

4 - Cancelier(G.) — Analyse Factorielle des Correspondances
appliquee aux sciences de L'education.
These de troisieme Cycle - Paris.

5 - Cordier (B.) — L'analyse factorielle des Correspondances.
These de troisieme Cycle - Paris.

6 - Gantmacher — Theorie des matrices.
Tome I, II.
Dunod - Paris.

7 - Gelfand (I.M), — Glagoleva (E.G) and Kirillov (A.A).
The method of Coordinates.
Volum I
M.I.T. Press.

8 - Kemeny (I.G), — Snell(J.L) and Thompson(G.L)
Introduction to finit mathematics.
Prentice - Hall, INC.

9 - Lebart (L.) — et Fenelon (J.P) Statistiques et informatique
Dunod - Paris.

10 - Morlat (G.) — et Collaborateurs Analyse des donnees multidimentionnelles, Tomes I, II et III
Centre d'etudes economiques d'entreprise-Pares.

11 - Nakache (J.P) — Cours de mathematiques
Tome I et Tome II
I SUP.

12 - Pasqoier(A.) — Elements de Calcul des probabilites et de Theorie des sondages.
Dunod - Paris.

13 - Stewert (G.W) — Introduction to matric Computations.
Academic - Press.

14 - Tobala (Z) — Application de L'analyse Factorielle des Correspondances aux Problimes de L'chseignement Primaira en Egypt.
These de 3 ame cycle - Universite de Paris 6 - Paris.

مطبعة معهد التخطيط القومى