المحور الرابع

طريقة التحليل بالمحاور الرئيسة Principal Axes Factoring Analysis Method

يعتمد هذا الأسلوب على مصفوفة الارتباط المختزلة (Reduced Matrix)، فهي طريقة تتشابه مع طريقة المكونات الرئيسة في استخراج العوامل ونمذجة المتغيرات على هيئة توليفة خطية من العوامل غير المرتبطة، إلا أنها تختلف عنها في النقاط التالية:

- 1- تعمل طريقة المحاور الرئيسة على استخراج الحد الأدنى من العوامل المفسرة للتباين المشترك في المتغيرات.
- 2- تقوم بحساب الاشتراكيات ووضعها في القطر الرئيسي للمصفوفة بدلا من (الواحد الصحيح) كما هو الحال في طريقة المكونات الرئيسة.
- التباين محل الاهتمام هو التباين المشترك (V_{com}) ، في حين ينصب اهتمام طريقة المكونات الرئيسة على التباين الكلي $(V_{t} = V_{com} + V_{sp} + V_{e})$.

ولهذه الأسباب تعد طريقة المحاور الرئيسة أكثر كفاءة من طريقة المكونات الرئيسة. وهي التي نستخدمها في حل التطبيق الآتى:

تطبيق على التحليل بالمحاور الرئيسة

لاحظ مدير تعليم إحدى الولايات النائية تدني المستوى التعليمي في الولاية، وقام بدراسة استطلاعية للتعرف على أبرز المشكلات التي تعاني منها مدارس الولاية، وخلصت الدراسة إلى وجود عشر مشكلات هي كالتالي:

المشكلة	الرمز
استمرار تدفق تعبين المعلمين حديثي التخرج في الولاية	P_1
افتقار المدارس القائمة إلى المرافق الضرورية لأداء الرسالة التربوية	P_2
ضعف متابعة أولياء التلاميذ لأبنائهم	P_3
تكليف المعلمين بتدريس مواد دراسية لا تمت بصلة لتخصصاتهم	P_4
افتقاد التعاون بين المدارس مما يعيق عملية تكامل الأدوار	P_5
عدم كفاية الدعم الذي تتلقاه المدرسة من المؤسسات المجتمعية الأخرى	P_6
تدني مستوى مشاركة المعلمين في صنع القرار المدرسي	P_7
افتقاد التلاميذ الوقت الكافي للمذاكرة جراء تكليف الأسرة له للقيام بأعمال حرفية وزراعية	P_8
عدم كفاية الموارد المالية لتنفيذ الأنشطة الطلابية	P_9
افتقار المدارس للوسائل التعليمية والتجهيزات الضرورية	P_{10}

المطلوب هو: اجراء التحليل العاملي للبيانات المعطاة في الجدول الأتيبطريقة المحاور الرئيسة.

الحل:

مخرجات البرنامج الإحصائي SPSS

تظهر نتائج التحليل بالمحاور الرئيسة في عدة جداول:

الجدول الأول: يتعلق بمدى استيفاء الافتراض الأول (معامل التحديد $Q \neq R^2$) وهو محقق حتى ولو كان صغيرا جدا، وهو ما يشير إلى وجود تكرار في المتغيرات، أي اشتقاق بعضها من بعض. علما أن: معامل التحديد يمكن حسابه من العلاقة التالية: القيم الذاتية (الجذور الكامنة) مدرجة في العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من جدول التباين الكلي المفسر Q العمود الأول من المدود القبر Q العمود الأول من التباين الكلي المفسر Q المدود الكلي المدود الكلي المدود الأول من المدود القبر Q المدود الأول من المدود الأول المدود الأول المدود القبر Q المدود الأول المدود ا

الجدول (1) القيم الذاتية (الجذور الكامنة)

3.268	
2.157	
1.422	
0.716	
0.574	
0.544	
0.466	
0.332	
0.294	
0.228	

 $D = (3.268)\overline{(2.157)....}$ (0.228) = 0.0232 وحاصل ضرب هذه القيم هو

كما يمكن الحصول عليه تحت مصفوفة الارتباط على الشكل التالي:

 $\frac{Correlation\ Matrix^a}{a.\ Determinant = 2.323E - 02}$

الجدول الثاني: يشير إلى مدى تحقق الافتراضين الثاني والثالث:

الجدول (2) KMO and Bartlett's Test

Kaisar-Mayar-Olki	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Samling					
Kaiser-Wieger-Olki	0.715					
Bartlett's Test of	Approx Chi-Square	356.811				
Sphericity	df	45				
	Sig	.000				

فاختبار بارتليت دال إحصائيا، مما يعني وجود ارتباط بين المتغيرات

وتشير قيمة اختبار KMO والتي بلغت 0.715 إلى أن الافتراض الثالث قد تحقق فنسبة التباين قد تجاوزت 0.50.

الجدول الثالث: يتعلق بمصفوفة معاملات الارتباط

الجدول (3) Correlation Matrix

	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}
Correlation P ₁	1	-0.252	0.161	0,633	0,506	0,168	0,620	0,142	-0,147	-0,364
P_2		1	0,45	0,430	-0,171	-0,051	-0,154	-0,069	0,477	0,643
P_3			1	0,060	0,100	0,610	0,052	0,615	0,081	0,042
P_4				1	0,384	0,025	0,359	0,097	-0,183	-0,410
P_5					1	0,154	0,473	0,105	-0,121	-0,338
P_6						1	0,118	0,442	0,043	-0,012
P_7°							1	0,095	-0,105	-0,218
P_8								1	0,003	-0,026
P_9°									1	0,579
P_{10}										1

الجدول الرابع: يفيد في التحقق من مدى استيفاء الافتراض الرابع المتعلق بمقياس كفاية العينة لكل متغير، وبتتبع الأرقام القطرية المؤشر عليها بالحرف (a) نجدها تتجاوز الحد المحكي وهو: (0.50) مما يشير إلى أن كفاية المتغيرات مستوفية للافتراض الرابع. ولو كان أحد المتغيرات أو أكثر قد حصل على قيمة منخفضة عن (0.50) لوجب حذف تلك المتغيرات، ومن ثم إعادة التحليل مرة أخرى.

الجدول (4)

Anti-image Matrices										
	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
Anti-image Correlation P1	.702°	149	-8.72E-02	505	143	-7.41E-02	474	2.462E-02	-5.65E-03	.159
P2	149	.6974	108	.319	103	.129	5.139E-02	7.843E-02	179	454
P3	-8.72E-02	108	.617*	-3.26E-02	7.089E-03	475	9.661E-02	492	-2.03E-02	-8.00E-03
P4	505	.319	-3.26E-02	.728ª	102	.141	B.103E-02	-2.94E-02	-8.47E-02	2.681E-02
P5	143	103	7.089E-03	102	.838ª	-8.61E-02	251	-7.20E-03	-5.08E-02	.215
P6	-7.41E-02	.129	475	.141	-8.61E-02	.689ª	-3.15E-02	-9.19E-02	-4.36E-02	-3.31E-02
P7	474	5.139E-02	9.661E-02	B.103E-02	251	-3.15E-02	.727ª	-4.98E-02	3.066E-02	-8.15E-02
P8	2.462E-02	7.843E-02	492	-2.94E-02	-7.20E-03	-9.19E-02	-4.98E-02	706ª	1.658E-02	-2.65E-02
P9	-5.65E-03	179			-5.08E-02			1.658E-02	.753*	410
P10	.159			2.681E-02	1		-8.15E-02		410	.72

Measures of Sampling Adequacy(MSA)

وللتعرف على كيفية حساب قيم كفاية العينة لكل متغير، ينبغي الإشارة إلى أن المعاملات الصورية ما هي إلا معاملات الارتباط الجزئية الثنائية بين المتغيرات، بمعنى أن العلاقة بين متغيرين يتم حسابها في ظل عزل بقية المتغيرات. وتستخدم هذه المعاملات الجزئية جنبا إلى جنب مع معاملات الارتباط العادية في استخراج قيم كفاية العينة لكل متغير وذلك وفقا للعلاقة التالية:

$$\text{KMO} = \frac{\sum r^2}{\sum r^2 + \sum partial^2}$$

ويمكن تطبيق هذه العلاقة على المتغير (P_1) والتي بلغت قيمة كفاية العينة له (0.702) وهذا يتطلب الحصول على مجموع مربعات معاملات الارتباط الجزئي، وذلك من خلال الجدول التالي:

الارتباط	معاملات	معاملات الارتباط الجزئية		
r^2	r	r^2	r	درجة ارتباط المتغير (P ₁)
0.0538	-0.2320	0.222	-0.1490	P_2
0.0259	0.1610	0.0076	-0.0872	P_3
0.4007	0.6330	0.2550	-0.5050	P_4
0.2560	0.5060	0.0204	-0.1430	P ₅
0.0282	0.1680	0.0055	-0.0741	P ₆
0.3844	0.6200	0.2247	-0.4740	P ₇
0.0202	0.1420	0.0006	0.0246	<i>P</i> ₈
0.0216	-0.1470	0.0000	-0.0056	P ₉
0.1325	-0.3640	0.0253	0.1590	P ₁₀
1.32	المجموع	0.56	المجموع	

وبعد استخراج القيم اللازمة يمكن تطبيق العلاقة، والحصول على النتيجة ذاتها الظاهرة في الجدول:

$$KMO = \frac{1.32}{1.32 + 0.56} = 0.702$$

الجدول الخامس: يشير إلى الاشتراكيات (الشيوع) الأولية (Initial Communalities) والاشتراكيات المستخرجة (Extraction Communalities)، حيث أن الأول عبارة عن مربع قيمة الارتباط المتعدد بين المتغير من جهة وكافة المتغيرات من جهة أخرى.

الجدول (5) الاشتراكيات الأولية والمستخرجة

	Initial	Extraction
$\boldsymbol{P_1}$	0.620	0.834
\boldsymbol{P}_2	0.500	0.577
P_3	0.539	0.849
P_4	0.506	0.458
P_5	0.345	0.374
6	0.406	0.444
P_7	0.432	0.466
<i>P</i> ₈	0.396	0.450
P ₉	0.369	0.419
P_{10}	0.577	0.769

وللتأكيد على أن هذه القيمة هي مربع قيمة الارتباط المتعدد نقوم باستخدام تحليل الانحدار المتعدد، نعتبر P_1 هو المتغير التابع وبقية المتغيرات هي المستقلة فنحصل على الجدول التالى:

Model Summary

			Adjusted	Std Erroe of
Model	R	R Square	R Square	The Estimate
1	· 787 ^a	0.620	0.582	1.1704

a. Predictors: (Constant) P_{10} ; P_6 ; P_7 ; P_8 ; P_4 ; P_5 ; P_9 ; P_2 ; P_3

نلاحظ أن مربع قيمة معامل الارتباط المتعدد هي نفسها الواردة في الاشتراكيات الأولية (0.620)، وهكذا بالنسبة لبقية القيم الواردة في العمود الأول. أما العمود الثاني فيتعلق بقيم الاشتراكيات المستخرجة، وهي حاصل مجموع مربعات تشبعات المتغير في العوامل المستخرجة والتي نوضحها من خلال الجدول التالي:

Factors Matrix^a

	العوامل						
	1	2	3				
P_1	0.793	8.778E-2	0.444				
$\boldsymbol{P_2}$	-0.578	0.287	0.400				
P_3	0.226	0.860	-0.242				
P_4	0.656	-8.40E-02	0.145				
P_5	0.559	4.953E-02	0.242				
P_6	0.235	0.604	-0.158				
P_7	0.560	4.929E-02	0.367				
P_8	0.244	0.589	-0.210				
P_9	-0.417	0.317	0.380				
P_{10}	-0.708	0.354	0.377				

Extraction Method : Pricipal Axis Factoring

3 factor extracted 18 iterations required

من خلال ما سبق يمكن حساب الاشتراكيات المستخرجة (النهائية) للمتغير الأول P_1 على النحو التالى:

$$h_1^2(P_1) = (0.793)^2 + (0.08778)^2 + (0.444)^2 = 0.834$$

وهي القيمة الواردة في العمود الثاني في جدول الاشتراكيات للمتغير الأول.

الجدول السادس: يبين قيمة الجذر الكامن (القيمة الذاتية) لكل عامل، ويتكون الجدول من ثلاثة أقسام كما هو موضح أدناه.

الجدول (6) التباين الكلى المفسر Total Variance Explained

		Initial Eigen	values	Extraction Sums of Squqred Loadings			Rotation Sums of Squqred Loadings		
Factors	Total	% of Var	Cumulative%	Total	% of Var	Cumulative%	Total	% of Var	Cumulative%
1	3.268	32.676	32.676	2.862	28.616	28.616	2.085	20.846	20.846
2	2.167	21.507	64.243	1.779	17.787	46.403	1.806	18.061	138.907
3	1.422	14.216	68.459	1.00	10.000	56.403	1.750	17.496	56.403
4	0.716	7.105	75.623						
5	0.574	5.735	81.359						
6	0.544	5.437	86.796						
7	0.466	4.664	91.460						
8	0.332	3.322	94.782						
9	0.294	2.941	97.723						
10	0.228	2.277	100.00						

Extraction Method: Principal Axis Factoring

تظهر القيم في القسم الثاني أصغر من القيم في السم الأول كما هو الحال في هذا التطبيق جراء استخدام طريق المحاور الرئيس.

ويوضح العمود الأول (Total) في القسم الأول قيم الجذر الكامن لكافة العوامل (علما أن كمية التباين = مجموع الجذور الكامنة = عدد المتغيرات) - على اعتبار أن كل متغير سيكون ممثلا بقيمة الواحد الصحيح – فإن مجموع هذا العمود = 10.

طبقنا طريقة المحاور الرئيسة، فيجب أن ينصب اهتمامنا على القسمين الثاني والثالث حيث:

- قيم القسم الثاني تختص بالجذور الكامنة قبل عملية التدوير؛
- وقيم القسم الثالث تختص بالجذور الكامنة بعد عملية التدوير؛
- ويتشابه القسمان في النسب الإجمالية للتباين المفسر (%56.403)، ويختلفان في توزيع تلك النسب على العوامل الثلاثة.

يتم استخراج الجذر الكامن من خلال مجموع مربعات تشبع المتغيرات في العوامل، مثلا:

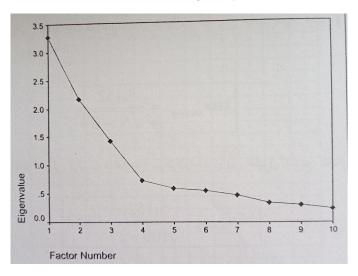
الجذر الكامن الأكبر في القسم الثاني بلغ (2.86) = مجموع مربعات تشبعات المتغيرات في العامل الأول قبل تدوير المحاور كما هو موضح أدناه:

مربع التشبعات	التشبعات
0.629	0.793
0.334	-0.578
0.051	0.226
0.430	0.656
0.312	0.559
0.055	0.235
0.314	0.560
0.060	0.244
0.174	-0.417
0.501	-0.708
2.86	المجموع

وتسري هذه الألية على جميع الجذور الكامنة سواء قبل عملية التدوير أو بعدها، شريطة أن تدرج التشبعات ذات الصلة.

ويتضح من الجدول أن ثلاثة عوامل تم استخراجها وفقا لمحك كايزر (الجذر الكامن ≤ 1). ومن الأفضل استخدام طريقة كاتبل لمقارنة النتائج والتأكد من صحة هذا الاستنتاج.

الرسم البياني لكاتيل Scree Plot



من خلال الرسم البياني لكاتيل يتضح أن عدد العوامل ذات الاتجاه العمودي النازل هي ثلاثة فقط، وابتداء من العامل الرابع تميل العوامل للاتجاه الأفقى، وهذا يؤكد أن عدد العوامل في هذا التطبيق هي ثلاثة فقط.

الجدول السابع: يمثل مصفوفة العوامل بعد التدوير، وهي مصفوفة نتسم بالوضوح مما يسهل عملية التفسير، فالتدوير يعمل على تعظيم التشبعات التي تقل عن (0.4). على تعظيم التشبعات التي تقل عن (0.4). وهذا بدوره ساعد في تسهيل قراءة المصفوفة والتي اتضح من خلالها:

- تشبع أربعة متغيرات في العامل الأول؛
- وتشبع ثلاثة متغيرات في كل من العاملين الثاني والثالث.

وينبغي الإشارة إلى أن هناك عدة اتجاهات تتعلق بقيمة التشبع الذي ينبغي أن يؤخذ بعين الاعتبار، وهي:

- الاتجاه الأول: وهو الأكثر شيوعا، ويتمثل في قبول التشبع إذا تجاوز (0.3)؛
- الاتجاه الثاني: هو اتجاه متحفظ يوصي به فورد وزملاؤه، حيث يتم إهمال أي تشبع يقل عن (0.4)؛
- الاتجاه الثالث: يقوم على صيغة رياضية قدمها كل من (Norman and Streiner)، شريطة أن لا يقل حجم العينة عن $Min_{loading} = \frac{5.152}{\sqrt{N-2}}$

وبتطبيق العلاقة على بيانات هذا التطبيق يكون الحد الأدنى المقبول للتشبع هو:

$$Min_{loading} = \frac{5.152}{\sqrt{100 - 2}} = 0.52$$

وبالنظر إلى التشبعات في الجدول الآتي، يتبين أن التي تجاوزت الحد الأدنى لكافة الاتجاهات الثلاثة هي:

Rotated Factor Matrix^a (7) الجدول

	Factors					
	1	2	3			
P_1	0.895					
\boldsymbol{P}_2		0.740				
P_3			0.917			
P_4	0.591					
P_5	0.585					
P_6			0.658			
P_7	0.679					
P_8			0.666			
P_9		0.643				
P ₁₀		0.830				

Extraction Method: Principal Axis Factoring

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization

a. Rotation Converged in 5 iterations

الجدول الثامن: وهي الخطوة الأخيرة في التحليل العاملي والتي تتمثل في تسمية العوامل بالاعتماد على ما يلي:

- الترميز (Symbolic): كأن يعطى لكل عامل رمزا معينا مثلا: (F_1)
- الوصف (Descriptive): استخدام مفاهيم مختصرة تعكس بوضوح طبيعة المتغيرات التي تضمنها العامل؛
- السببية (Causal): تتجاوز الوصف إلى البحث عن المؤثرات التي تتسبب في تشكيل العامل على النحو الذي تشكل به، بمعنى محاولة سبر الأغوار من خلال الإجابة عن السؤال: "لماذا تضمن متغيرات معينة؟".

وبالنظر إلى العوامل الثلاثة يمكن تلخيصها في الجدول التالي:

وصف العامل	المتغيرات	نسبة التباين المفسر	العامل
التنظيمي	$P_1; P_4; P_5; P_7$	%20.846	الأول
المادي	$P_2; P_9; P_{10};$	%18.061	الثاني
البيئي	$P_3; P_6; P_8;$	%17.496	الثالث

تبنينا الطريق الشائع في تفسير العوامل، وهي طريق الوصف، ويمكن استخدام الطريق السببية. فمثلا:

المتأمل الطبيع المتغيرات (المشكلات) التي تضمنها العامل الأول قد يخرج بتصور أن السبب في ذلك قد يرجع إلى (افتقاد اللوائح والانظمة)، وإذا كانت اللوائح والأنظمة موجودة بالفعل فيمكن تسمية هذا العامل (ضعف متابعة تطبيق اللوائح والأنظمة) بمعنى أن التفسير السببي ينبغي أن يأخذ بعين الاعتبار ما يلي:

- طبيعة المتغيرات التي تشبعت بالعامل؛
- الإلمام بالظروف ذات الصلة بالظاهرة محل الدراسة؛
- الاعتماد على النظريات والاتجاهات السائدة في الحقل الذي تنتمي إليه الظاهرة محل الدراسة.

الجدير بالذكر أن العامل الأول الذي فسر أكبر قدر من التباين، يشار إليه بالنموذج الذي كشف عن أكبر قدر من العلاقات في البيانات محل التحليل، وينبغي عدم تجاوز هذا الأمر عند عملية التحليل.