IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

[إستخدام التحليل العاملي في تحديد أهم العوامل المؤثرة على الرضا الوظيفي في جامعة اجدابيا – ليبيا]

[أ. ايمان موسى فرج الزوي – محاضر مساعد بجامعة اجدابيا – كلية العلوم – قسم الاحصاء]
[أ. ريمه موسى ابوبكر ابوشريدة – محاضر مساعد بجامعة اجدابيا – كلية العلوم – قسم الاحصاء]

الملخص للدراسة:
تناولت هذه الدراسة الرضا الوظيفي للموظفين داخل جامعة اجدابيا حول مدى رضاهم عن عملهم وعلاقاتهم برؤسائهم وبيئة عملهم التي تؤثر على مستوى الرضا الوظيفي لديهم, وتم أستخدام أسلوب التحليل العاملي بطريقة المكونات الرئيسية, وقد جمعت البيانات عن طريق إستبانة وزعت على عينة من موظفي الجامعة حجمها (150) موظف, وتم تحليل البيانات بواسطة برنامج التحليل الإحصائي IBM SPSS Statistics 25 و التوصل إلي عدة نتائج أهمها المرونة والتقدير في التعامل بين الرئيس والموظف و الثقة و الإحترام بين الموظفين وكذلك الإستقرار والإتزان الشخصي و قيمة الإنجاز ومناخ العمل المناسب الذي يشجع على تحسين الأداء الوظيفي وكذلك القدرة على إنجاز العمل والإكتفاء والقناعة والعدالة في الحوافز التي تزيد من رضا الموظفين بعملهم مما يحفزهم لمزيد من التطور والتقدم في العمل.
الكلمات المفتاحية: الرضا الوظيفي – الاحصاءات الوصفية - التحليل العاملي – اختبار بارتلت للدائرية – الجذور الكامنة - التباينات المشتركة – التدوير.

[Using Factorial Analysis in Determining the most important Factors Impacting Job Satisfaction in the University of Ajdabiya - Libya]

Abstract
This research study career job satisfaction of employees at Ajdabiya University. It is about the extent of their satisfaction with their work, their relationships with their managers, and their work environment that effects on their level of job satisfaction. Factor analysis was used by the Principal components. The data was collected through the questionnaire which distributed to (150) university Employees then data was analyzed by IBM SPSS Statistics 25 statistical package. And after analyzing the data, there are several findings:
Flexibility and appreciation between the managers and the employee, Trust and respect between employees, as well as personal stability and balance, The value of achievement, and appropriate work atmosphere that encourages the improvement of job performance as well as the ability to accomplish work, Sufficiency, conviction, and fairness in incentives increase employee satisfaction with their work and lead to work development and progress.

Keyword: Job Satisfaction – Descriptive Statistics - Factor Analysis - Bartlett's Test of Sphericity - Eigenvalues – Communalities – Rotation

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

المقدمه:

أغلب الأبحاث والدراسات السابقة التي تناولت موضوع الرضا الوظيفي اعتمدت على الأساليب الوصفية وقد رأينا أن تعتمد على أسلوب إحصائي معمق لفهم طبيعة العلاقة بين متغيرات الدراسة وبهذا تم أستخدام أسلوب التحليل العاملي وهو أسلوب إحصائي يستخدم في دراسة الظواهر بهدف إرجاعها إلى العوامل المؤثرة فيها، وهو عملية رياضية تستهدف تفسير معاملات الإرتباط الموجبة التي لها دلالة إحصائية بين مختلف المتغيرات ولذلك تم إستخدامه لتحديد أهم العوامل التي تؤثرعلى الرضا الوظيفي لموظفي جامعة اجدابيا , وذلك لتكوين متغيرات جديدة تلخص جميع المعلومات التي من الممكن توفرها في المتغيرات الأصلية وتحديد ما إذا كانت المتغيرات الناتجة تعكس أنماطا من العلاقات مع بعضها البعض ولنصل إلى أقل عدد ممكن من المحاور أو العوامل والتي تمكننا من التعبير عن أكبر قدر من التباين بين هذه المتغيرات.

مشكلة البحث:

يمكن صياغة مشكلة البحث في التساؤلات الآتية:

- ماهي أهم العوامل التي تؤثر على رضا الموظف في عمله؟
- ما هي المتغيرات التي تفسر أكبر قدر ممكن من التباين الكلي؟

أهمية الدراسة:

شريحة العاملين في الجهات العامة شريحة مهمة في المجتمع وركيزة رئيسية لتحقيق أهداف الجهات التي تعمل بها, فرضا الموظف في عمله يلعب دوراكبيراً في تحسين جودة العمل وإتمامه على أكمل وجه ومن هنا دعت الحاجة لعمل دراسة عن رضا الموظفين وقد تم إختيار عينة من موظفي جامعة اجدابيا بكامل كلياتها.

أهداف الدراسة:

- استخدام التحليل العاملي الإستكشافي بطريقة المكونات الرئيسية لإستخراج العوامل المؤثرة في رضا الموظفين في جامعة اجدابيا بجميع كلياتها.
- تلخيص المتغيرات في عدد أقل من العوامل المؤثرة في رضا الموظفين.
- إبراز مجموعة من العناصر الكامنة التي تفسر العلاقات بين المتغيرات في دراسة رضا الموظفين في جامعة اجدابيا.

الفرضيات:

- لايوجد تأثير لعلاقة الموظف برئيسه في العمل على رضاه الوظيفي.
- لايوجد تأثير للعوامل الشخصية للموظف على رضاه الوظيفي.
- لايوجد تأثير لعلاقة الراتب والحوافز للموظف على رضاه الوظيفي.

مجتمع وعينة الدراسة:

يتكون مجتمع الدراسة من موظفي جامعة اجدابيا والتي تتمثل في(الإدارة العامة – كلية العلوم – كلية تقنية المعلومات والحاسبات – كلية الهندسة – كلية الإقتصاد والعلوم السياسية – كلية الحقوق – كلية الآداب – كلية الأعلام والأتصال – كلية الطب البشري – كلية طب الأسنان) والبالغ عددهم (247) موظف. اما عينة البحث فقد أستخدمنا أسلوب المعاينة واعتمادا على معادلة ستيفن ثامبسون (Steven K. Thompson,2012) لتقدير نسبة حجم العينة في حالة المجتمع المحدود, بفرض أن مقدار الخطأ هو5% وبدرجة ثقة 95% هو:

$$n = \frac{Npq}{(N-1) * \frac{B^2}{(z_{1-\alpha/2})^2} + pq}$$

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

N: حجم المجتمع.
B^2 :حد الخطأ ويساوي 0.05
P, q : قيم احتمالية وتساوي 0.5
حيث كان حجم العينة 150 موظف.

حدود الدراسة:

الحدود الزمنية: أجرت هذه الدراسة في الفترة الممتدة من 1-11-2019 الى 15-8-2020.

الحدود المكانية: تم إنجاز هذه الدراسة في جامعة اجدابيا التي تقع في الشمال الشرقي الليبي وتبعد عن مدينة بنغازي نحو 150 كيلومتر.

أداة الدراسة:

تم تجهيز عدد 150 استمارة استبيان ولتحقيق هدف الدراسة تم أستخدام برمجية الحزمة الإحصائية للعلوم الأجتماعية SPSS v(25) كأداة لتحليل بيانات الدراسة, حيث تتضمن استمارة الأستبيان على ثمانية أسئلة شخصية وثلاثة محاور حيث يحتوي المحور الأول على 12 سؤال يخص تأثير صلة الموظف برئيسه في العمل على رضاه الوظيفي, ويحتوي المحور الثاني على 13 سؤال يخص تأثير العوامل الشخصية للموظف على رضاه الوظيفي كما يحتوي المحور الثالث على 5 أسئلة تخص تأثير الراتب والحوافز بالرضا الوظيفي.

validity Reliability and الصدق والثبات للإستبانة

تم قياس الصدق والثبات لبيانات الدراسة وكانت النتائج على الشكل الآتي:

جدول (1): صدق وثبات الإستبانة

م	المحور	عدد الإسئلة	ألفا كرونباخ Cronbach's Alpha	الصدق الظاهري Face validity
1	تأثير علاقة الموظف برئيسه في العمل على أدائه	12	0.90	0.945
2	تأثير العوامل الشخصية للموظف على أدائه الوظيفي	13	0.750	0.866
3	علاقة الراتب والحوافز بالرضا الوظيفي	5	0.691	0.830
4	كامل الإستمارة	30	0.860	0.927

من الجدول(1) يمكننا ملاحظة أن قيمة معامل الثبات (Cronbach's Alpha) لمحاور الدراسة تتراوح بين (0.69 و 0.90) ولجميع محاور الدراسة (0.86) و هذه القيمة أعلى من 0.7 و من ثم يمكننا القول أن محاور الدراسة تتسم بالثبات. (Hair et al,2010).

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

الخصائص العامة لعينة الدراسة

جدول (2): خصائص عامة لعينة الدراسة

العبارة		تكرار	النسبة	العبارة		تكرار	النسبة
مكان العمل	العلوم	31	20.7	المستوى التعليمي	ابتدائي	2	1.3
	تقنية المعلومات (IT)	12	8.0		اعدادي	2	1.3
	الآداب	14	9.3		ثانوي أو مايعادله	13	8.7
	الاقتصاد والعلوم	19	12.7		جامعي أو ما يعادله	128	85.3
	القانون	3	2.0		ماجستير	5	3.3
	الاعلام والإتصال	8	5.3	المسمى الوظيفي	اداري	109	72.7
	الهندسة	17	11.3		فني	14	9.3
	الطب البشري	15	10.0		خدمات	3	2.0
	طب اسنأن	3	2.0		رئيس قسم	12	8.0
	الادارة العامة	28	18.7		رئيس وحدة	9	6.0
العمر	من 20 الى 29 سنة	45	30.0		اخرى	3	2.0
	من 30 الى 39 سنة	93	62.0	المرتب	أقل من 600 دينار	29	19.3
	من 40 الى 49 سنة	9	6.0		من 600 الى 1000	120	80.0
	من 50 الى 59 سنة	3	2.0		من 1001	1	0.7
الجنس	ذكر	60	40.0		من 1401 دينار	0	0
	أنثى	90	60.0	ما لذي دفعك للعمل	لأنها تناسب مؤهلاتي	44	29.3
الحالة الاجتماعية	أعزب	89	59.3		لأنها تعطي الفرصة	34	22.7
	متزوج	59	39.3		لأنها الفرصة الوحيدة	72	48.0
	مطلق	2	1.3	هل أنت مستقر	نعم	113	75.3
	أرمل	0	0		لا	37	24.7
السكن	داخل اجدابيا	146	97.3	هل تفكر في ترك العمل	لا أفكر في ترك العمل	92	61.3
	خارج اجدابيا	4	2.7		أفكر من أجل التقاعد	5	3.3
					أفكر للأنتقال لوظيفة	40	26.7
					أسباب أخرى	13	8.7

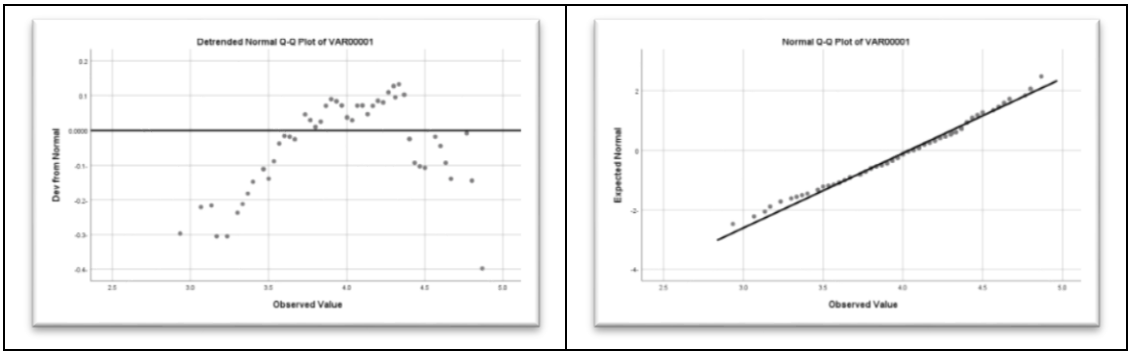
من الجدول (2) نجد أن 62% من أفراد العينة تتراوح أعمارهم من 30 الى 39 سنة كما وجد أن نسبة الإناث كانت 60% من العينة ولاحظنا أن أغلب أفراد العينة كانوا من داخل مدينة اجدابيا حيث كانت نسبتهم 97%, كما أن 85% من أفراد العينة يحملون مؤهلات جامعية أو مايعادلها, وكذلك لاحظنا أن 80% من أفراد العينة يتقاضون مرتب ما بين 600 إلى 1000 دينار.

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

استخدام التحليل العاملي لإستخراج وتحديد وتحليل نتائج الدراس

حتى يتم تحديد أهم العوامل والأسباب التي تؤدي إلى الرضا الوظيفي فإنه سيتم استخدام أختبار التحليل العاملي والذي يشترط بعض الشروط، حيث سيتم التأكد من تحققها ومن ثم القيام بأختبارات التحليل العاملي .وتتمثل هذه الفرضيات في الآتي (شراز2009, 147).

- حجم العينة: ينبغي أن لا تكون العينة صغيرة الحجم ، وأن لا تكون متحيزة فإذا كان حجم العينة 50 مشاهدة أو أقل فإنه لا يمكن القيام بالتحليل العاملي لهذه البيانات , حيث أن عينة الدراسة عددها 150 موظف وهو مستوفي لشرط حجم العينة.
- استقلال الفرضيات :يتطلب هذا الأفتراض الإجابة الفردية على فقرات الأستبيان وهذا الشرط متحقق في الدراسة.
- مقياس ملائمة العينة (Kaiser-Meyer-Olkin and Bartlett's): يشير هذا المقياس إلى مدى كفاءة العينة للتحليل العاملي، وإذا كانت قيمة KMO تفوق 0.50 دليلا على ملائمة العينة ووجدنا أن قيمة KMO لجميع محاور الدراسة أكبر من (0.5) وهذا يدل على إمكانية الإعتمادية على العوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي.
- مصفوفة الأرتباط :يعتمد التحليل العاملي على وجود إرتباطات بين المتغيرات، وكلما كانت الإرتباطات أقوى كان التحليل العاملي أفضل وأكثر دقة . كذلك محدد المصفوفة لقياس مشكلة الإرتباط الذاتي Determinant يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.0001 وهذا يعني أنه لاتوجد مشكلة إرتباط ذاتي.(تيغزة، 2012 ،2) (فهمي ,777,2005).
- قيم MSA في مصفوفة (Anti\-image Matrices) يجب أن تكون الخلايا القطرية لمعاملات الإرتباط تتجاوز القيمة 0.5 ووجدنا أن قيمة MSA لجميع محاور الدراسة أكبر من 0.5 مما يدل على أن مستوى الإرتباط بين كل متغير بالمتغيرات الآخرى في المصفوفة كاف لإجراء التحليل العاملي.
- يشترط أن تكون المتغيرات موزعة توزيعا طبيعيا ووجدنا من نتائج الدراسة أن قيمة أختبار Kolmogorov-Smirnova لاعتدالية البيانات هي Sig=0.200 وهو مستوفي لشرط الأعتدالية, وهذا ما تم ملاحظته وتأكيده من خلال مخططات (Q-Q Plot) كالتالي:



شكل(1):أعتدالية البيانات

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

المحور الأول (تأثير صلة الموظف برئيسه في العمل على رضاه الوظيفي): تم ترميز عبارات المحور كالتالي:

جدول (3): ترميز عبارات المحور الأول

العبارة	الترميز
مناقشة رئيسك المباشر لأدائك خلال عملية التقييم (توضيح نقاط الضعف وإمكانية	$x_{1.1}$
تعامل رئيسك المباشر معك بعدالة كافية يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{2.1}$
تعامل رئيسك المباشر معك بشفافية يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{3.1}$
تطوير أدائك من قبل رئيسك المباشر يزيد من خبراتك العملية و يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{4.1}$
أخذ ارائك بعين الاعتبار من قبل رئيسك عند اتخاذ القرارات يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{5.1}$
تعامل رئيسك المباشر معك باحترام يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{6.1}$
تقدير رئيسك لك في حال قيامك بعمل مميز أو إضافي يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{7.1}$
ثقتك بما يتم إخبارك أو وعدك به من قبل رئيسك يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{8.1}$
حرص رئيسك المباشر على الالتقاء بك لمناقشة أمور العمل يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{9.1}$
التعليمات الصادرة من رئيسك المباشر واضحه ومفهومه مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{10.1}$
منح رئيسك المباشر بعض الصلاحيات لك يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{11.1}$
يستخدم رئيسك المباشر طريقة مرضية في تقييم أدائك مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{12.1}$

مصفوفة الأرتباطات البسيطة للمحور الأول

جدول (4): مصفوفة الأرتباطات البسيطة للمحور الأول

مصفوفة الأرتباطات Correlation Matrix[a]												
$x_{12.1}$	$x_{11.1}$	$x_{10.1}$	$x_{9.1}$	$x_{8.1}$	$x_{7.1}$	$x_{6.1}$	$x_{5.1}$	$x_{4.1}$	$x_{3.1}$	$x_{2.1}$	$x_{1.1}$	
0.21	0.205	0.368	0.363	0.331	0.375	0.419	0.397	0.351	0.383	0.354	1.000	$x_{1.}$
0.34	0.175	0.259	0.354	0.288	0.447	0.375	0.459	0.559	0.763	1.000	0.354	$x_{2.}$
0.43	0.241	0.336	0.453	0.414	0.473	0.454	0.553	0.681	1.000	0.763	0.383	$x_{3.}$
0.35	0.307	0.292	0.486	0.513	0.532	0.553	0.592	1.000	0.681	0.559	0.351	$x_{4.}$
0.40	0.446	0.298	0.555	0.454	0.615	0.564	1.000	0.592	0.553	0.459	0.397	$x_{5.}$
0.34	0.439	0.378	0.486	0.575	0.634	1.000	0.564	0.553	0.454	0.375	0.419	$x_{6.}$
0.42	0.414	0.416	0.554	0.530	1.000	0.634	0.615	0.532	0.473	0.447	0.375	$x_{7.}$
0.28	0.331	0.352	0.469	1.000	0.530	0.575	0.454	0.513	0.414	0.288	0.331	$x_{8.}$
0.31	0.514	0.487	1.000	0.469	0.554	0.486	0.555	0.486	0.453	0.354	0.363	$x_{9.}$
0.52	0.457	1.000	0.487	0.352	0.416	0.378	0.298	0.292	0.336	0.259	0.368	x_{10}
0.32	1.000	0.457	0.514	0.331	0.414	0.439	0.446	0.307	0.241	0.175	0.205	x_{11}
1.00	0.329	0.526	0.319	0.285	0.425	0.348	0.401	0.359	0.435	0.344	0.214	x_{12}
a. Determinant =0.003												

من الجدول (4) نجد أن هناك علاقات أرتباطية طردية قوية ومتوسطة وضعيفة بين المتغيرات المختلفة حيث نجد أن أعلى أرتباط كان بين $x_{2.1}$ و $x_{3.1}$ وقيمته 76% تقريبا .

كذلك نجد أن محدد المصفوفة لقياس مشكلة الأرتباط الذاتي Determinant = 0.003 وهو مستوفي للشرط الذي ينص على أن المحدد يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.0001 وهذا يعني أنه لاتوجد مشكلة أرتباط ذاتي. . (تيغزة، 2012، 2) (فهمي, 777,2005)

اختبار كفاية حجم العينة (مقياس Kaiser-Meyer-Olkin and Bartlett's (KMO))

جدول (5): اختبار كفاية حجم العينة

0.889	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy اختبار كيزر ماير اولكين	
855.617	Approx. Chi-Square قيمة مربع كاي	اختبار بارتليت للدائرية Bartlett's Test of Sphericity
66	df درجات الحرية	
0.000	Sig. القيمة المعنوية	

ومن الجدول (5) نحصل على مدى دقة و كفاية حجم العينة حيث أن قيمة KMO تساوي 0.889 وهي أكبر من (0.5) وهذا يدل على إمكانية الإعتمادية على العوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي وذلك لكفاية حجم العينة المستخدمة في الدراسة , كما نجد أن قيمة مستوى الدلالة لإختبار للدائرية Bartlett's تساوي sig=0.000 وهي أقل من 0.05 وهذا يدل على أن العلاقة دالة إحصائية أي أن هناك إرتباط بين المتغيرات مما يدل على إمكانية إجراء التحليل العاملي على البيانات.

مقياس كفاية التعيين أو العينة MSA (Measure of Sampling Adequacy)

جدول (6): مقياس كفاية التعيين أو العينة

Anti-image Matrices										
$X_{12.1}$	$X_{11.1}$	$X_{10.1}$	$X_{9.1}$	$X_{8.1}$	$X_{7.1}$	$X_{6.1}$	$X_{5.1}$	$X_{4.1}$	$X_{3.1}$	$X_{2.}$
0.111	0.106	-0.237	-0.048	-0.027	-0.005	-0.157	-0.141	0.014	-0.043	-0.093
0.001	0.041	0.018	0.027	0.122	-0.160	0.012	-0.001	-0.070	-0.593	0.829a
-0.161	0.077	-0.038	-0.086	-0.079	0.095	-0.002	-0.121	-0.324	0.833a	-0.593
-0.007	0.009	0.064	-0.078	-0.175	-0.041	-0.151	-0.156	0.929a	-0.324	-0.070
-0.139	-0.193	0.208	-0.179	0.001	-0.225	-0.099	0.914a	-0.156	-0.121	-0.001
-0.001	-0.162	-0.011	0.026	-0.251	-0.271	0.920a	-0.099	-0.151	-0.002	0.012
-0.123	-0.004	-0.063	-0.157	-0.152	0.923a	-0.271	-0.225	-0.041	0.095	-0.160
0.032	0.013	-0.073	-0.103	0.927a	-0.152	-0.251	0.001	-0.175	-0.079	0.122
0.129	-0.242	-0.237	0.916a	-0.103	-0.157	0.026	-0.179	-0.078	-0.086	0.027
-0.405	-0.237	0.807a	-0.237	-0.073	-0.063	-0.011	0.208	0.064	-0.038	0.018
-0.044	0.880a	-0.237	-0.242	0.013	-0.004	-0.162	-0.193	0.009	0.077	0.041
0.853a	-0.044	-0.405	0.129	0.032	-0.123	-0.001	-0.139	-0.007	-0.161	0.001

a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)

تظهر قيم MSA في مصفوفة (Anti\-image Matrices) أن الخلايا القطرية لمعاملات الأرتباط للجدول (6) كلها تتجاوز القيمة 0.5 مما يدل على أن مستوى الأرتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الأرتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

نسبة التباين الكلي المفسر

جدول (7): نسبة التباين الكلي المفسر

نسبة التباين الكلي المفسر Total Variance Explained									
العوامل	الجذور المميزه			مجموع مربعات الأحمال المستخرجة			مجموع مربعات الأحمال المدورة		
	الجذور الكامنة	التباين الكلي %	التباين المتجمع %	الجذور الكامنة	التباين الكلي %	التباين المتجمع %	الجذور الكامنة	التباين الكلي %	التباين المتجمع %
1	5.734	47.787	47.787	5.734	47.787	47.787	3.498	29.151	29.151
2	1.257	10.473	58.260	1.257	10.473	58.260	3.493	29.109	58.260
3	0.953	7.938	66.198						
4	0.781	6.508	72.706						
5	0.666	5.549	78.256						
6	0.557	4.644	82.900						
7	0.461	3.841	86.741						
8	0.434	3.616	90.357						
9	0.361	3.004	93.361						
10	0.310	2.581	95.942						
11	0.290	2.416	98.358						
12	0.197	1.642	100.00						
Extraction Method: Principal Component Analysis									

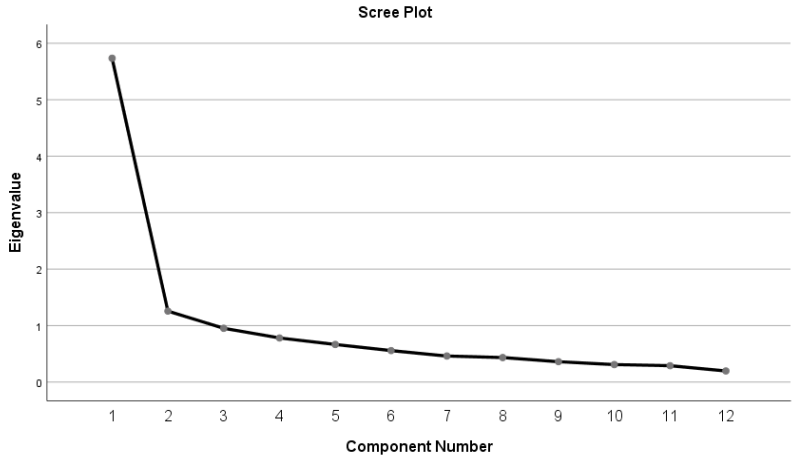
يعطي الجدول (7) نسبة التباين الكلي المفسر شرحا تفصيليا للتباين الكلي في ثلاث مراحل متتالية وطريقة إستخلاص العوامل بإستخدام طريقة المكونات الأساسية (Principal Component Analysis)

المرحلة الأولى Initial Eigenvalues:

يحتوي الجدول السابق على 12 (توليفة) علاقة خطية للبيانات والقيم المبدئية للجذور الكامنة لكل مكون من المكونات فقيمة الجذور الكامنة للمكون الأول 5.734 حيث تفسر تباينات هذا المكون 47.787% من التباين الكلي, اما قيمة الجذور الكامنة للمكون الثاني تساوي 1.257 وتفسر 10.473% من التباين الكلي.

المرحلة الثانية Extraction Sums of Squared Loadings:

في هذه المرحلة تم إستخلاص عاملين وأهملت العوامل العشر الأخرى التي لا تبلغ قيمة الجذور الكامنة فيها أكبر من الواحد الصحيح. ونجد أن مجموع ما يفسره المكون الأول والثاني هو 58.260% من التباين الكلي.



شكل (2): قيم الجذور الكامنة

الشكل (2) Scree plot يوضح قيم الجذور الكامنة لكل عامل على المحور الصادي y ورقم المكون على المحور السيني x , نلاحظ أن المنحنى بدأ يستقر بعد العامل الثاني لأن العوامل الأولى والثانية لها جذر كامن أكبر من الواحد الصحيح.

المرحلة الثالثة Rotation Sums of Squared Loadings:

في هذه المرحلة تم تدوير قيم الجذور الكامنة التي برزت في المرحلة الثانية حيث يظهر في الجدول هذه القيم ومدى مساهمتها في التباين الكلي بعد إجراء عملية التدوير, فنلاحظ إختلاف القيم والنسب والنسب المتجمعة قبل وبعد التدوير.

التباينات المشتركة (الإشتراكيات):

يعرض الجدول التالي مقدار التباينات المشتركة لكل عبارة بعد عملية إستخراج العوامل الكامنة فيها

جدول (8): التباينات المشتركة

درجة الشيوع Communalities		
درجة الشيوع Extraction	Initial	
0.327	1.000	$x_{1.1}$
0.744	1.000	$x_{2.1}$
0.800	1.000	$x_{3.1}$
0.687	1.000	$x_{4.1}$
0.607	1.000	$x_{5.1}$
0.589	1.000	$x_{6.1}$
0.624	1.000	$x_{7.1}$
0.466	1.000	$x_{8.1}$
0.595	1.000	$x_{9.1}$
0.562	1.000	$x_{10.1}$
0.625	1.000	$x_{11.1}$
0.365	1.000	$x_{12.1}$
Extraction Method: Principal Component Analysis		

من الجدول(8) نلاحظ أن العوامل المشتركة تفسر نسبة تباين المتغيرات التي تتراوح بين (0.327 و 0.80) حيث أن أعلى نسبة للمتغير $x_{3.1}$ هي 80% تقريبا من التباين في المتغير تفسره العوامل المشتركة.

مصفوفة المكونات قبل التدوير:

جدول (9): مصفوفة المكونات قبل التدوير

Component Matrixa مصفوفة المكونات		
Component المكون		
2	1	
	0.569	$x_{1.1}$
-0.562-	0.654	$x_{2.1}$
-0.479-	0.756	$x_{3.1}$
-0.316-	0.767	$x_{4.1}$
	0.777	$x_{5.1}$
	0.761	$x_{6.1}$
	0.786	$x_{7.1}$
	0.676	$x_{8.1}$
	0.732	$x_{9.1}$
0.447	0.602	$x_{10.1}$
0.547	0.571	$x_{11.1}$
	0.586	$x_{12.1}$
Extraction Method: Principal Component Analysis.		
a. 3 components extracted.		

الجدول (9) يوضح مصفوفة المكونات أو العوامل Component Matrix ونتائج إستخلاص العوامل قبل التدوير والتي تتضمن عاملين وفقا لطريقة تحليل المكونات الأساسية Principal Component ونلاحظ أن الجدول يهمل التشبعات التي تقل عن 0.3 لعدم أهميتها.

من المعروف في التحليل العاملي أن العوامل المستخلصة قبل التدوير تكون أقل وضوحاً لذلك لابد من تحسين هذه النتائج عن طريق التدوير وكانت النتائج ممثلة في الجدول التالي:

مصفوفة المكونات بعد التدوير:

جدول (10): مصفوفة المكونات بعد التدوير

مصفوفة المكونات بعد التدوير Component Matrixa		
Component المكون		
2	1	
	0.445	$x_{1.1}$
	0.860	$x_{2.1}$
	0.873	$x_{3.1}$
	0.766	$x_{4.1}$
	0.590	$x_{5.1}$
0.607		$x_{6.1}$
0.612		$x_{7.1}$
0.548		$x_{8.1}$
0.689		$x_{9.1}$
0.741		$x_{10.1}$
0.791		$x_{11.1}$
0.519		$x_{12.1}$
Extraction Method: Principal Component Analysis.		
a. Rotation converged in 5 iterations		

الجدول (10) يوضح مصفوفة المكونات أو العوامل Component Matrix ونتائج إستخلاص العوامل بعد التدوير وفقا لطريقة تحليل المكونات الأساسية Principal Component وطريقة تدوير العوامل بإستخدام معيار أكبر تباين وهي Rotation Method Varimax ونلاحظ أنه تم إستخلاص عاملين وهما:

العامل الأول لديه علاقات قوية مع 5 متغيرات من أصل 12 متغير. وهو أهم العوامل المستخلصة ويفسر 29.151 % من التباين الكلي ويضم المتغيرات الخمس التالية :

$x_{1.1}$: مناقشة رئيسك المباشر لأدائك خلال عملية التقييم (توضيح نقاط الضعف وإمكانية التطوير) يزيد من رضاك الوظيفي , $x_{2.1}$: تعامل رئيسك المباشر معك بعدالة كافية يزيد من رضاك الوظيفي, $x_{3.1}$: تعامل رئيسك المباشر معك بشفافية يزيد من رضاك الوظيفي,$x_{4.1}$: تطوير أدائك من قبل رئيسك المباشر يزيد من خبراتك العملية و يزيد من رضاك الوظيفي, $x_{5.1}$: أخذ آرائك بعين الإعتبار من قبل رئيسك عند إتخاذ القرارات يزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بعامل (المرونة والتقدير في التعامل).

أما العامل الثاني لديه علاقات قوية مع 7 متغيرات من اصل 12 متغير. وهو يفسر 29.109% من التباين المتبقي بعد إستخلاص العامل الأول ويضم السبعة المتغيرات التالية:

$x_{6.1}$: تعامل رئيسك المباشر معك بإحترام يزيد من رضاك الوظيفي , $x_{7.1}$: تقدير رئيسك لك في حال قيامك بعمل مميز أو إضافي يزيد من رضاك الوظيفي, $x_{8.1}$: ثقتك بما يتم إخبارك أو وعدك به من قبل رئيسك يزيد من رضاك الوظيفي,$x_{9.1}$: حرص رئيسك المباشر على الإلتقاء بك لمناقشة أمور العمل يزيد من رضاك الوظيفي, $x_{10.1}$:

التعليمات الصادرة من رئيسك المباشر واضحه ومفهومه مما يزيد من رضاك الوظيفي.$x_{11.1}$: منح رئيسك المباشر بعض الصلاحيات لك يزيد من رضاك الوظيفي. $x_{12.1}$: يستخدم رئيسك المباشر طريقة مرضية في تقييم أدائك مما يزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بعامل (الثقة و الإحترام).

المحور الثاني (تأثير العوامل الشخصية للموظف على رضاه الوظيفي):تم ترميز عبارات المحور كالتالي

جدول (11): ترميز عبارات المحور الثاني

العبارة	الترميز
تطابق مؤهلك العلمي مع طبيعة عملك في الكلية يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{1.2}$
تشعر بأن مكان عملك الذي يتلأم مع خبرتك العملية يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{2.2}$
مكانتك الاجتماعية التي توفرها لك الوظيفة مرضية مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{3.2}$
تأثير أدائك الوظيفي بالعوامل المتعلقة بشخصيتك يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{4.2}$
جرأتك في العمل تزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{5.2}$
القدرة على تحمل الضغوط في العمل تزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{6.2}$
القدرة على العمل ضمن المجموعة تزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{7.2}$
الاستقرار العائلي يزيد من رضاك الوظيفي .	$X_{8.2}$
الاحترام والتقدير المتبادل بينك وبين زملائك يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{9.2}$
الاستقرار النفسي في عملك يزيد من رضاك الوظيفي .	$X_{10.2}$
الوقت المخصص لأنجاز المهام المكلف بها كافٍ مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{11.2}$
بيئة العمل مهيئة في الكلية من حيث (تهوية –أنارة – تدفئة) مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{12.2}$
الاهتمام الكافٍ بالنظافة في الكلية يزيد من رضاك الوظيفي.	$X_{13.2}$

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

مصفوفة الأرتباطات البسيطة للمحور الثاني

جدول (12): مصفوفة الأرتباطات البسيطة للمحور الثاني

مصفوفة الأرتباطات Correlation Matrix[a]

$x_{13.2}$	$x_{12.2}$	$x_{11.2}$	$x_{10.2}$	$x_{9.2}$	$x_{8.2}$	$x_{7.2}$	$x_{6.2}$	$x_{5.2}$	$x_{4.2}$	$x_{3.2}$	$x_{2.2}$	$x_{1.2}$	
0.022	0.092	0.066	0.026	0.046	0.239	0.012	0.111	0.167	0.403	0.310	0.518	1.000	$x_{1.2}$
-	0.191	-	0.073	0.096	0.163	0.042	0.053	0.215	0.379	0.264	1.000	0.518	$x_{2.2}$
0.055	0.125	0.246	0.024	0.090	0.101	0.156	0.203	0.099	0.402	1.000	0.264	0.310	$x_{3.2}$
0.054	-	0.035	0.123	0.310	0.258	0.274	0.170	0.320	1.000	0.402	0.379	0.403	$x_{4.2}$
0.141	0.179	0.134	0.229	0.304	0.222	0.071	0.194	1.000	0.320	0.099	0.215	0.167	$x_{5.2}$
0.273	0.223	0.387	0.127	0.178	0.284	0.262	1.000	0.194	0.170	0.203	0.053	0.111	$x_{6.2}$
0.115	0.099	0.184	0.210	0.548	0.309	1.000	0.262	0.071	0.274	0.156	0.042	0.012	$x_{7.2}$
0.284	0.165	0.261	0.455	0.435	1.000	0.309	0.284	0.222	0.258	0.101	0.163	0.239	$x_{8.2}$
0.145	-	0.251	0.584	1.000	0.435	0.548	0.178	0.304	0.310	0.090	0.096	0.046	$x_{9.2}$
0.213	0.022	0.263	1.000	0.584	0.455	0.210	0.127	0.229	0.123	0.024	0.073	0.026	$x_{10.2}$
0.456	0.401	1.000	0.263	0.251	0.261	0.184	0.387	0.134	0.035	0.246	-	0.066	$x_{11.2}$
0.493	1.000	0.401	0.022	-	0.165	0.099	0.223	0.179	-	0.125	0.191	0.092	$x_{12.2}$
1.000	0.493	0.456	0.213	0.145	0.284	0.115	0.273	0.141	0.054	0.055	-	0.022	$x_{13.2}$

a. Determinant = 0.027

نلاحظ من جدول (12) نجد أن هناك علاقات أرتباطية طردية وعكسية متوسطة وضعيفة بين المتغيرات المختلفة حيث نجد أن أعلى أرتباط كان بين $x_{9.2}$ و $x_{10.2}$ وقيمته 58% تقريبا .

كذلك نجد أن محدد المصفوفة لقياس مشكلة الأرتباط الذاتي Determinant = 0.027 وهو مستوفي للشرط الذي ينص على أن المحدد يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.0001 وهذا يعني أنه لاتوجد مشكلة أرتباط ذاتي.

اختبار كفاية حجم العينة (مقياس Kaiser-Meyer-Olkin and Bartlett's (KMO))

جدول (13): اختبار كفاية حجم العينة

0.698	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy اختبار كيزر ماير اولكين	
519.649	Approx. Chi-Square قيمة مربع كاي	اختبار بارتليت للدائرية Bartlett's Test of Sphericity
78	df درجات الحرية	
.0000	Sig. القيمة المعنوية	

ومن الجدول (13) نحصل على مدى دقة و كفاية حجم العينة حيث أن قيمة KMO تساوي 0.698 وهي أكبر من 0.5 وهذا يدل على إمكانية الإعتمادية على العوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي وذلك لكفاية حجم العينة المستخدمة في الدراسة , كما نجد أن قيمة مستوى الدلالة لإختبار للدائرية Bartlett's تساوي sig=0.000 وهي أقل من 0.05 وهذا يدل على أن العلاقة دالة إحصائيا أي أن هناك إرتباط بين المتغيرات مما يدل على إمكانية إجراء التحليل العاملي على البيانات.

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

مقياس كفاية التعيين أو العينة (Measure of Sampling Adequacy) MSA

جدول (14): مقياس كفاية التعيين أو العينة

Anti-image Matrices

	$X_{12.2}$	$X_{11.2}$	$X_{10.2}$	$X_{9.2}$	$X_{8.2}$	$X_{7.2}$	$X_{6.2}$	$X_{5.2}$	$X_{4.2}$	$X_{3.2}$	$X_{2.2}$	$X_{1.2}$	
	0.055	-0.104	0.070	0.070	-0.191	0.085	-0.002	-0.006	-0.203	-0.108	-0.408	0.690a	$X_{1.2}$
	-0.293	0.240	-0.081	-0.053	-0.003	0.052	-0.004	-0.052	-0.160	-0.109	0.621a	-0.408	$X_{2.2}$
	-0.019	-0.247	0.014	0.061	0.067	-0.063	-0.068	0.059	-0.304	0.711a	-0.109	-0.108	$X_{3.2}$
	0.151	0.104	0.080	-0.126	-0.064	-0.142	-0.028	-0.228	0.740a	-0.304	-0.160	-0.203	$X_{4.2}$
	-0.166	0.019	-0.044	-0.216	-0.007	0.188	-0.122	0.727a	-0.228	0.059	-0.052	-0.006	$X_{5.2}$
	0.007	-0.244	0.042	0.074	-0.139	-0.170	0.808a	-0.122	-0.028	-0.068	-0.004	-0.002	$X_{6.2}$
	-0.141	0.040	0.159	-0.498	-0.104	0.623a	-0.170	0.188	-0.142	-0.063	0.052	0.085	$X_{7.2}$
	-0.047	-0.004	-0.276	-0.110	0.841a	-0.104	-0.139	-0.007	-0.064	0.067	-0.003	-0.191	$X_{8.2}$
	0.169	-0.146	-0.452	0.661a	-0.110	-0.498	0.074	-0.216	-0.126	0.061	-0.053	0.070	$X_{9.2}$
	0.095	-0.117	0.690a	-0.452	-0.276	0.159	0.042	-0.044	0.080	0.014	-0.081	0.070	$X_{10.2}$
	-0.272	0.703a	-0.117	-0.146	-0.004	0.040	-0.244	0.019	0.104	-0.247	0.240	-0.104	$X_{11.2}$
	0.576a	-0.272	0.095	0.169	-0.047	-0.141	0.007	-0.166	0.151	-0.019	-0.293	0.055	$X_{12.2}$
	-0.397	-0.214	-0.091	0.005	-0.123	0.047	-0.079	0.014	-0.091	0.075	0.120	0.020	$X_{13.2}$

sures of Sampling Adequacy(MSA)

تظهر قيم MSA في مصفوفة (Anti-image Matrices) أن الخلايا القطرية لمعاملات الأرتباط للجدول (14) كلها تتجاوز القيمة 0.5 مما يدل على أن مستوى الأرتباط بين كل متغير بالمتغيرات الآخرى في مصفوفة الأرتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

نسبة التباين الكلي المفسر Total Variance Explained									
العوامل	الجذور المميزه			مجموع مربعات الأحمال المستخرجة			مجموع مربعات الأحمال المدورة		
	الجذور الكامنة	التباين الكلي %	التباين المتجمع %	الجذور الكامنة	التباين الكلي %	التباين المتجمع %	الجذور الكامنة	التباين الكلي %	التباين المتجمع %
1	3.448	26.525	26.525	3.448	26.525	26.525	2.300	17.692	17.692
2	1.920	14.770	41.295	1.920	14.770	41.295	2.121	16.312	34.004
3	1.623	12.481	53.777	1.623	12.481	53.777	2.109	16.220	50.225
4	1.075	8.268	62.045	1.075	8.268	62.045	1.537	11.821	62.045
5	.8460	6.507	68.553						
6	.7890	6.072	74.624						
7	.7410	5.696	80.321						
8	.6040	4.650	84.971						
9	.5070	3.902	88.873						
10	.4870	3.747	92.620						
11	.3750	2.882	95.502						
12	.3250	2.501	98.003						
13	.2600	1.997	100.00						

Extraction Method: Principal Component Analysis

نسبة التباين الكلي المفسر

جدول (15): نسبة التباين الكلي المفسر

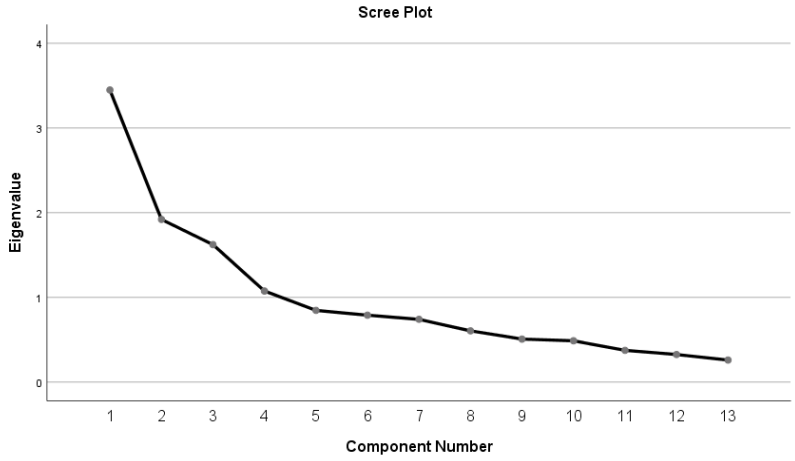
يعطي الجدول (15) نسبة التباين الكلي المفسر شرحا تفصيليا للتباين الكلي في ثلاث مراحل متتالية وطريقة إستخلاص العوامل بإستخدام طريقة المكونات الاساسية (Principal Component Analysis)

المرحلة الأولى Initial Eigenvalues:

يحتوي الجدول السابق على 13 (توليفة) علاقة خطية للبيانات والقيم المبدئية للجذور الكامنة لكل مكون من المكونات فقيمة الجذور الكامنة للمكون الأول 3.448 حيث تفسر تباينات هذا المكون 26.525% من التباين الكلي, اما قيمة الجذور الكامنة للمكون الثاني تساوي 1.920 وتفسر 14.770% من التباين الكلي, و قيمة الجذور الكامنة للمكون الثالث تساوي 1.623 وتفسر 12.481% من التباين الكلي , وكذلك قيمة الجذور الكامنة للمكون الرابع تساوي 1.075 وتفسر 8.268% من التباين الكلي.

المرحلة الثانية Extraction Sums of Squared Loadings :

في هذه المرحلة تم إستخلاص أربعة عوامل وأهملت العوامل التسعة الآخرى التي لا تبلغ قيمة الجذور الكامنة فيها أكبر من الواحد الصحيح. ونجد أن مجموع ما تفسره المكونات الأربعة هو 62.045% من التباين الكلي.



شكل (3): قيم الجذور الكامنة

الشكل (3) Scree plot يوضح قيم الجذور الكامنة لكل عامل على المحور الصادي y ورقم المكون على المحور السيني x , نلاحظ أن المنحنى بدأ يستقر بعد العامل الرابع لأن العوامل الأربعة الأولى لها جذر كامن أكبر من الواحد الصحيح.

المرحلة الثالثة Rotation Sums of Squared Loadings:

في هذه المرحلة تم تدوير قيم الجذور الكامنة التي برزت في المرحلة الثانية حيث يظهر في الجدول هذه القيم ومدى مساهمتها في التباين الكلي بعد إجراء عملية التدوير, فنلاحظ إختلاف القيم والنسب والنسب المتجمعة قبل وبعد التدوير.

التباينات المشتركة (الإشتراكيات)

يعرض الجدول التالي مقدار التباينات المشتركة لكل عبارة بعد عملية إستخراج العوامل الكامنة فيها

جدول (16): التباينات المشتركة

درجة الشيوع Communalities		
درجة الشيوع المستخلصة Extraction	Initial	
0.629	1.000	$x_{1.2}$
0.673	1.000	$x_{2.2}$
0.635	1.000	$x_{3.2}$
0.636	1.000	$x_{4.2}$
0.420	1.000	$x_{5.2}$
0.467	1.000	$x_{6.2}$
0.637	1.000	$x_{7.2}$
0.534	1.000	$x_{8.2}$
0.791	1.000	$x_{9.2}$
0.672	1.000	$x_{10.2}$
0.647	1.000	$x_{11.2}$
0.674	1.000	$x_{12.2}$
0.651	1.000	$x_{13.2}$
Extraction Method: Principal Component Analysis		

من الجدول(16) نلاحظ أن العوامل المشتركة تفسر نسبة تباين المتغيرات التي تتراوح بين (0.42 و 0.791) حيث أن أعلى نسبة للمتغير $x_{9.2}$ هي 79% تقريبا من التباين في المتغير تفسره العوامل المشتركة.

مصفوفة المكونات قبل التدوير

جدول (17): مصفوفة المكونات قبل التدوير

مصفوفة المكونات Component Matrixa				
المكون Component				
4	3	2	1	
		0.631	0.400	$x_{1.2}$
		0.661	0.371	$x_{2.2}$
-0.494-		0.380	0.422	$x_{3.2}$
		0.544	0.551	$x_{4.2}$
0.404			0.487	$x_{5.2}$
-0.325-			0.526	$x_{6.2}$
-0.465-	-0.359-		0.526	$x_{7.2}$
			0.671	$x_{8.2}$
	-0.584-		0.657	$x_{9.2}$
0.322	-0.454-		0.551	$x_{10.2}$
	0.334	-0.454-	0.550	$x_{11.2}$
	0.643		0.402	$x_{12.2}$
	0.412	-0.470-	0.480	$x_{13.2}$
Extraction Method: Principal Component Analysis.				
a. 3 components extracted.				

الجدول (17) يوضح مصفوفة المكونات أو العوامل Component Matrix ونتائج إستخلاص العوامل قبل التدوير والتي تتضمن 4 عوامل وفقا لطريقة تحليل المكونات الأساسية Principal Component ونلاحظ أن الجدول يهمل التشبعات التي تقل عن 0.3 لعدم أهميتها.

من المعروف في التحليل العاملي أن العوامل المستخلصة قبل التدوير تكون أقل وضوحاً لذلك لابد من تحسين هذه النتائج عن طريق التدوير وكانت النتائج ممثلة في الجدول التالي:

مصفوفة المكونات بعد التدوير

جدول (18): مصفوفة المكونات بعد التدوير

مصفوفة المكونات بعد التدوير Component Matrixa				
Component المكون				
4	3	2	1	
		0.786		$x_{1.2}$
		0.816		$x_{2.2}$
0.632		0.437		$x_{3.2}$
0.435		0.617		$x_{4.2}$
		0.413	0.440	$x_{5.2}$
0.488	0.462			$x_{6.2}$
0.665			0.432	$x_{7.2}$
			0.639	$x_{8.2}$
0.332			0.824	$x_{9.2}$
			0.812	$x_{10.2}$
0.327	0.707			$x_{11.2}$
	0.798			$x_{12.2}$
	0.781			$x_{13.2}$
Extraction Method: Principal Component Analysis.				
a. 3 components extracted.				

الجدول (18) يوضح مصفوفة المكونات أو العوامل Component Matrix ونتائج إستخلاص العوامل بعد التدوير وفقا لطريقة تحليل المكونات الأساسية Principal Component وطريقة تدوير العوامل هي Rotation Method Varimax ونلاحظ أنه تم إستخلاص اربعة عوامل وهي:

العامل الأول لديه علاقات قوية مع 4 متغيرات من أصل 13 متغير. وهو أهم العوامل المستخلصة ويفسر% 17.692 من التباين الكلي ويضم المتغيرات الخمسة التالية :

$x_{5.2}$: جرأتك في العمل تزيد من رضاك الوظيفي , $x_{8.2}$: الاستقرار العائلي يزيد من رضاك الوظيفي, $x_{9.2}$: الاحترام والتقدير المتبادل بينك وبين زملائك يزيد من رضاك الوظيفي, $x_{10.2}$: الاستقرار النفسي في عملك يزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بالعامل (الإستقرار والإتزأن الشخصي).

العامل الثاني لديه علاقات قوية مع 3 متغيرات من أصل 13 متغير. وهو يفسر 16.312% من التباين المتبقي بعد إستخلاص العامل الأول ويضم ثلاث متغيرات كالتالي:

$x_{1.2}$: تطابق مؤهلك العلمي مع طبيعة عملك في الكلية يزيد من رضاك الوظيفي, $x_{2.2}$: تشعر بأن مكان عملك الذي يتلأم مع خبرتك العملية يزيد من رضاك الوظيفي, $X_{4.2}$: تأثير أدائك الوظيفي بالعوامل المتعلقة بشخصيتك يزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بالعامل (قيمة الأنجاز).

العامل الثالث لديه علاقات قوية مع 3 متغيرات من أصل 13 متغير. وهو يفسر 16.220% من التباين المتبقي بعد إستخلاص العامل الأول والثاني ويضم ثلاث متغيرات كالتالي:

$x_{11.2}$: الوقت المخصص لأنجاز المهام المكلف بها كافٍ مما يزيد من رضاك الوظيفي $x_{12.2}$: بيئة العمل مهيئة في الكلية من حيث (تهوية –إنارة – تدفئة) مما يزيد من رضاك الوظيفي $x_{13.2}$: الاهتمام الكافٍ بالنظافة في الكلية يزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بعامل (مناخ عمل مناسب).

العامل الرابع لديه علاقات قوية مع 3 متغيرات من اصل 13 متغير. وهو يفسر 11.821% من التباين المتبقي بعد إستخلاص العامل الأول والثاني ويضم ثلاث متغيرات كالتالي:

$X_{3.2}$: مكانتك الإجتماعية التي توفرها لك الوظيفة مرضية مما يزيد من رضاك الوظيفي,$x_{6.2}$: القدرة على تحمل الضغوط في العمل تزيد من رضاك الوظيفي,$x_{7.2}$: القدرة على العمل ضمن المجموعة تزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بعامل (القدرة على أنجاز العمل).

المحور الثالث:

تم ترميز عبارات المحور الثالث (تأثير الراتب والحوافز بالرضا الوظيفي) كالتالي:

جدول (19): ترميز عبارات المحور الثالث

العبارة	الترميز
يعتبر الراتب الأساسي الحالي الذي تتقاضاه مرضيا لك مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{1.3}$
يعتبر الراتب الأساسي الحالي الذي تتقاضاه مقارنة بحجم مهامك ومسؤولياتك داخل	$x_{2.3}$
يمثل الحافز السنوي حافزاً معنويا لزيادة أنتاجياتك مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{3.3}$
تمنح المكافآت على أسس ومعايير واضحة و عادلة مما تزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{4.3}$
منح الترقيات الوظيفية يؤثر إيجابا على الأداء مما يزيد من رضاك الوظيفي.	$x_{5.3}$

مصفوفة الأرتباطات البسيطة للمحور الثالث

جدول (20): مصفوفة الأرتباطات البسيطة للمحور الثالث

مصفوفة الإرتباطات Correlation Matrix[a]					
$x_{5.3}$	$x_{4.3}$	$x_{3.3}$	$x_{2.3}$	$x_{1.3}$	
-0.026	0.332	0.323	0.778	1	$x_{1.3}$
0.037	0.250	0.348	1	0.778	$x_{2.3}$
0.264	0.365	1	0.348	0.323	$x_{3.3}$
0.252	1	0.365	0.250	0.332	$x_{4.3}$
1	0.252	0.264	0.037	-0.026	$x_{5.3}$
a. Determinant = 0.224					

نلاحظ من جدول (20) نجد أن هناك علاقات أرتباطية طردية وعكسية قوية وضعيفة بين المتغيرات المختلفة حيث نجد أن أعلى أرتباط كان بين $x_{1.3}$ و $x_{2.3}$ وقيمته 78% تقريبا .

كذلك نجد أن محدد المصفوفة لقياس مشكلة الأرتباط الذاتي Determinant = 0.224 وهو مستوفي للشرط الذي ينص على أن المحدد يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.0001 وهذا يعني أنه لاتوجد مشكلة أرتباط ذاتي

اختبار كفاية حجم العينة (مقياس Kaiser-Meyer-Olkin and Bartlett's (KMO))

جدول (21): اختبار كفاية حجم العينة

0.608	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy اختبار كيزر ماير اولكين	
206.840	Approx. Chi-Square قيمة مربع كاي	اختبار بارتليت للدائرية Bartlett's Test of Sphericity
10	df درجات الحرية	
.0000	Sig. القيمة المعنوية	

ومن الجدول (21) نحصل على مدى دقة و كفاية حجم العينة حيث أن قيمة KMO تساوي 0.608 وهي أكبر من (0.5) وهذا يدل على إمكانية الإعتمادية على العوامل التي نحصل عليها من التحليل العاملي وذلك لكفاية حجم العينة المستخدمة في الدراسة, كما نجد أن قيمة مستوى الدلالة لإختبار للدائرية Bartlett's تساوي sig=0.000 وهي أقل من 0.05 وهذا يدل على أن العلاقة دالة إحصائيا أي أن هناك إرتباط بين المتغيرات مما يدل على إمكانية إجراء التحليل العاملي على البيانات.

مقياس كفاية التعيين أو العينة MSA(Measure of Sampling Adequacy)

جدول (22): مقياس كفاية التعيين أو العينة

Anti-image Matrices					
$x_{5.3}$	$x_{4.3}$	$x_{3.3}$	$x_{2.3}$	$x_{1.3}$	
0.160	-0.236	-0.055	-0.745	0.562a	$x_{1.3}$
-0.062	0.076	-0.156	0.573a	-0.745	$x_{2.3}$
-0.213	-0.236	0.770a	-0.156	-0.055	$x_{3.3}$
-0.214	0.694a	-0.236	0.076	-0.236	$x_{4.3}$
0.527a	-0.214	-0.213	-0.062	0.160	$x_{5.3}$
a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)					

تظهر قيم MSA في مصفوفة (Anti\-image Matrices) أن الخلايا القطرية لمعاملات الأرتباط للجدول (22) كلها تتجاوز القيمة 0.5 مما يدل على أن مستوى الأرتباط بين كل متغير بالمتغيرات الآخرى في مصفوفة الأرتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

نسبة التباين الكلي المفسر Total Variance Explained									
مجموع مربعات الأحمال المدورة			مجموع مربعات الأحمال المستخرجة			الجذور المميزه			العوامل
التباين المتجمع %	التباين الكلي %	الجذور الكامنة	التباين المتجمع %	التباين الكلي %	الجذور الكامنة	التباين المتجمع %	التباين الكلي %	الجذور الكامنة	
39.111	39.11	1.956	45.444	45.444	2.272	45.44	45.44	2.272	1
69.925	30.81	1.541	69.925	69.925	1.224	69.92	24.48	1.224	2
						83.42	13.50	.6750	3
						95.80	12.38	.6190	4
						100.0	4.193	.2100	5
Extraction Method: Principal Component Analysis									

نسبة التباين الكلي المفسر

جدول (23): نسبة التباين الكلي المفسر

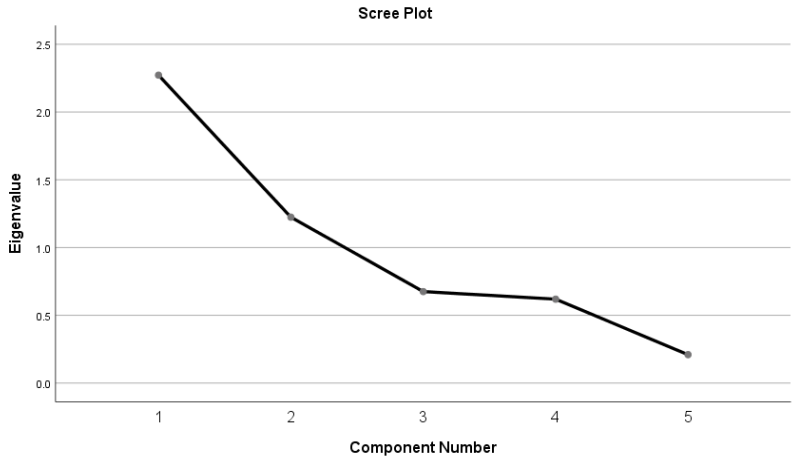
يعطي جدول (23) نسبة التباين الكلي المفسر شرحا تفصيليا للتباين الكلي في ثلاث مراحل متتالية وطريقة إستخلاص العوامل بإستخدام طريقة المكونات الأساسية (Principal Component Analysis)

المرحلة الأولى Initial Eigenvalues:

يحتوي الجدول السابق على 5 (توليفات) علاقة خطية للبيانات والقيم المبدئية للجذور الكامنة لكل مكون من المكونات فقيمة الجذور الكامنة للمكون الأول 2.272 حيث تفسر تباينات هذا المكون 45.444% من التباين الكلي, اما قيمة الجذور الكامنة للمكون الثاني تساوي 1.224 وتفسر 24.481% من التباين الكلي.

المرحلة الثانية Extraction Sums of Squared Loadings:

في هذه المرحلة تم إستخلاص عاملين وأهملت العوامل الثلاثة الآخرى التي لا تبلغ قيمة الجذور الكامنة فيها أكبر من الواحد الصحيح. ونجد أن مجموع ما يفسره المكون الأول والثاني هو 69.925% من التباين الكلي.



شكل (4): قيم الجذور الكامنة

الشكل (4) Scree plot يوضح قيم الجذور الكامنة لكل عامل على المحور الصادي y ورقم المكون على المحور السيني x , نلاحظ أن المنحنى بدأ يستقر بعد العامل الثاني لأن العامل الأول والعامل الثاني لهما جذر كامن أكبر من الواحد الصحيح.

المرحلة الثالثة Rotation Sums of Squared Loadings:

في هذه المرحلة تم تدوير قيم الجذور الكامنة التي برزت في المرحلة الثانية حيث يظهر في الجدول هذه القيم ومدى مساهمتها في التباين الكلي بعد إجراء عملية التدوير, فنلاحظ إختلاف القيم والنسب والنسب المتجمعة قبل وبعد التدوير.

التباينات المشتركة (الإشتراكيات)

يعرض الجدول التالي مقدار التباينات المشتركة لكل عبارة بعد عملية إستخراج العوامل الكامنة فيها

جدول (24): التباينات المشتركة

Communalities درجة الشيوع		
Extraction درجة الشيوع	Initial	
0.866	1.000	$x_{1.3}$
0.829	1.000	$x_{2.3}$
0.560	1.000	$x_{3.3}$
0.530	1.000	$x_{4.3}$
0.711	1.000	$x_{5.3}$
Extraction Method: Principal Component Analysis		

من الجدول (24) نلاحظ أن العوامل المشتركة تفسر نسبة تباين المتغيرات التي تتراوح بين (0.553 و 0.866) حيث أن أعلى نسبة للمتغير x1.3 هي 87% تقريبا من التباين في المتغير تفسره العوامل المشتركة.

مصفوفة المكونات قبل التدوير

جدول (25): مصفوفة المكونات قبل التدوير

Component Matrixa مصفوفة المكونات		
Component المكون		
2	1	
-0.422-	0.830	$x_{1.2}$
-0.394-	0.821	$x_{2.2}$
0.333	0.670	$x_{3.2}$
0.377	0.623	$x_{4.2}$
0.799		$x_{5.2}$
Extraction Method: Principal Component Analysis.		
a. 3 components extracted.		

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

الجدول (25) يوضح مصفوفة المكونات أو العوامل Component Matrix ونتائج إستخلاص العوامل قبل التدوير والتي تتضمن عاملين وفقا لطريقة تحليل المكونات الأساسية Principal Component ونلاحظ أن الجدول يهمل التشبعات التي تقل عن 0.3 لعدم أهميتها.

من المعروف في التحليل العاملي أن العوامل المستخلصة قبل التدوير تكون أقل وضوحاً لذلك لابد من تحسين هذه النتائج عن طريق التدوير وكانت النتائج ممثلة في الجدول التالي:

مصفوفة المكونات بعد التدوير

جدول (26): مصفوفة المكونات بعد التدوير

مصفوفة المكونات بعد التدوير Component Matrixa		
المكون Component		
2	1	
	0.925	$x_{1.3}$
	0.903	$x_{2.3}$
0.647	0.376	$x_{3.3}$
0.657	0.314	$x_{4.3}$
0.815		$x_{5.3}$
Extraction Method: Principal Component Analysis.		
a. Rotation converged in 5 iterations		

الجدول (26) يوضح مصفوفة المكونات أو العوامل Component Matrix ونتائج إستخلاص العوامل بعد التدوير وفقا لطريقة تحليل المكونات الأساسية Principal Component وطريقة تدوير العوامل هي Rotation Method Varimax ونلاحظ أنه تم إستخلاص عاملين وهما:

العامل الأول لديه علاقات قوية مع متغيرين من أصل 5 متغيرات. وهو أهم العوامل المستخلصة ويفسر % 39.111 من التباين الكلي ويضم المتغير: x1.3: يعتبر الراتب الأساسي الحالي الذي تتقاضاه مرضيا لك مما يزيد من رضاك الوظيفي, والمتغيرx2.3: يعتبر الراتب الأساسي الحالي الذي تتقاضاه مقارنة بحجم مهامك ومسؤولياتك داخل العمل مرضيا لك مما يزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بعامل (الإكتفاء والقناعة).

العامل الثاني لديه علاقات قوية مع ثلاثة متغيرات من أصل 5 متغيرات. وهو يفسر 30.813% من التباين المتبقي بعد إستخلاص العامل الأول ويضم المتغيرات:

x3.3: يمثل الحافز السنوي حافزاً معنويا لزيادة أنتاجياتك مما يزيد من رضاك الوظيفي, x4.3: تمنح المكافآت على أسس ومعايير واضحة و عادلة مما تزيد من رضاك الوظيفي, x5.3: منح الترقيات الوظيفية يؤثر إيجابا على الأداء مما يزيد من رضاك الوظيفي. ويمكن تسمية هذا العامل بعامل (العدالة في الحوافز والمكافاءات).

IJSSP
المجلة الدولية لنشر الدراسات العلمية
المجلد السابع – العدد الأول – البحث الثامن (ص: 168 - 193)
15 – تشرين الأول – 2020 م
www.ijssp.com ISSN: 2707-5184 International Journal of Scientific Studies Publishing

النتائج

- أظهرت نتائج التحليل العاملي الخاصة بالفرضية الأولى وجود علاقة بين تأثير صلة الموظف برئيسه في العمل على رضاه الوظيفي حيث كانت نسبة التباين المفسر لمتغيرات الرضا الوظيفي كافية لمتغيرات المحور الأول فقد اعطت تفسيرا قدره 58.260% .
- أظهرت نتائج التحليل العاملي الخاصة بالفرضية الثانية وجود تأثير العوامل الشخصية للموظف على رضاه الوظيفي حيث كانت نسبة التباين المفسر لمتغيرات الرضا الوظيفي كافية لمتغيرات المحور الثاني فقد اعطت تفسيرا قدره 62.045% .
- أظهرت نتائج التحليل العاملي الخاصة بالفرضية الثالثة وجود تأثير للراتب والحوافز على الرضا الوظيفي حيث كانت نسبة التباين المفسر لمتغيرات الرضا الوظيفي كافية لمتغيرات المحور الثالث فقد اعطت تفسيرا قدره 69.925% .

نستنتج أن المتغيرات الداخلة في التحليل العاملي لها تأثير في إرتفاع هذه النسب وقد تباينت نسب التأثير من عامل إلى آخر ونجد أن اعلى نسبة تأثير كانت للمحور الثالث الخاص بتأثير الراتب والحوافز على الرضا الوظيفي.

- بعد إجراء التحليل العاملي لاحظنا أن مصفوفة المكونات بعد التدوير لمحور تأثير صلة الموظف برئيسه في العمل على رضاه الوظيفي قد تجمعت في المكون الثاني إذ ضم 7 متغيرات تتعلق جميعها بموضوع الثقة و الإحترام, امّا متغيرات محور تأثير العوامل الشخصية للموظف على رضاه الوظيفي قد ضم المكون الأول 4 متغيرات تتعلق جميعها بالإستقرار والإتزان الشخصي, اما متغيرات محور تأثير الراتب والحوافز بالرضا الوظيفي قد ضم المكون الثاني 3 متغيرات تتعلق جميعها بالعدالة في الحوافز.

التوصيات

1. إمكانية إجراء البحث لجامعات آخرى داخل الدولة لغرض إجراء المقارنات الفعلية للتحقق من مستوى الرضا الوظيفي للموظفين داخل الجامعات.
2. اختيار مسؤول (رئيس) قيادي وفعّال بناءً على أسس ومعايير مناسبة لكي تتوفر العدالة والشفافية والوضوح في التعامل بين الموظفين.واهتمام الجهات المسؤلة بتحسين ظروف العمل وتوفير المناخ والبيئة الملائمة والجيدة للعمل. وكذلك منح الموظفين دورات تدريبية في مجال اختصاصهم لتطوير أدائهم الوظيفي.
3. مراعاة الوضوح والشفافية عند منح الحوافز والعدالة في التعامل والمعاملة التي من شأنها أن تعمل على الراحة النفسية وبث الألفة بين الزملاء وزيادة الرغبة في تحسين الاداء الوظيفي.

المراجع

أولا: المراجع العربية

الراوي, زياد مصطفى (2017). طرق التحليل الاحصائي متعدد المتغيرات (الطبعة الأولى). المملكة الاردنية الهاشمية: دار المكتبة الوطنية.

باهي, مصطفى حسين و عبدالفتاح محمود و عزالدين حسني (2002). التحليل العاملي النظرية-التطبيق. القاهرة (الطبعة الأولى). مصر: مركز الكتاب للنشر.

تيغزة, أمحمد بوزيان (2012). التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي مفاهيمها ومنهجيتهما بتوظيف حزمة SPSS و LISREL (الطبعة الأولى). عمان, الاردن: دار المسيرة للنشر والتوزيع.

جبريل , رامي صلاح (2020). تحليل البيانات خطوة بخطوة في spss Data Analysis Step by Step in SPSS, (الطبعة الأولى). بنغازي, ليبيا: دار الكتب الوطنية.

شراز محمد صالح (2009). التحليل الاحصائي للبيانات باستخدام SPSS, جامعة أم القرى المملكة العربية السعودية : مركز بحوث العلوم الاجتماعية, معهد البحوث العلمية .

فهمي ،محمد شامل بهاء الدين (2005) . الإحصاء بلا معاناة المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS الرياض, المملكة العربية السعودية : معهد الإدارة العامة.

ثانيا: المراجع الأجنبية

Hair, J. F., Black, B., Babin, B., Anderson, R. E., and Tath, R. L. (2010).Multivariate data analysis. Prentice Hall. Inc. Upper Saddle River,NJ, the USA.

Steven K. Thompson. Sampling. Third Edition. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc., 2012. ISBN 978-0-470-40231-3,