

**UNIVERSIDAD NACIONAL PEDRO RUIZ GALLO**  
**FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS**  
**ESCUELA PROFESIONAL DE ESTADÍSTICA**



**TESIS**

**Para optar el título profesional de**  
**Licenciada en Estadística**

**“Validez y confiabilidad del Test de Zung que categoriza la depresión en  
adultos mayores. – zonas de la Región Cajamarca. 2019”**

**Investigador:**

**Velásquez Cabrejos, Hilarie Stephanía**

**Asesor:**

**Ms.C. Antón Pérez, Juan Manuel**

**Lambayeque – Perú**

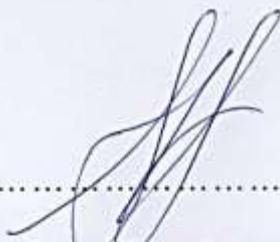
Presentado por:

A handwritten signature in blue ink, appearing to read 'Hilarie', is written above a horizontal dotted line. Two white circular marks are present above the signature.

Bach. Est. Hilarie Stephania

Velásquez Cabrejos

AUTOR

A handwritten signature in blue ink, appearing to read 'Juan Manuel', is written above a horizontal dotted line.

M.Sc. Juan Manuel Antón Perez

ASESOR



**UNIVERSIDAD NACIONAL PEDRO RUIZ GALLO**  
**FACULTAD DE CIENCIAS FISICAS Y MATEMATICAS**  
**DECANATO**

Ciudad Universitaria - Lambayeque



**ACTA DE SUSTENTACIÓN N° 075-2019-D/FACFyM**

(Sustentación Autorizada por Resolución N° 1543-2019-D/FACFyM)

En la ciudad de Lambayeque, siendo las 11:30 a.m del día 16 de Diciembre de 2019 se reunieron en la Videoteca del Laboratorio de Física de la FACFyM los miembros del

Jurado designados mediante Resolución N° 415-2019-D/FACFyM, los docentes:

<b>Dra. Emma Virginia Noblecilla Montealegre</b>	Presidente
<b>Dra. Nancy Milagritos Vera Saavedra</b>	Secretario
<b>M.Sc. Grimaldo Dermalí Benavides Campos</b>	Vocal

Para recibir la tesis titulada:

"Validez y confiabilidad del Test de Zung que categoriza la depresión en adultos mayores de la Región Cajamarca. 2019".

desarrollada por la Bachiller en Estadística, **Velásquez Cabrejos Hilarie Stephanía**.

Después de escuchar la exposición y las respuestas a las preguntas formuladas por los miembros del Jurado, se acordó Aprobar el trabajo por unanimidad con el calificativo de Bueno.

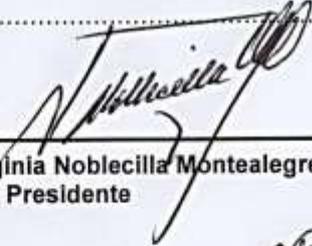
En consecuencia, la Bachiller en referencia queda apta para recibir el Título Profesional de **Licenciada en Estadística**, de acuerdo a la Ley Universitaria, el Estatuto y Reglamento de la Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo de Lambayeque.

**Observaciones:**

.....

.....

Para constancia del hecho firman.

 _____ <b>Dra. Nancy Milagritos Vera Saavedra</b> Secretaria	 _____ <b>Dra. Emma Virginia Noblecilla Montealegre</b> Presidente	 _____ <b>M.Sc. Grimaldo Dermalí Benavides Campos</b> Vocal
--	---	---

## DECLARACIÓN JURADA DE ORIGINALIDAD

Yo, Hilarie Stephania Velásquez Cabrejos y Juan Manuel Antón Pérez asesor del trabajo de investigación "Validez de Constructo y Confiabilidad de consistencia interna que categoriza la depresión en adultos mayores – zonas de la región Cajamarca 2019" declaramos bajo juramento que este trabajo no ha sido plagiado, ni contiene datos falsos. En caso se demostrara lo contrario, asumo responsablemente la anulación de este informe y por ende el proceso administrativo a que hubiera lugar. Que puede conducir a la anulación del título o grado emitido como consecuencia de este informe.

Lambayeque, 2019



Ms.C. Est. Juan Manuel

Antón Pérez

ASESOR



Bach. Est. Hilarie Stephania

Velásquez Cabrejos

AUTOR

## **AGRADECIMIENTO**

*Agradezco a Dios por darme la fortaleza de  
cumplir una de mis metas profesionales,*

*A mis profesores por compartir sus conocimientos  
para el desarrollo de mi carrera profesional*

*A mi asesor de tesis, por su compromiso, paciencia y dedicación,  
mi modelo de superación.*

*Y a mi amada familia, quien estuvo en esta travesía  
desde que di el primer paso.*

# ÍNDICE GENERAL

<b>INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>14</b>
<b>CAPITULO I: DISEÑO TEÓRICO</b>	
<b>1.1. Síntesis de la Situación Problemática .....</b>	<b>16</b>
1.1.1 Formulación del Problema de Investigación .....	18
1.1.2 Hipótesis .....	18
1.1.3 Objetivo General .....	18
1.1.4 Objetivos Específicos.....	18
<b>1.2 Antecedentes.....</b>	<b>19</b>
<b>1.3 Bases Teóricas.....</b>	<b>21</b>
1.3.1 Validez.....	21
1.3.1.1 Analisis Factorial.....	23
1.3.1.2 Índice de Kaiser – Meyer – Olkin.....	26
1.3.1.3 Prueba de esfericidad de Bartlett.....	27
1.3.2 Confiabilidad .....	30
1.3.2.1 Confiabilidad Por Consistencia Interna.....	31
1.3.2.2 Alfa Ordina.....	33
1.3.2.3 Prueba de Mitades.....	34
1.3.3 Depresión.....	36
1.3.4 Escala de Depresión de Zung.....	38
<b>CAPITULO II: MÉTODOS Y MATERIALES</b>	
2.1 Tipo de Investigación.....	41
2.2 Hipótesis.....	41
2.3 Diseño de Contrastación de Hipotesis.....	41
2.4 Población y Muestra.....	41
2.5 Operacionalización de Variables.....	42
2.6 Técnicas e Instrumento de Recolección de Datos.....	42
2.7 Análisis Estadísticos de Datos.....	43

<b>CPITULO III: RESULTADO Y DISCUSIÓN.....</b>	<b>44</b>
<b>CAPITULO IV: CONCLUSIONES.....</b>	<b>61</b>
<b>CAPITULO V: RECOMENDACIONES.....</b>	<b>62</b>
<b>BIBLIOGRAFÍA.....</b>	<b>63</b>

## ÍNDICE DE TABLAS

<b>TABLA 1:</b> Interpretación de Kaiser, Meyer y Olkin.....	27
<b>TABLA 2:</b> Interpretación de Alpha de Crombach.....	32
<b>TABLA 3:</b> Valoración en los ítem del test de depresión de Zung.....	40
<b>TABLA 4:</b> Interpretación del índice del test de Zung.....	40
<b>TABLA 5:</b> Matriz de correlaciones policóricas.....	45
<b>TABLA 6:</b> Validación Item – Test (Spearman).....	47
<b>TABLA 7:</b> Prueba K.M.O Y Bartlett.....	48
<b>TABLA 8:</b> Análisis de Fiabilidad: Alpha Ordinal Total.....	51
<b>TABLA 9:</b> Análisis de Fiabilidad Dos Mitades : Spearman Brown.....	51
<b>TABLA 10:</b> Análisis de Fiabilidad Dos Mitades: Guttman – Flanagan.....	52
<b>TABLA 11:</b> Análisis de Fiabilidad: Alfa de Crombach.....	52
<b>TABLA 12:</b> Prueba K.M.O Y Bartlett.....	52
<b>TABLA 13:</b> Análisis de Fiabilidad: Alpha Ordinal Total.....	55
<b>TABLA 14:</b> Análisis de Fiabilidad Dos Mitades : Spearman Brown .....	55
<b>TABLA 15:</b> Análisis de Fiabilidad Dos Mitades: Guttman – Flanagan.....	55
<b>TABLA 16:</b> Análisis Factorial Confirmatorio.....	56
<b>TABLA 17:</b> Correlación de pertenencia Item - Factor.....	59
<b>TABLA 18:</b> Factores obtenidos en la prueba de los 16 ítems.....	60

## ÍNDICE DE FIGURAS

<b>FIGURA 1:</b> Correlación Ítem – Test después de rotación con varimax.....	49
<b>FIGURA 2:</b> Grafica de sedimentación de acuerdo a los autovalores.....	50
<b>FIGURA 3:</b> Correlación Ítem – Test después de rotación con varimax.....	53
<b>FIGURA 4:</b> Grafica de sedimentación de acuerdo a los autovalores.....	54
<b>FIGURA 5:</b> Correlación te pertenencia Ítem – Fcator1.....	57
<b>FIGURA 6:</b> Correlación te pertenencia Ítem – Fcator2.....	57
<b>FIGURA 7:</b> Correlación te pertenencia Ítem – Fcator3.....	58
<b>FIGURA 8:</b> Correlación te pertenencia Ítem – Fcator4.....	58

## RESUMEN

El objetivo de la investigación fue determinar la Validez de Constructo y Confiabilidad de Consistencia Interna de Test de W.W. Zung que categoriza la Depresión en adultos mayores de la región Cajamarca.

La investigación fue de tipo aplicada, cuantitativa y de corte transversal; la muestra no probabilística estuvo constituida por 202 adultos mayores.

Se utilizó la técnica del análisis factorial exploratorio con matrices de correlaciones policóricas, y para el procesamiento de los datos se utilizó el entorno de lenguaje de programación RStudio.

Respecto a la validez de constructo, el análisis factorial exploratorio arrojó que el test de Zung no tiene factores latentes, que solo existe un solo factor que agrupa todos los ítems del test sin incluir el ítem 16 (con correlación ítem – test de 0.2651033 hasta 0.6865463). Además, el test presentó una confiabilidad de consistencia interna de acuerdo al Alfa Ordinal del 88%, Spearman Brown del 83.53%, y de Guttman Flanagan del 83.53%. El índice de bondad de ajuste de acuerdo a Tucker – Lewis fue 0.741 y según el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) es de 0.09.

Al realizar un análisis factorial al test sin incluir el ítem 16, y fijando un número de factores pre establecidos (2, 3, 4, 5 y 6), de acuerdo al criterio de parsimonia, el mejor hallazgo fue que dicho test tiene 4 factores con 40% de varianza explicada, y confiabilidad de consistencia interna del 86% (alfa ordinal), con un índice de Tucker - Lewis de 0.814 y RMSEA de 0.079.

**Palabras Clave:** Adulto Mayor, Depresión, Validez de Constructo, Confiabilidad de Consistencia Interna.

## ABSTRACT

The objective of the investigation was to determine the Validity of Construction and Reliability of Internal Consistency of W.W. Zung that categorizes the Depression in older adults of the Cajamarca region.

The research was applied, quantitative and cross-sectional; The non-probabilistic sample consisted of 202 older adults.

The exploratory factor analysis technique with matrices of political correlations were considered, and the RStudio programming language environment was used for data processing.

Regarding the validity of the construct, the exploratory factor analysis showed that the Zung test does not have latent factors, that there is only a single factor that groups all the test items without including item 16 (with correlation item - test of 0.2651033). In addition, the test presented an internal consistency reliability according to the Ordinal Alpha of 88%, Spearman Brown of 83.53%, and Guttman Flanagan of 83.53%. The goodness of fit index according to Tucker - Lewis was 0.741 and according to the Mean Square Approach Error (RMSEA) is 0.09.

When performing a factor analysis of the test without including item 16, and setting a number of pre-established factors (2, 3, 4, 5 and 6), according to the criteria of parsimony, the best finding was that said test has 4 factors with 40% of explained variance, and internal consistency reliability of 86% (ordinal alpha), with a Tucker-Lewis index of 0.814 and RMSEA of 0.079.

**Keywords:** Senior Adult, Depression, Construct Validity, Internal Consistency Reliability.

## INTRODUCCIÓN

Hoy en día son diversos los psicólogos, hospitales y/o empresas que usan un test tan popular y reconocido como lo es el Test de Zung diseñado por W.W. Zung que evalúa el nivel de depresión; sin embargo, ninguna investigación ha reportado si presenta algunos factores latentes que permitan explicar mejor el constructo de la depresión en los pacientes.

Por otro lado, tampoco se ha reportado, en nuestra realidad de estudio la confiabilidad de consistencia interna de dicho test.

Dado que el test de Zung está en una escala de Likert se decidió realizar un análisis factorial exploratorio utilizando matrices de correlación policórica por corresponder a este tipo de escala; así mismo, y para determinar su confiabilidad se utilizó el Alpha Ordinal también por corresponder a un test con escala de Likert. Se calculará otros coeficientes de confiabilidad para su análisis y comparación.

En razón a lo anterior, este informe tiene como objetivo general: Determinar la Validez de Constructo y Confiabilidad de consistencia interna que categoriza la depresión en adultos mayores en zonas de Cajamarca, Enero – Marzo 2019.

Tomando en cuenta cada uno de estos aspectos, se ha organizado la información resultante en cinco capítulos descritos a continuación: El Primer Capítulo referido al Diseño Teórico, se mencionan investigaciones nacionales y locales las cuales sirven como antecedentes del estudio tratado, se detallan bases teóricas que sustentan cada variable analizada, así como la definición de términos y conceptos de los mismos. El Segundo Capítulo describe los Métodos y Materiales de investigación, constituido por el tipo de investigación, la hipótesis y el diseño de contrastación de hipótesis, características de la población y muestra, operacionalización de variables, técnica e instrumentos de recolección de datos, como también el análisis estadístico de los datos. El Tercer Capítulo presenta el análisis de los Resultados obtenidos y Discusión. Finalmente, en el Cuarto y Quinto Capítulo se exponen las Conclusiones y Recomendaciones respectivamente, formuladas culminado el estudio.

Se han encontrado investigaciones relacionadas al tema tanto a nivel nacional como local, siendo las más significativas:

Rivera, Corrales, Cáceres & Pina (2007) en su investigación “Validación de la Escala de Depresión de Zung en Personas con VIH” Hermosillo.

Describen las propiedades psicométricas de la escala de depresión de Zung, que fue administrada a 62 personas con VIH. Para la evaluación de las propiedades psicométricas de la escala se utilizaron en orden sucesivo los siguientes procedimientos: la prueba de la t de Student de comparación de medias para la comprensión de las preguntas; un análisis factorial exploratorio con rotación varimax para estudiar la validez de constructo y el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach para valorar la confiabilidad. Con la prueba de la t de Student se obtuvieron valores de significancia estadística en 19 de las 20 preguntas. El análisis factorial exploratorio arrojó una estructura de tres factores, con valores propios superiores a 1 y que en conjunto explican 56,13% de la varianza. Finalmente, en el análisis de confiabilidad de la medida se obtuvo un  $\alpha$  de Cronbach global de 0.887.

Lezama, (2011) en su artículo de investigación “Propiedades psicométricas de la escala de Zung para síntomas depresivos en población adolescente escolarizada colombiana”

Realizó el análisis factorial a los ítems y se obtuvieron cuatro factores (síntomas afectivos, físicos, cognoscitivos y psicológicos) que explican un 43.58% de la varianza y una consistencia interna de 0.548. Sin embargo, Lezama llega a la conclusión que a partir de los resultados se evidencia que el uso de esta escala en población adolescente colombiana no es el más indicado.

Además, Rosados (2019) en su portal web “Depresión Sicomag”, ha cuestionado su validez de contenido, por el escaso peso que en la puntuación total tienen los síntomas psicológicos indicativos de alteración del estado de ánimo, y por la inespecificidad y el elevado peso relativo de los ítems de contenido somático. Se ha señalado también su escasa sensibilidad al cambio en relación al tratamiento instaurado, así como su inadecuación para valorar cuadros depresivos cuando la intensidad de los síntomas es alta, ya que sólo tiene en cuenta la frecuencia y no la intensidad de los mismos.

# CAPITULO I

## DISEÑO TEÓRICO

### PANTEAMIENTO DE LA INVESTIGACIÓN

#### 1.1. Síntesis de la situación problemática

“La depresión en el adulto mayor baja la autoestima, y el adulto mayor acostumbrado a dirigir familias pasa a ser la cola de la familia, lo que origina en él una mala calidad de vida” (MINSA, 2005).

Según la Organización Mundial de la Salud, la depresión es una de las condiciones más incapacitantes, está asociada con varios problemas de salud pérdida de días laborales, deterioro en otras áreas de la vida y comorbilidad con otros desórdenes tales como la ansiedad, estrés postraumático y abuso de sustancias psicoactivas, incluso, es una de las condiciones más letales por su amplia asociación con suicidio. (Lezama, 2011)

La tercera edad es un periodo crítico de la vida en el que se debe hacer frente a una serie de circunstancias personales, laborales, familiares y culturales, que modifican la percepción del sí mismo y afectan la propia identidad. La imagen que cada cual tiene de sí mismo comprende aspectos cognoscitivos y afectivos, y estos últimos estarían relacionados con la propia estima; esta ejerce una influencia universal sobre el modo de comportarse y la actitud ante la vida. (Orosco, 2015)

En la región Cajamarca hombres y mujeres están acostumbrados a trabajar (en su mayoría agricultores) sin tomar en cuenta su edad. En otras realidades un adulto mayor es símbolo de alguien que debe estar en casa y ya no trabajando, pero esto no aplica en esta región. En un estudio realizado en el 2013 por el Observatorio Socio Económico Laboral (OSEL) se encontró que el 67,4% de los adultos mayores de Cajamarca trabajan.

Sin embargo, también hay estadísticas que arrojan violencia al adulto mayor, abandono, analfabetos (con mayor porcentaje en un adulto mayor), etc. Aumentando en los últimos años; entonces, una adulto mayor acostumbrado a ser independiente y trabajar ahora necesita de otros o incluso son olvidados.

“En el Perú la prevalencia de depresión en adultos mayores igualmente puede variar en función al tipo de instrumento usado. Los estudios que han utilizado criterios para calcular la prevalencia de depresión conjuntamente con otros temas de salud.” Martina, M, Gutierrez, & Piscoya, (2017).

Para llevar a cabo una buena evaluación, los test psicológicos son una de las herramientas que no deben faltar en el proceso. Con esto se logra que el resultado sea lo más ajustado posible a la realidad de la persona que está siendo evaluada. (Armas, S/F)

La evaluación psicológica es la parte de la psicología que se encarga de analizar el comportamiento de una persona a varios niveles. Es un proceso de recogida de información acerca de una persona; a través de diferentes métodos. Con esto se logra que el resultado sea lo más ajustado posible a la realidad de la persona que está siendo evaluada. (Armas R., S/F)

En los trastornos depresivos se utilizan escalas como instrumentos de medida de la gravedad de la depresión y de su respuesta al tratamiento. Tienen como objetivo la evaluación sintomática del paciente en un marco temporal determinado, permitiendo la gradación de cada ítem y obteniendo una puntuación final. (Guiassalud, S/F)

La escala de Zung es uno de los instrumentos conocidos y utilizados en diversas áreas para medir la depresión; esta escala autoaplicada de Depresión de Zung, desarrollada por Zung en 1965, es una escala de cuantificación de síntomas de base empírica que da mayor peso al componente somático-conductual del trastorno depresivo. (Anónimo, 2015)

La prueba ha sido utilizada en varias culturas, por ejemplo la japonesa, griega, peruana y colombiana demostrando su utilidad como instrumento de tamizaje y diagnóstico.

El problema consiste en que no existe un instrumento que mida la depresión validando y determinando su confiabilidad que nos permita identificar adultos mayores con esta patología garantizando información de calidad y oportuna.

Conociendo ya la importancia clínica de la variable depresión en adultos mayores, el presente estudio se planteó con el propósito de probar las propiedades psico-métricas (validez de constructo y confiabilidad de consistencia interna) de la escala de depresión de Zung; aplicada a los adultos mayores en zonas de la región Cajamarca.

### **1.1.1. Formulación del problema de investigación.**

¿Cuál es la validez de constructo y confiabilidad de consistencia interna del test de Zung aplicado a adultos mayores en zonas de la región Cajamarca?

### **1.1.2. Hipótesis**

Implícita. Por corresponder a una investigación de análisis factorial exploratorio.

### **1.1.3. Objetivo general**

Determinar la validez de constructo y confiabilidad de consistencia del test de Zung aplicado a adultos mayores en zonas de la región Cajamarca

### **1.1.4. Objetivos específicos**

- Identificar y describir los factores o dimensiones y los ítems que pertenecen a cada uno de ellos mediante el análisis factorial en la realidad de estudio.

- Determinar el porcentaje de variabilidad que explican los factores producto del análisis factorial con matrices policóricas que corresponde a puntaje Likert.

- Estimar y comparar la confiabilidad de consistencia interna mediante el cálculo del alfa ordinal, Guttman-Flanagan, Spearman-Brown.

- Estimar la bondad de ajuste del modelo resultante.

## 1.2. Antecedentes de Estudio

**Campos, Díaz, & Rueda,(2006)** en su investigación *“Validez de la escala breve de Zung para tamizaje del episodiodepresivo mayor en la población generalde Bucaramanga, Colombia”*

A partir de la aplicación de la escala de Zung de veinte items se tomaron los diez items que mostraron la mayor correlación con la puntuación total. A estos items escogidos se les determinó la validez de constructo y la validez de criterio. Resultados. Los diez items escogidos mostraron una consistencia interna de 0,803, un único factor principal que explicaba el 36,6% de la varianza y sensibilidad de 95,5%, especificidad de 70,3%, kappa media de Cohen de 0,415 y 0,898 de área bajo la curva receptor-operador.

**Rivera, Corrales, Cáceres & Pina (2007)** en su investigación *“Validación de la Escala de Depresión de Zung en Personas con VIH”* Hermosillo.

Se describen las propiedades psicométricas de la escala de depresión de Zung, que fue administrada a 62 personas con VIH que al momento del estudio eran vistos en el Centro Ambulatorio para la Prevención y Atención a VIH/SIDA e ITS en la ciudad de Hermosillo, México. Para la evaluación de las propiedades psicométricas de la escala se utilizaron en orden sucesivo los siguientes procedimientos: la prueba de la *t* de Student de comparación de medias para la comprensión de las preguntas; un análisis factorial exploratorio con rotación varimax para estudiar la validez de constructo y el coeficiente *a* de Cronbach para valorar la confiabilidad. Con la prueba de la *t* de Student se obtuvieron valores de significancia estadística en 19 de las 20 preguntas. El análisis factorial exploratorio arrojó una estructura de tres factores, con valores propios superiores a 1 y que en conjunto explican 56,13% de la varianza. Finalmente, en el análisis de confiabilidad de la medida se obtuvo un *a* de Cronbach global de 0.887. Según los resultados obtenidos, la escala de depresión de Zung posee óptimas propiedades psicométricas de validez de constructo y confiabilidad en personas con VIH.

**Lezama (2011)**, en su investigación, *“Propiedades Psicométricas de la escala de Zung para síntomas depresivos en población adolescente escolarizada colombiana.”*

En una muestra de 4407 hombres y mujeres entre los 12 y 18 años de edad, estudiantes de colegios privados de 5 ciudades capitales de Colombia. Se realizó el análisis factorial a los ítems y se obtuvieron cuatro factores (síntomas afectivos, físicos,

cognoscitivos y psicológicos) que explican un 43.58% de la varianza y una consistencia interna de 0.548; se realizaron análisis de varianza de una vía, por cada variable sociodemográfica evidenciando diferencias significativas por sexo, edad y estrato, por lo que se construyeron normas teniendo en cuenta estas variables.

**Vega, Coronado y Mazzotti (2014)**, en su investigación “Validez de una versión en español del Inventario de Depresión de Beck en pacientes hospitalizados de medicina general”, reportaron:

El coeficiente alfa de Cronbach fue 0,889. La puntuación promedio del BDI fue significativamente más alta en los pacientes con depresión mayor que en los que no la tenían (26,71 frente a 6,79,  $p < 0,001$ ). Tomando 18,5 o 19,5 como punto de corte del BDI para el diagnóstico de depresión mayor, la sensibilidad fue 87,5% y la especificidad 98,21%. Ningún paciente con BDI menor de 7,5 tuvo depresión, mientras que todos los sujetos con BDI mayor de 24,5 la presentaron. A excepción de la pérdida de peso, todos los ítems tuvieron puntajes significativamente más altos en los pacientes deprimidos, siendo los ítems que mejor predecían la presencia de depresión: la inconformidad con uno mismo, la autopercepción negativa del aspecto físico, la autocensura, el insomnio y el sentirse castigado. En conclusión la versión en español del BDI utilizada tiene propiedades psicométricas adecuadas para la evaluación de depresión en pacientes hospitalizados de medicina general.

**Orosco, (2015)** en su investigación, “Depresión y autoestima en adultos mayores institucionalizados y no institucionalizados en la ciudad de Lima”.

Existe una relación estadísticamente significativa e inversa entre la depresión y la autoestima en los grupos estudiados, es decir, tanto en los adultos mayores institucionalizados como en sus pares no institucionalizados, encontramos que a mayor depresión se infiere menor autoestima. este resultado concuerda con lo mencionado por Zung (1967), Bibring (1953) y otros, debido a que el bajo autoconcepto es el principal factor de la depresión en la tercera edad.

### **1.3. Bases teóricas**

#### **1.3.1. Validez**

Kerlinger (1992), sostiene que la validez, en términos generales, se refiere al grado en que un instrumento realmente mide la variable que pretende medir. Kerlinger plantea la siguiente pregunta respecto a la validez: ¿Está usted midiendo lo que usted cree que está midiendo? Si así es, su medida es válida; si no, no lo es.

En un sentido muy general, un instrumento es válido si cumple satisfactoriamente el propósito con el que fue diseñado. Un buen funcionamiento adecuado de ciertos instrumentos es bastante fácil de verificar, por ejemplo, con un metro como instrumento de medida se requiere poca investigación para demostrar que las medidas obtenidas a partir de su uso se adaptan perfectamente a los conceptos axiomáticos sobre la naturaleza de la extensión, y se relacionan con muchas otras variables. Si en todas las medidas se encontrasen tan perfectamente estos estándares, lo cual no siempre sucede sería poco necesario comprobar la validez de los instrumentos (Nunnally, 1991).

Cureton (1950), incluyó la atenuación en sus definiciones de la validez, entendiendo la validez como la correlación entre las puntuaciones observadas en el test y las puntuaciones verdaderas del criterio. Además, distinguió entre la validez del test y su poder predictivo, definiendo este último como la correlación entre puntuaciones observadas en el test y las puntuaciones observadas en el criterio; y distinguió ambas de lo que denominó relevancia o correlación entre las puntuaciones verdaderas, tanto del predictor como del criterio.

La cuestión de la validez de un instrumento se limita siempre a la situación y al objetivo que se persigue con él, ya que a menudo las pruebas son válidas para un propósito, pero no para otro. En sentido estricto, no se valida un instrumento de medición, sino el uso que se le pueda dar (Nunnally y Bernstein, 1995).

Hay varias maneras de obtener datos que apoyen las inferencias que se hacen de las puntuaciones de las pruebas. Estos métodos, a los que se denomina estrategias relacionadas con la validez, son: Contenido, Criterio y Constructo.

## **Validez de Contenido**

Cohen & Swerdlik (2001), sostienen que la validez de contenido consiste en que tan adecuado es el muestreo que hace una prueba del universo de posibles conductas, de acuerdo con lo que se pretende medir; los miembros de dicho universo  $U$  pueden denominarse reactivos o ítems.

Para autores como (Ding & Hershberger, 2002), sostienen que la validez de contenido es un componente importante de la estimación de la validez de inferencias derivadas de los puntajes de las pruebas, ya que brinda evidencia acerca de la validez de constructo y provee una base para la construcción de formas paralelas de una prueba en la evaluación a gran escala.

### **- Juicio de Expertos**

Ding & Hershberger (2002), sostienen que la validez de contenido generalmente se evalúa a través de un panel o un juicio de expertos, y en muy raras ocasiones la evaluación está basada en datos empíricos.

En concordancia con esto, Utkin (2006) plantea que el juicio de expertos en muchas áreas es una parte importante de la información cuando las observaciones experimentales están limitadas. Esta aseveración es particularmente cierta en el caso de la psicología, donde dicho juicio se ha convertido en la estrategia principal para la estimación de la validez de contenido.

## **Validez de Criterio**

Según (Malhotra, 2004), refleja si una escala se desempeña como se espera en relación con otras variables seleccionadas como criterio significativo (variables de criterio). Las variables de criterio pueden incluir características demográficas y psicográficas, mediciones de actitud y de conducta o calificaciones obtenidas de otras escalas. Con base del periodo de que se trate, la validez de criterio puede tomar dos formas:

- **Validez concurrente:** se evalúa cuando se recopilan al mismo tiempo los datos en la escala usada y las variables de criterio. Para evaluar validez concurrente, un investigador puede desarrollar formas cortas de instrumentos de personalidad estándar. Los instrumentos originales y las versiones cortas se aplicarían de forma simultánea a un grupo de encuestados y se comparan sus resultados.

- **Validez de pronóstico:** para evaluarla el investigador recaba datos en la escala en un punto en el tiempo y datos sobre las variables de criterio en un tiempo futuro.

### **Validez de Constructo**

La validez de constructo es probablemente la más importante sobre todo desde una perspectiva científica y se refiere al grado en que una medición se relaciona consistentemente con otras mediciones de acuerdo con hipótesis derivadas teóricamente y que conciernen a los conceptos (o constructos) que están siendo medidos (Cramines & Zeller, 1979).

“Implica relacionar un instrumento de medición con un marco teórico para determinar si el instrumento está ligado a los conceptos y a las consideraciones teóricas” (Namakforoosh, 2005)

Este tipo de validez aborda la pregunta sobre que característica o constructo mide la escala. Cuando se evalúa la validez de constructo, el investigador intenta responder preguntas teóricas acerca del porque la escala funciona y que deducciones se pueden hacer con la teoría intrínseca. Por lo tanto, la validez de constructo requiere una teoría sólida de la naturaleza del constructo que se mide y como se relaciona con los otros constructos. La validez de constructo incluye validez convergente, discriminatoria y nomológica (Malhotra, 2004).

- **Validez convergente:** es el grado al que la escala se relaciona de manera positiva con otras mediciones del mismo constructo.

- **Validez discriminatoria:** es el grado al que una medición no se correlaciona con otros constructos de los que se supone que difiere. Incluye demostrar una falta de correlación entre los constructos que difieren.

- **Validez nomológica:** es el grado al que se correlaciona la escala en formas pronosticadas teóricamente con las mediciones de distintos constructos, pero que están relacionados.

#### **1.3.2.1. Análisis Factorial**

El Análisis Factorial es, por tanto, una técnica de reducción de la dimensionalidad de los datos. Su propósito último consiste en buscar el número mínimo de dimensiones capaces de explicar el máximo de información contenida en los datos. (De La Fuente, 2011)

Es una técnica para examinar la interdependencia de variables en el cual los factores son seleccionados para explicar las interrelaciones entre variables.



Se denomina "comunalidad" a la proporción de la varianza explicada por los factores comunes en una variable. La communalidad ( $h^2$ ) es la suma de los pesos factoriales al cuadrado en cada una de las filas.

El Análisis Factorial comienza sus cálculos a partir de lo que se conoce como matriz reducida compuesta por los coeficientes de correlación entre las variables y con las communalidades en la diagonal. Como la communalidad no se puede saber hasta que se conocen los factores, este resulta ser uno de los problemas del Análisis Factorial. (Universidad de Valencia, S/F)

En el Análisis de Componentes Principales como no suponemos la existencia de ningún factor común la communalidad toma como valor inicial 1. En los otros métodos se utilizan diferentes modos de estimar la communalidad inicial:

- Estimando la communalidad por la mayor correlación en la fila  $i$ -ésima de la matriz de correlaciones.

- Estimando la communalidad por el cuadrado del coeficiente de correlación múltiple entre  $x$  y las demás variables.

- El promedio de los coeficientes de correlación de una variable con todas las demás.

La communalidad final de cada variable viene dada por:

$$h^2 = P_{1j}^2 + P_{2j}^2 + \dots + P_{kj}^2$$

### **Matriz Anti-imagen**

La matriz de correlaciones anti-imagen contiene los negativos de los coeficientes de correlación parcial y la matriz de covarianza anti-imagen contiene los negativos de las covarianzas parciales. En un buen modelo factorial la mayoría de los elementos no diagonales deben ser pequeños. En la diagonal de la matriz de correlaciones anti-imagen se muestra la medida de adecuación muestral para esa variable. (IBM, S/F)

### **Matriz Reproducida**

La matriz de correlaciones estimada a partir de la solución del factor. También se muestran las correlaciones residuales (la diferencia entre la correlación observada y la estimada). (IBM, S/F).

## Matriz de Cargas Factoriales

Se denomina así a la matriz que recoge las cargas entre todas las variables originales y la selección final de factores. (Mahía, S/F)

## Matriz De Correlación

Uno de los requisitos que debe cumplirse para que el Análisis Factorial tenga sentido es que las variables estén altamente intercorrelacionadas. Por tanto, si las correlaciones entre todas las variables son bajas, el Análisis Factorial tal vez no sea apropiado.

Además, también se espera que las variables que tienen correlación muy alta entre sí la tengan con el mismo factor o factores. (De La Fuente, 2011)

### - Correlación Policórica

Pearson ya había pensado en esto hace más de un siglo y desarrollo la correlación tetracórica y luego se desarrolló la *correlación policórica* para tablas de contingencia con más de 2x2 celdas. El nombre viene de una serie infinita que utilizó Pearson para resolver este problema matemático. Si se asume que existe la misma distancia entre cada nivel de la variable ordinal, se corre el riesgo de obtener una distribución asimétrica o con mucha kurtosis, lo cual rompe nuestro requisito de tener una distribución normal al calcular una correlación. (Elguille, 2017).

### 1.3.2.2. Índice de KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)

$$KMO = \frac{\sum_{i \neq j} \sum r_{ij}^2}{\sum_{i \neq i} \sum r_{ij}^2 + \sum_{i \neq i} \sum a_{ij}^2}$$

$r_{ij}^2$ : es el coeficiente de correlación de Pearson entre las variables i y j.

$a_{ij}^2$ : es el coeficiente de correlación parcial entre las variables i y j.

El índice KMO compara los coeficientes de correlación de Pearson obtenidos con los coeficientes de correlación parcial entre variables. Si la suma de los coeficientes de correlación parcial al cuadrado es muy pequeña, el KMO será un índice muy próximo a la unidad y por tanto el análisis factorial un procedimiento adecuado. En cambio valores pequeños en este índice nos indica la no conveniencia de aplicar el análisis factorial. (Chavéz & López, 2005)

Una clasificación comúnmente aceptado para la evaluación de la adecuación del modelo factorial y su interpretación es (Kaiser 1974):

**Tabla 1**

Interpretación del K.M.O

<b>Valor de K.M.O</b>	<b>Apreciación</b>
$1 \geq KMO > 0.90$	Excelente
$0.90 \geq KMO > 0.80$	Buenos
$0.80 \geq KMO > 0.70$	Aceptables
$0.70 \geq KMO > 0.60$	Mediocres o Regulares
$0.60 \geq KMO > 0.50$	Malos
$KMO \leq 0.50$	Inacceptables o muy malos.

### 1.3.2.3 Prueba de esfericidad de Bartlett

Se utiliza para probar la Hipótesis Nula que afirma que las variables no están correlacionadas en la población. Es decir, comprueba si la matriz de correlaciones es una matriz de identidad. Se puede dar como válidos aquellos resultados que nos presenten un valor elevado del test y cuya fiabilidad sea menor a 0.05. En este caso se rechaza la Hipótesis Nula y se continúa con el Análisis. (Montoya, 2007)

Si Sig. (p-valor) < 0.05 aceptamos  $H_0$  (hipótesis nula) > se puede aplicar el análisis factorial.

Si Sig. (p-valor) > 0.05 rechazamos  $H_0$  > no se puede aplicar el análisis factorial.

### 1.3.2.4. Método de Reducción

#### A) Método de Componentes Principales

Es una técnica estadística de síntesis de la información, o reducción de la dimensión (número de variables). Es decir, ante un banco de datos con muchas variables, el objetivo será reducirlas a un menor número perdiendo la menor cantidad de información posible. (Terradez, S/F)

Un aspecto clave en ACP es la interpretación de los factores, ya que ésta no viene dada a priori, sino que será deducida tras observar la relación de los factores con las variables iniciales (habrá, pues, que estudiar tanto el signo como la magnitud de las correlaciones). Esto no siempre es fácil, y será de vital importancia el conocimiento que el experto tenga sobre la materia de investigación. (Terradez, S/F)

### **Obtención de Componentes Principales**

De La Fuente Fernández (2011), se considera una serie de variables ( $x_1, x_2, \dots, x_p$ ) sobre un grupo de objetos o individuos y se trata de calcular, a partir de ellas, un nuevo conjunto de variables ( $y_1, y_2, \dots, y_p$ ), incorreladas entre sí, cuyas varianzas vayan decreciendo progresivamente.

Cada  $y_j$  ( $j = 1, \dots, p$ ) es una combinación lineal de las ( $x_1, x_2, \dots, x_p$ ) originales, es decir:

$$\mathbf{y}_j = \mathbf{a}_{j1}\mathbf{X}_1 + \mathbf{a}_{j2}\mathbf{X}_2 + \dots + \mathbf{a}_{jp}\mathbf{X}_p = \mathbf{a}^0_j\mathbf{X}$$

Siendo  $\mathbf{a}^0_j = (a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{pj})$  un vector de constantes, y

$$\mathbf{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ \dots \\ x_p \end{bmatrix}$$

### **Método de las Componentes Principales iteradas o Ejes principales:**

Tiene una gran similitud con la extracción de factores por componentes principales. Este es un método iterativo, como lo son en general los métodos de obtención de factores, exceptuando el de componentes principales. En general es adecuado cuando se trata de identificar factores o dimensiones que reflejen lo que las variables comparten en común (Uriel & Aldás, 2005).

Basado en la Identidad Fundamental del Análisis Factorial  $R_p = AA' + \psi$ , sustituyendo la matriz de las correlaciones poblacionales  $R_p$  por las correlaciones muestrales  $R$ , con lo que:

$$\mathbf{R}' = \mathbf{R} \psi' = \mathbf{A}\mathbf{A}'$$

Respetando  $R' = R \psi' = AA'$ , el método es iterativo y consiste en alternar una estimación de la matriz de las especificidades  $\psi$  con una estimación de la matriz de las cargas factoriales “A” (De La Fuente Fernández, 2011).

## B) Gráficos de Sedimentación

El Gráfico de Sedimentación puede ser muy útil para determinar el número de componentes principales a extraer. Por omisión, grafica el tamaño de los valores propios (eigenvalores) correspondientes a cada uno de los p posibles componentes (StatPoint, 2006)

## C) Método de rotación

### Varimax

Es un método de rotación que minimiza el número de variables con cargas altas en un factor, mejorando así la interpretación de factores. El método considera que, si se logra aumentar la varianza de las cargas factoriales al cuadrado de cada factor consiguiendo que algunas de sus cargas factoriales tiendan a acercarse a **1** mientras que otras se aproximan a **0**, se obtiene una pertenencia más clara e inteligible de cada variable al factor.

Los nuevos ejes se obtienen maximizando la suma para los k-factores retenidos de las varianzas de las cargas factoriales al cuadrado dentro de cada factor. (Cuadras, 2010)

Es un método de rotación que minimiza el número de variables con cargas altas en un factor, mejorando así la interpretación de factores.

El método considera que, si se logra aumentar la varianza de las cargas factoriales al cuadrado de cada factor consiguiendo que algunas de sus cargas factoriales tiendan a acercarse a 1 mientras que otras se aproximan a 0, se obtiene una pertenencia más clara e inteligible de cada variable al factor (como se citó en De La Fuente Fernández, 2011).

Los nuevos ejes se obtienen maximizando la suma para los k-factores retenidos de las varianzas de las cargas factoriales al cuadrado dentro de cada factor.

Para evitar que las variables con mayores comunalidades tengan más peso en la solución final, se efectúa la normalización de Kaiser (dividiendo cada carga factorial al cuadrado por la comunalidad de la variable correspondiente).

En consecuencia, el método Varimax determina la Matriz B de forma que maximice la suma de las varianzas:

$$V = p \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^p \left( \frac{b_{ij}}{h_j} \right)^2 - \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=1}^p \frac{b_{ij}^2}{h_j^2} \right)^2$$

## **Máxima verosimilitud**

Método de estimación que consiste en encontrar aquellos valores de los parámetros del modelo ( $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k, \sigma^2$ ) que maximizan la función de verosimilitud; Es decir la probabilidad conjunta de las observaciones de la variable endógena. Densidad de la probabilidad de la muestra observada, expresada en función de los posibles valores de la población de  $\alpha, \beta$  y  $\sigma^2$ . (Anzures, 2013)

Este tipo de estimación puntual consiste en seleccionar el valor del parámetro para el cual la probabilidad de que ocurra el resultado experimental sea máxima; es decir dados los resultados experimentales del resultado ¿qué valor del parámetro tiene la máxima probabilidad de ser el verdadero? (Anzures, 2013)

### **1.3.2. Confiabilidad**

La confiabilidad se refiere a la consistencia de los resultados. En el análisis de la confiabilidad se busca que los resultados de un cuestionario concuerden con los resultados del mismo cuestionario en otra ocasión. Si esto ocurre se puede decir que hay un alto grado de confiabilidad. (Menéndez, 2015)

La confiabilidad de una prueba indica la medida en que las diferencias individuales en los resultados pueden atribuirse a "verdaderas diferencias" en las características consideradas y el grado en que se pueden deber a errores fortuitos. La medición de la confiabilidad de una prueba también permite estimar qué proporción de la varianza total de las puntuaciones se debe a la varianza de error. (Cappello, Aguirre, Castro, Cervantes, & Infante, 2004)

Para Bernal (2006) la confiabilidad de un cuestionario se refiere a la consistencia de las puntuaciones obtenidas por las mismas personas, cuando se las examina en distintas ocasiones con los mismos cuestionarios. En síntesis, La confiabilidad de un instrumento se obtiene cuando se repiten los mismos resultados o similares, en más de una aplicación y en las mismas circunstancias; es decir si la medición es consistente, congruente y estable de una medición a otra se puede afirmar que el instrumento es confiable.

Existen diversos procedimientos para calcular la confiabilidad de un instrumento de medición (Hernández; et al., 1995). Todos utilizan fórmulas que producen coeficientes de confiabilidad. Estos coeficientes pueden oscilar entre 0 y 1. Donde un coeficiente de 0 significa nula confiabilidad y 1 representa un máximo de confiabilidad (confiabilidad total). Entre más se acerque el coeficiente a cero (0), hay mayor error en la medición.

## Confiabilidad Por Consistencia Interna

La consistencia interna es una evaluación de qué tan seguro es que los elementos de encuestas o pruebas que se diseñan para medir el mismo constructo realmente lo hagan. Un constructo es un tema, característica o habilidad subyacente, como la comprensión lectora o la satisfacción del cliente. Un alto grado de consistencia interna indica que los elementos diseñados para evaluar el mismo constructo generan puntuaciones similares. Existe una variedad de medidas de consistencia interna. (Marroquín, (S/F)

La consistencia interna constituye uno de los métodos más utilizados para estimar una medida de confiabilidad de las dimensiones aisladas en estudios exploratorios y confirmatorios. Comúnmente su cálculo se efectúa sobre las variables observadas siendo el procedimiento mayormente utilizado -independientemente del nivel de medición- el índice alfa de Cronbach (mediante correlaciones de Pearson).

### Alfa de Cronbach

Es el más común de los métodos usados para medir la consistencia interna, propuesto desde 1951 por Cronbach este coeficiente estima el valor de  $P_{X,T}^2$  al evaluar la consistencia interna del conjunto de ítems o partes del compuesto; por tanto estima la varianza que en los puntajes observados corresponde a factores comunes de los diferentes ítems. (Cervantes, 2005)

Se ha demostrado que este coeficiente representa una generalización de las populares fórmulas KR-20 y KR-21 de consistencia interna, las cuales eran sólo aplicables a formatos binarios de calificación o de respuesta (dicotómicas). Por lo tanto, con la creación del Alfa de Cronbach, los investigadores fueron capaces de evaluar la confiabilidad o consistencia interna de un instrumento constituido por una escala Likert, o cualquier escala de opciones múltiples. (Quero, 2010)

Su fórmula es la siguiente:

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left[ 1 - \frac{\sum s_i^2}{s_t^2} \right]$$

Donde:

$\sum s_i^2$  es la suma de varianzas de cada uno de los ítems.

$S_t^2$ , es la varianza del total de las filas.

K, es el número de preguntas o ítems.

### Alfa de Conbach Insegado

$$\bar{\alpha} = \frac{(K - 3)\alpha + 2}{K - 1}$$

### Interpretación del Alpha de Cronbach

Escala de valoración del Alpha de Conbrach según Vellis (1991):

**Tabla 2**

Interpretación del Alpha de Cronbach

Valor Alfa de Cronbach	Apreciación
[0.95 a + >	Muy Elevada o excelente
[0.90 - 0.95>	Elevada
[0.85 - 0.90>	Muy buena
[0.80 - 0.85>	Buena
[0.75 - 0.80>	Muy respetable
[0.70 - 0.75>	Respetable
[0.65 - 0.70>	Mínimamente aceptable
[0.40 - 0.65>	Moderada
[0.00 - 0.40>	Inaceptable

### Alfa Ordinal

El alfa ordinal se basa en la matriz de correlación policórica, en lugar de la matriz de covarianza (correlación) de Pearson, y de esta forma es más adecuado para estimar alfa con mediciones con datos ordinales. También se destaca que el coeficiente de correlación de Pearson subestima gravemente la verdadera relación entre dos variables continuas cuando estas variables presentan asimetría. Otra propiedad importante del alfa ordinal es que es un estimador insegado de la confiabilidad teórica para datos ordinales. (Contreras & Novoa, 2018)

Elosua & Zumbo (2008), realizaron una revisión sobre la pertinencia del uso de otros estimadores de la confiabilidad por consistencia interna para el caso de ítems que tengan menos de cinco opciones de respuesta, como es el caso del Alfa ordinal desde el modelo del factor común. Dichos autores plantean expresiones matemáticas para su cálculo, apoyados con los output de correlaciones Policóricas del software libre FACTOR (Lorenzo & Fendando, 2007), mas no una herramienta que permita el cálculo directo utilizando los datos provenientes de dicho programa, sin recurrir a procedimientos manuales para hallar dichos coeficientes.

### **Coefficiente Alpha**

Considerando sólo la matriz de correlaciones de Pearson y el modelo del análisis factorial, McDonald (1985, p. 217) describió cómo computar el coeficiente alpha desde el modelo del factor común. Para una escala compuesta por  $n$  ítems el coeficiente Alpha podría estimarse como:

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \left[ \frac{n(\bar{\lambda})^2 - \bar{\lambda}^2}{n(\bar{\lambda})^2 + (u^2)} \right]$$

Donde  $n$  es el número de ítems.

$\bar{\lambda}$  = es la media aritmética de los pesos factoriales.

$\bar{\lambda}^2$  = es la media aritmética de los cuadrados de los  $n$  pesos factoriales.

$u^2$  = es la media aritmética de las unidades de las  $n$  variables.

### **Prueba de Mitades**

Involucra dividir una escala en dos mitades para hacer una comparación, las mitades pueden ser de números impares o incluso una simple división desde la primera a la segunda mitad o los ítems pueden ser una selección aleatoria en dos mitades para ser analizadas una con la otra. (Montero & Najul, 2014)

#### **A) Mediante la fórmula de Corrección de Spearman-Brown**

1° Se calcula el índice de correlación de Pearson

$$r = \frac{n(\sum XY) - (\sum X)(\sum Y)}{\sqrt{(n\sum X^2 - (\sum X)^2)(n\sum Y^2 - (\sum Y)^2)}}$$

2° Se aplica la corrección de **Spearman Brown** para elementos paralelos.

$$R = \frac{2r}{1+r}$$

Esta corrección estima la correlación que se hubiera obtenido entre las partes si hubiesen tenido el mismo número de ítems que el test completo. (Chiner, S/F)

### **B) Mediante la fórmula de Guttman-Flanagan**

La fórmula de Guttman puede considerarse una reexpresión de la fórmula de Rulon, por ello ambas darán el mismo resultado bajo cualquier situación. Ambas, a su vez, equivalen a Spearman-Brown cuando la varianza de las puntuaciones en ambas partes es igual. Si no son iguales, entonces las fórmulas de Rulon y de Guttman darán un valor inferior a la fórmula de Spearman-Brown. (Chiner, S/F).

La fórmula es la siguiente:

$$r_{XY} = 2\left(1 - \frac{S_p^2 + S_i^2}{S_x^2}\right)$$

Donde:

$S_p^2$  y  $S_i^2$  Son la varianza de las puntuaciones de los ítems pares e impares respectivamente.

$S_x^2$  Es la varianza de las puntuaciones empíricas de los sujetos.

### **Índices de bondad de ajuste**

#### **Índice de Tucker – Lewis (TLI)**

El índice está corregido para tener en cuenta la complejidad del modelo. Por este motivo no introducen directamente el estadístico  $\chi^2$ , sino que los compara previamente con su esperanza, los grados de libertad del modelo nulo con los del modelo en cuestión. Por tanto, si se añaden parámetros al modelo, el índice solo aumentara si el estadístico  $\chi^2$  disminuye en mayor medida que los grados de libertad. Los valores del índice TLI suelen variar entre 0 y 1, aunque pueden no estar restringidos a este rango, es decir, la cota superior

no es la unidad y valores superiores a 1 tienden a indicar sobreparametrización del modelo. Los valores próximos a 1 indican un buen ajuste. *Lara, (2014)*

$$\text{Modelo: } TLI = \frac{\frac{x_b^2}{glb} - \frac{x^2}{g}}{\frac{x_b^2}{glb} - 1}$$

### **Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA)**

Este índice está tomando mucha popularidad, se puede interpretar como el error de aproximación medio por grado de libertad. Valores por debajo del 0,05 indican un buen ajuste del modelo, y por debajo del 0,08 indican un ajuste adecuado del modelo. La distribución en el muestreo del RMSEA se ha deducido (Hu y Bentler, 1999) permitiendo construir intervalos de confianza. Donde se consideran que los extremos de los intervalos de confianzas deben de ser inferiores a 0,05 (o 0,08) para que el ajuste sea aceptable. (*Lara, 2014*)

Este estadístico se puede calcular de forma que:

$$RMSEA = \sqrt{\frac{NCP}{N \times gl}}$$

Donde NCP es el llamado parámetro de no centralidad que se puede calcular como  $NCP = \text{Max} [X^2 - 2gl, 0]$ .

Al depender este índice de las unidades de medida, se suele tomar otro estadístico que será el resultado de estandarizar al anterior, SRMR (Standarized Root Mean Square Residual) obtenido al dividir el valor de RMSEA por la desviación típica. Este valor se consideran indicativos de un buen ajuste si está por debajo del valor 0,05.

### **1.3.3. Depresión**

La depresión es un trastorno mental frecuente, que se caracteriza por la presencia de tristeza, pérdida de interés o placer, sentimientos de culpa o falta de autoestima, trastornos del sueño o del apetito, sensación de cansancio y falta de concentración.

La depresión puede llegar a hacerse crónica o recurrente y dificultar sensiblemente el desempeño en el trabajo o la escuela y la capacidad para afrontar la vida diaria. En su forma más grave, puede conducir al suicidio. (OMS, 2017)

La depresión es una enfermedad común pero grave. La mayor parte de quienes la padecen necesitan tratamiento para mejorar.

**Fernandes Alfonso (1988)** en su informe *“La Depresión y su Diagnóstico”*, menciona que: La depresión produce un hundimiento del plano vital en cuatro dimensiones: humor depresivo, anergia (falta de impulsos), discomunicación, y, por último, alteración de los ritmos vitales de sueño-vigilia y alimentación.

En **el estado de ánimo depresivo** sobresale inicialmente el pesimismo o amargura, la desesperanza, la tristeza, el hastío de la vida o la falta de placer, las preocupaciones morales o económicas, la hipocondría, las cefaleas, la opresión precordial y distintas sensaciones de malestar corporal.

En **la anergia** o vaciamiento de impulsos suele aparecer con mucha frecuencia desde el principio el aburrimiento o la apatía ( falta de ganas ), las cavilaciones obsesivas la indecisión la disminución de la actividad habitual en los trabajos o diversiones, la abstemia o dinamia ( fatiga corporal ), y el apagamiento de la libido sexual.

En **el sector de la discomunicación** los rasgos más frecuentes inicialmente son la aflicción por cualquier cosa, el retraimiento social, las sensaciones de soledad o aislamiento la irritabilidad, el abandono de las lecturas, radio o televisión y el descuido en el arreglo personal y en el vestuario.

En **la dimensión de la ritmopatía** o desregulación de los ritmos suele sobresalir inicialmente la hiposomnía precoz, media o tardía, el empeoramiento por las mañanas, la pérdida del apetito y de peso, la inestabilidad del estado subjetivo y objetivo a lo largo del día (oscilación circadiana de la sintomatología) El 50 % de las fases depresivas comienzan con un trastorno del sueño.

Siempre que una persona joven, adulta o anciana (en niños es diferente) muestre por lo menos 3 o 4 trazos de este conjunto, sobre todo si pertenecen a la misma dimensión y se mantienen como un mínimo 2 semanas, es preciso pensar seriamente que se esté iniciando una depresión.

### **1.3.3.1. Depresión En Adultos Mayores**

La depresión es un problema común entre las personas mayores pero no es una etapa normal del envejecimiento. Puede pasarse por alto porque en algunas personas mayores que padecen depresión, la tristeza no es el síntoma principal. Ellos pueden padecer otros síntomas menos evidentes de depresión o puede que no estén dispuestos a hablar de sus sentimientos. (National Institutes of Health, S/F)

### **1.3.3.2. Psicometría De Test**

#### **Psicometría**

La Psicometría se ocupa de los problemas de medición en Psicología, utilizando la Estadística como pilar básico para la elaboración de teorías y para el desarrollo de métodos y técnicas específicas de medición. (Abad, y otros, 2004).

#### **a) Teorías de la medición.**

Tienen como objetivo establecer las condiciones y propiedades de las asignaciones numéricas que pueden realizarse.

#### **b) Escalamiento.**

En el terreno de la Psicofísica, e históricamente desde los trabajos de Fechner en el siglo XIX, se plantea el problema de la medición de las sensaciones que generan diferentes niveles de estimulación física. Thurstone será el responsable del tránsito del escalamiento psicofísico al escalamiento psicológico, donde se proponen modelos y técnicas para la medición de atributos estrictamente psicológicos.

#### **c) Teorías de los Test.**

A principios del siglo XX, Spearman propone una formulación matemática para estudiar las propiedades métricas de las puntuaciones que se asignan mediante test, elaborados en ese tiempo (recuérdese los test de inteligencia de Binet), para cuantificar el nivel de las personas en funciones psicológicas superiores. (Abad, y otros, 2004)

#### 1.3.3.4. Test Psicométricos

Encargados de medir cualidades psíquicas del individuo, las hay de varios tipos: de medición de inteligencia (que tanto cotejan edad mental y edad cronológica), rasgos de personalidad (como tiendes a reaccionar), factores de personalidad (cotidianamente como te comportas), proyectivas (que es lo que subconscientemente deseas) y varios tipos más. Son una herramienta tanto para conocer su vida, estado emocional, intelectual e inclusive si existe alguna anomalía en su funcionamiento cerebral o simplemente para ubicarnos en su forma de pensar. (TESTWORLD, 2017)

#### 1.3.4. Escala de Depresión de Zung

La Escala Auto aplicada de Depresión de Zung (Self-Rating Depression Scale, SDS), desarrollada por Zung en 1965, es una escala de cuantificación de síntomas de base empírica y derivada en cierto modo de la escala de depresión de Hamilton, ya que al igual que ella da mayor peso al componente somático-conductual del trastorno depresivo. (Palomino, 2017)

La escala de depresión de Zung está conformada por 20 ítems. en la escala que indican las 4 características más comunes de la depresión: el efecto dominante, los equivalentes fisiológicos, otras perturbaciones, y las actividades psicomotoras. (Anónimo, 2014).

Hay diez preguntas elaboradas de forma positiva, y otras diez, de forma negativa. Cada pregunta se evalúa en una escala de 1- 4 (escala de Likert)

Los ítems son:

Nº	Ítems	Nunca o Raras Veces	Algunas veces	Muchas Veces	Siempre, Casi Siempre
1	Me siento triste y decaído	1	2	3	4
2	Por las mañanas me siento mejor	4	3	2	1
3	Tengo ganas de llorar	1	2	3	4
4	Me cuesta mucho dormir por las noches	1	2	3	4
5	Como igual que antes	4	3	2	1
6	Aún tengo deseos sexuales	4	3	2	1

<b>7</b>	Noto que estoy adelgazando	1	2	3	4
<b>8</b>	Estoy estreñado	1	2	3	4
<b>9</b>	El corazón me late más rápido que antes	1	2	3	4
<b>10</b>	Me canso sin motivo	1	2	3	4
<b>11</b>	Mi mente está tan despejada como antes	4	3	2	1
<b>12</b>	Hago las cosas con la misma facilidad que antes	4	3	2	1
<b>13</b>	Me siento intranquilo	1	2	3	4
<b>14</b>	Tengo confianza en el futuro	4	3	2	1
<b>15</b>	Estoy más irritable que antes	1	2	3	4
<b>16</b>	Encuentro fácil tomar decisiones	4	3	2	1
<b>17</b>	Siento que soy útil y necesario	4	3	2	1
<b>18</b>	Encuentro agradable vivir	4	3	2	1
<b>19</b>	Creo que sería mejor para los demás si muriera	1	2	3	4
<b>20</b>	Me gustan las mismas cosas que antes	4	3	2	1

El instrumento permitió categorizar la depresión para cada ítem mediante las siguientes alternativas: *Nunca o Raras veces, Algunas veces, Muchas veces, Siempre o Casi siempre*. La puntuación se muestra en la tabla 3.

**Tabla 3**

Valoración de la puntuación marcada en los ítems del test de depresión de Zung.

	Nunca o Raras Veces	Algunas Veces	Muchas Veces	Siempre o Casi Siempre
<b>Positivo</b>	4	3	2	1
<b>Negativo</b>	1	2	3	4

Fuente: Portal Web - Depresión Psicomag

Durante la administración de la prueba, se le pide al sujeto que relacione cada uno de los ítems con su situación personal dentro de un periodo específico, usualmente durante las últimas dos semanas. El sujeto así tiene la oportunidad de escoger una de las cuatro opciones cuantitativas.

De acuerdo con el puntaje obtenido, el índice de depresión es el siguiente:

$$\text{Índice} = \frac{\text{Puntaje Total}}{\text{Puntaje Máximo (80)}} \times 100$$

**Interpretación del índice de depresión de Zung, según** (Moreno, Fernandez, Valenzuela, & Gonzales, 2014):

**Tabla 4**

Interpretación del índice de depresión de Zung

<b>Índice</b>	<b>Interpretación</b>
25 – 49	No indica depresión.
50 – 59	Indica depresión de mínima a leve.
60 – 69	Indica depresión de moderada a marcada.
70 – 100	Indica depresión de severa a extrema.

## **CAPITULO II**

### **MÉTODO Y MATERIALES**

#### **2.1. Tipo de Investigación**

El tipo de investigación fue aplicada, cuantitativa y de corte transversal porque se hizo un corte en el tiempo, siendo el objeto de estudio adulto mayores de la región de Cajamarca 2019.

#### **2.2. Hipótesis**

Implícita, por corresponder a un análisis factorial exploratorio.

#### **2.3. Diseño de Contrastación de Hipótesis**

Descriptiva Multivalente de Interdependencia.

#### **2.4. Población y Muestra**

##### **2.4.1. Población**

Adultos mayores con residencia regular en los distritos de San Marcos, Celendín, San Miguel y Matara de la región Cajamarca, 2019.

##### **2.4.2. Muestra**

La muestra estuvo constituida por 202 adultos mayores elegidos de los distritos de estudio, haciendo recorridos por cada distrito, tomando la siguiente vivienda si no se encontraba o no residía algún adulto mayor.

## 2.5. Operacionalización de Variables

VARIABLE	DIMENSION	INDICES	INSTRUMENTO DE MEDICION	ESCALA DE MEDICIÓN
Confiabilidad de consistencia interna de la escala de depresión de Zung	Estadística	Excelente: $\alpha > 0.9$	Formato de reporte de alfa ordinal, alpha de Cronbach, Spearman – Brown, Guttman Flanagan	Razón
		Bueno: $\alpha > 0.8$		
		Aceptable: $\alpha > 0.7$		
		Cuestionable: $\alpha > 0.5$		
		Pobre: $\alpha > 0.5$		
Inaceptable: $\alpha < 0.5$				
Validez de constructo de la escala de depresión de zung	Estadística	Porcentaje total de varianza explicada	Formato de reporte del análisis factorial mediante matrices policóricas	Razón

## 2.6. Técnica e Instrumentos de Recolección de Datos

La técnica de recolección de datos empleado fue la entrevista directa, y el instrumento es un cuestionario elaborado por el psiquiatra William W.K. Zung en 1965. Se trata de un instrumento que comprende 20 ítems que exploran algunas preguntas como el adelgazamiento, referentes a la apetencia sexual, e incluso al estreñimiento (**Anexo ...**).

## 2.7. Análisis Estadísticos de Datos

La data fue vaciada en una hoja electrónica de formato Excel, y fue procesada con el entorno de programación RStudio. Estos datos serán procesado con técnicas estadísticas de cálculo e interpretación de matrices de correlación policórica por corresponder a variables o ítems del test con escala de lickert, cálculo e interpretación de la prueba KMO y prueba de esfereicidad

de Bartlet, previo al Análisis factorial exploratorio, se utilizó la técnica de Componentes principales para reducción de la dimensión y el método de rotación varimax.

Además, se calcularon los coeficientes de confiabilidad de consistencia interna del alfa ordinal, de Spearman – Brown, de Guttman – Flanagan y para efectos de comparación y comentario el coeficiente Alfa de Cronbach.

Para hallar el índice de bondad de ajuste se utilizaron los que reporta Tucker – Lewis y el error cuadrático medio de aproximación.

## **CAPITULO III**

### **RESULTADOS Y DISCUSIÓN**

El Análisis de Validez de Constructo y Confiabilidad de consistencia interna se realizó tomando la teoría citada y con el apoyo del entorno del lenguaje de programación RStudio, análisis factorial confirmatorio policórico y los coeficientes Alfa ordinal, alfa de Cronbach, Guttman – Flanagan y Spearman – Brown, respectivamente.

Índice de bondad de ajuste: Tucker – Lewis y el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA).

**Tabla 5**

Matriz de correlaciones policóricas

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P11
P1	1.00	0.29	0.34	0.33	0.26	0.29	0.18	0.29	0.39	0.20	0.18
P2	0.29	1.00	0.29	0.39	0.24	0.34	0.32	0.11	0.29	0.24	0.30
P3	0.34	0.29	1.00	0.48	0.40	0.32	0.44	0.28	0.55	0.58	0.51
P4	0.33	0.39	0.48	1.00	0.35	0.37	0.38	0.25	0.39	0.45	0.40
P5	0.26	0.24	0.40	0.35	1.00	0.13	0.45	0.18	0.30	0.34	0.39
P6	0.29	0.34	0.32	0.37	0.13	1.00	0.52	0.29	0.32	0.40	0.28
P7	0.18	0.32	0.44	0.38	0.45	0.52	1.00	0.13	0.36	0.29	0.35
P8	0.29	0.11	0.28	0.25	0.18	0.29	0.13	1.00	0.21	0.23	0.12
P9	0.39	0.29	0.55	0.39	0.30	0.32	0.36	0.21	1.00	0.51	0.42
P10	0.20	0.24	0.58	0.45	0.34	0.40	0.29	0.23	0.51	1.00	0.28
P11	0.18	0.30	0.51	0.40	0.39	0.28	0.35	0.12	0.42	0.28	1.00
P12	0.18	0.15	0.32	0.38	0.19	0.32	0.33	0.09	0.23	0.32	0.30
P13	0.41	0.21	0.29	0.34	0.41	0.28	0.28	0.22	0.44	0.30	0.24
P14	0.14	0.32	0.45	0.31	0.33	0.23	0.29	0.09	0.40	0.44	0.20
P15	0.30	0.23	0.26	0.28	0.19	0.20	0.21	0.09	0.31	0.33	0.29
P16	0.24	0.14	0.09	0.17	0.12	0.30	0.11	0.18	0.09	0.13	0.15
P17	0.11	0.33	0.32	0.23	0.07	0.31	0.29	0.18	0.22	0.37	0.07
P18	0.22	0.11	0.27	0.30	0.10	0.24	0.22	0.20	0.23	0.34	0.13
P19	0.21	0.34	0.41	0.28	0.06	0.18	0.11	0.13	0.24	0.41	0.15
P20	0.24	0.14	0.30	0.32	0.09	0.33	0.25	0.28	0.22	0.35	0.05

	P12	P13	P14	P15	P16	P17	P18	P19	P20
P1	0.18	0.41	0.14	0.30	0.24	0.11	0.22	0.21	0.24
P2	0.15	0.21	0.32	0.23	0.14	0.33	0.11	0.34	0.14
P3	0.32	0.29	0.45	0.26	0.09	0.32	0.27	0.41	0.30
P4	0.38	0.34	0.31	0.28	0.17	0.23	0.30	0.28	0.32
P5	0.19	0.41	0.33	0.19	0.12	0.07	0.10	0.06	0.09
P6	0.32	0.28	0.23	0.20	0.30	0.31	0.24	0.18	0.33
P7	0.33	0.28	0.29	0.21	0.11	0.29	0.22	0.11	0.25
P8	0.09	0.22	0.09	0.09	0.18	0.18	0.20	0.13	0.28
P9	0.23	0.44	0.40	0.31	0.09	0.22	0.23	0.24	0.22
P10	0.32	0.30	0.44	0.33	0.13	0.37	0.34	0.41	0.35
P11	0.30	0.24	0.20	0.29	0.15	0.07	0.13	0.15	0.05
P12	1.00	0.31	0.35	0.29	0.18	0.28	0.34	0.15	0.26
P13	0.31	1.00	0.26	0.22	0.08	0.21	0.21	0.16	0.28
P14	0.35	0.26	1.00	0.19	-0.02	0.28	0.25	0.23	0.26
P15	0.29	0.22	0.19	1.00	0.11	0.12	0.25	0.25	0.16
P16	0.18	0.08	-0.02	0.11	1.00	0.08	0.01	0.05	0.21
P17	0.28	0.21	0.28	0.12	0.08	1.00	0.31	0.42	0.19
P18	0.34	0.21	0.25	0.25	0.01	0.31	1.00	0.28	0.34
P19	0.15	0.16	0.23	0.25	0.05	0.42	0.28	1.00	0.23
P20	0.26	0.28	0.26	0.16	0.21	0.19	0.34	0.23	1.00

De acuerdo a lo sostenido por Richaud (2005), se utilizó el concepto de matrices de correlación policóricas cuando las variables que se correlacionan son de tipo ordinal, o por lo menos una de ellas y la otra nominal.

La matriz de correlaciones policóricas que se reporta muestra algunas correlaciones policóricas desde 0.40 hasta 0.58, entre diversos ítems del test, por lo que se hipotetiza que existen ítems que pueden agruparse en factores, y dando información subyacente. Esto indica que el análisis factorial procedería.

**Tabla 6**  
Validación Ítem – Test (Sperman)

<b>ITEM</b>	<b>VALIDACIÓN</b>	<b>RESULTADO</b>
<b>P1</b>	0.4538345	Válido
<b>P2</b>	0.4360554	Válido
<b>P3</b>	0.6865463	Válido
<b>P4</b>	0.6040103	Válido
<b>P5</b>	0.4321280	Válido
<b>P6</b>	0.5294579	Válido
<b>P7</b>	0.5073751	Válido
<b>P8</b>	0.3657083	Válido
<b>P9</b>	0.5851303	Válido
<b>P10</b>	0.6556368	Válido
<b>P11</b>	0.4449777	Válido
<b>P12</b>	0.4983341	Válido
<b>P13</b>	0.4935088	Válido
<b>P14</b>	0.4922499	Válido
<b>P15</b>	0.4053120	Válido
<b>P16</b>	0.2651033	Válido
<b>P17</b>	0.4539631	Válido
<b>P18</b>	0.4796012	Válido
<b>P19</b>	0.4401324	Válido
<b>P20</b>	0.4562002	Válido

Se presentan las correlaciones ítem-test según Spearman respectivamente, encontrando que todas las correlaciones superan el 0.2; esto es importante ya que, de acuerdo a lo sostenido por Hernández; et al. (2010), las correlaciones menores a 0.2 son consideradas nulas o escasas. Aunque el autor no se refiere a la significancia del coeficiente de correlación, seguro por razones que ello depende del tamaño de muestra y de la confiabilidad utilizada en la prueba de hipótesis.

Todas las correlaciones policóricas ítem-test reportadas variaron desde 0.2651033 hasta 0.6865463.

Asimismo el ítem “Encuentro difícil tomar decisiones” (P16), fue la que tuvo la menor correlación con el test (0.2651) y el ítem “Tengo ganas de llorar” (P3) fue el que mostró la mayor correlación con el test (0.6865).

### **Análisis factorial exploratorio con matrices policóricas con los 20 ítems del test de Zung.**

**Tabla 7**

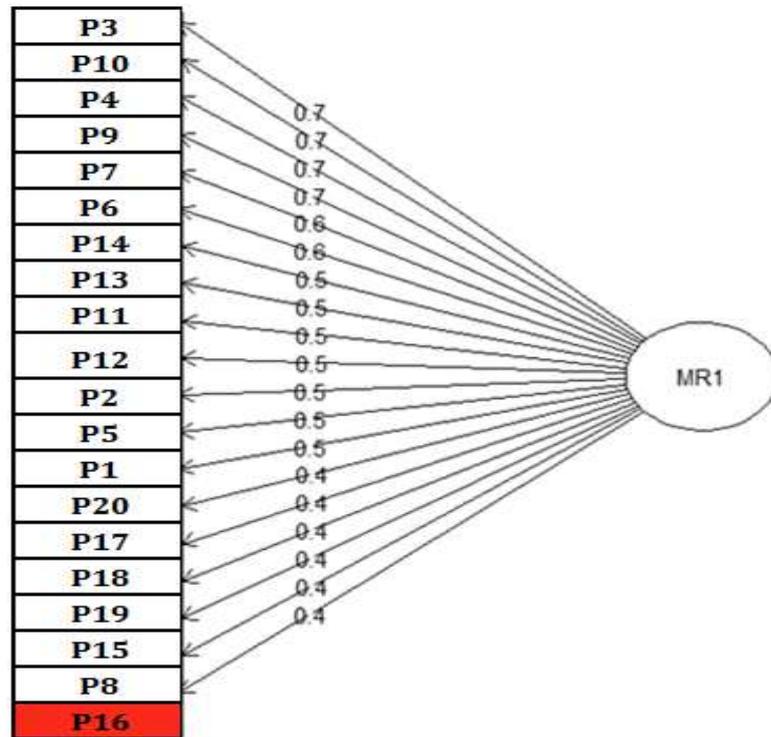
Resultados de Kaiser–Meyer–Olkin y Barlett realizado al test de Zung aplicado en adultos mayores.

<b>Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin.</b>		0,82
<b>Prueba de esfericidad de Bartlett</b>	Aprox. Chi-cuadrado	1292,601
	Gl	190
	Sig.	3.372382E-163

Por ser el KMO (Kaiser - Meyer y Olguín) mayor a 0.80 ( $KMO = 0.82 > 0.80$ ), se concluye que existe una buena adecuación de la muestra para un análisis factorial, de acuerdo al criterio de Kaiser (1974).

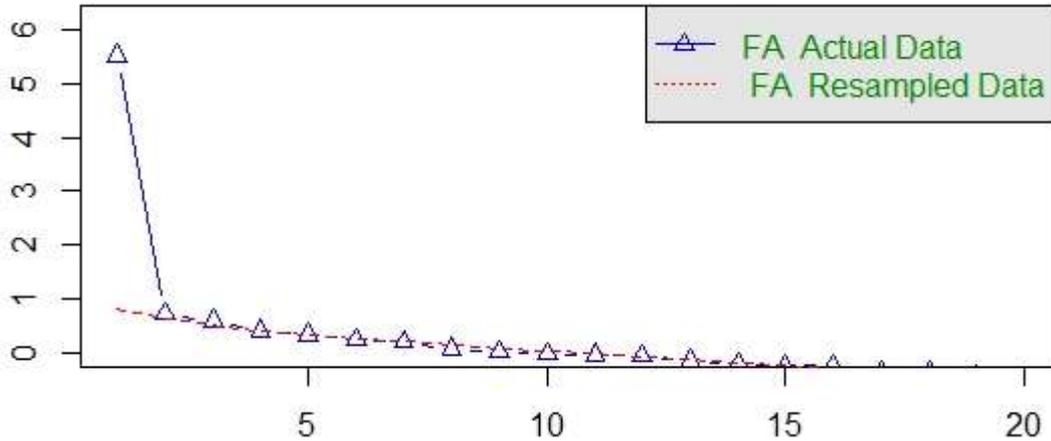
El resultado de la prueba de esfericidad de Bartlett, al 95% de confiabilidad, indica que la matriz de correlaciones policóricas es distinta a la matriz identidad ( $p=3.372382E-163$ ), por lo que es lo mismo, concluir que el determinante de la matriz de correlaciones policóricas es distinto a 1.

Esto a su vez indica que las correlaciones policóricas de Spearman que se encuentran por encima o por debajo de la diagonal son estadísticamente distintas de 0, confirmando el resultado de KMO, que sostiene que el análisis factorial procede.



**Figura 1**  
Correlación Ítem – Test después de rotación con varimax aplicado a los 20 ítems del test de Zung.

De acuerdo a la figura 1, se puede concluir que los ítems se deberían ajustar a un solo factor, excluyendo el ítem 16 (“Encuentro fácil tomar desiciones”).



**Figura 2**

Gráfico de sedimentación de acuerdo a los autovalores (eigen values)

El Gráfico de sedimentación (Figura 2), confirma el resultado anterior, que los ítems se agrupan en 1 solo factor, ya que a partir del segundo ícono triángulo, la caída es lenta y similar.

## CONFIRMANDO CON PRUBA DE HIPÓTESIS

### Reporte de R

#### - Identificando el N° de factores

```
fap=fa.parallel.poly(test,fa="fa")
```

```
fap
```

#### - Corriendo el modelo

```
factorial1=fa.poly(test,cor="poly",rotate="varimax")
```

```
factorial1
```

#### - Resultado:

**Proportion Var: 0.28** (Proporción de la varianza: 0.28)

**Mean item complexity = 1** (Complejidad media del ítem = 1)

**Test of the hypothesis that 1 factor is sufficient.**

(Prueba de la hipótesis de que 1 factor es suficiente)

**Tucker Lewis Index of factoring reliability = 0.741**

(Índice de fiabilidad de factorización de Tucker - Lewis)

**RMSEA index = 0.09 and the 90 % confidence intervals are 0.076 0.097**

(Índice RMSEA = 0.09 y los intervalos de confianza del 90% son 0.076 - 0.097)

La prueba de hipótesis reportó que 1 factor es suficiente, el cual explica el 28% de la varianza acumulada, que es un porcentaje muy bajo.

El resultado del análisis factorial exploratorio, y del gráfico de sedimentación y la prueba de hipótesis, indica que el Test de Zung que categoriza la depresión en adultos mayores, no se reduce a factores, con la atingencia, que para la población de estudio (adultos mayores), se recomienda eliminar el ítem 16 (“**Encuentro fácil tomar decisiones**”) (Ver la Figura 2)

**Tabla 8**

Análisis de confiabilidad de consistencia interna con el coeficiente alpha ordinal.

<b>Método/Coeficiente</b>	<b>Correlación</b>
<i>Consistencia Interna / Alpha Ordinal</i>	0.88

Se encontró que el test de Zung para medir depresión tuvo una consistencia interna en la muestra de adultos mayores de 0.88 de acuerdo al alpha ordinal, que es el que corresponde analizar por encontrarse le referido test en una escala de Likert.

**Tabla 9**

Análisis de confiabilidad de consistencia interna mediante la prueba de mitades (*Sperman Brown*).

<b>Método/Coeficiente</b>	<b>Correlación</b>
<i>Consistencia Interna / Sperman Brown</i>	0.8353868

La confiabilidad de consistencia interna del test de Zung de acuerdo a Sperman Brown fue de 0.8354. Se considera por que utiliza correlaciones de Person a la suma de mitades de los puntajes de Likert, lo cual también es pertinente por que la suma ya tiene escala de taza o razón.

**Tabla 10**

Análisis de confiabilidad de consistencia interna mediante la prueba de mitades (*Gutman Flanagan*).

<b>Método/Coeficiente</b>	<b>Correlación</b>
<i>Consistencia Interna / Gutman Flanagan</i>	0.8353202

La confiabilidad de consistencia interna del test de Zung de acuerdo a Gutman Flanagan fue de 0.8353. Se considera por que utiliza correlaciones de Person a la suma de mitades de los puntajes de Likert, lo cual también es pertinente por que la suma ya tiene escala de taza o razón

**Tabla 11**

Análisis de confiabilidad de consistencia interna con el coeficiente Alfa de Cronbach.

<b>Método/Coeficiente</b>	<b>Correlación</b>
<i>Consistencia Interna / Alfa de Cronbach</i>	0.87187

Se reporta el valor de Alpha de Cronbach que fue de 0.87187. Para indicar la sub estimación de la confiabilidad que hace este coeficiente cuando se aplica a un test con escala de Likert.

### **Análisis factorial exploratorio con matrices policóricas del test sin el ítem 16 del test de Zung.**

**Tabla 12**

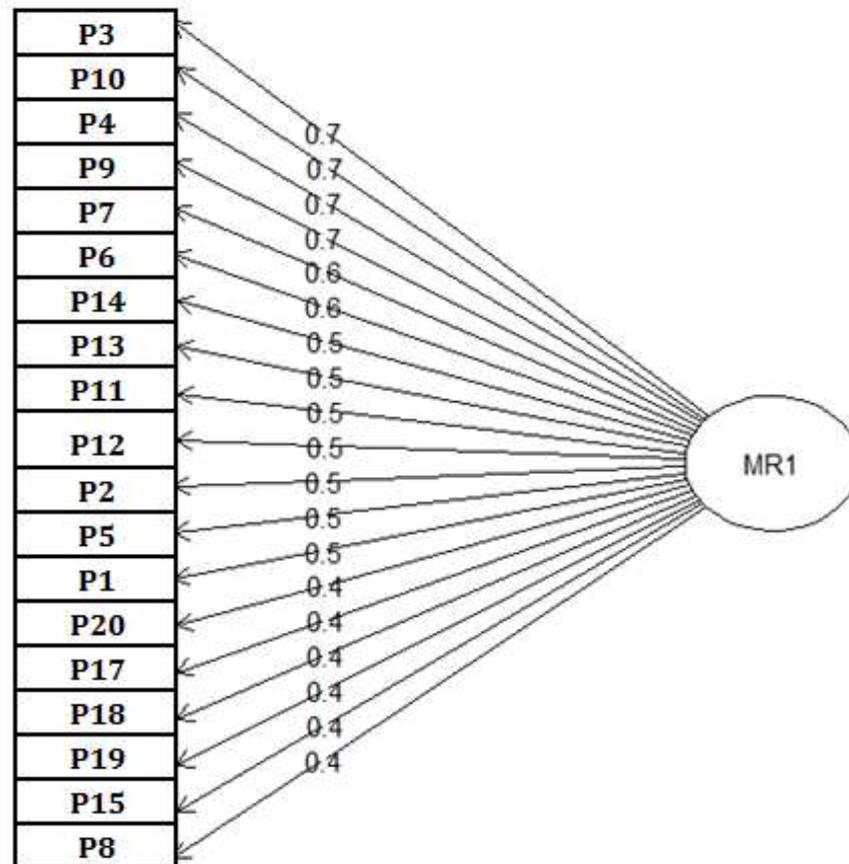
Resultados de Kaiser–Meyer–Olkin y Barlett realizado al test de Zung aplicado en adultos mayores.

<b>Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin.</b>		0,82
<b>Prueba de esfericidad de Bartlett</b>	Aprox. Chi-cuadrado	1250,959
	Gl	171
	Sig.	1.925714e-163

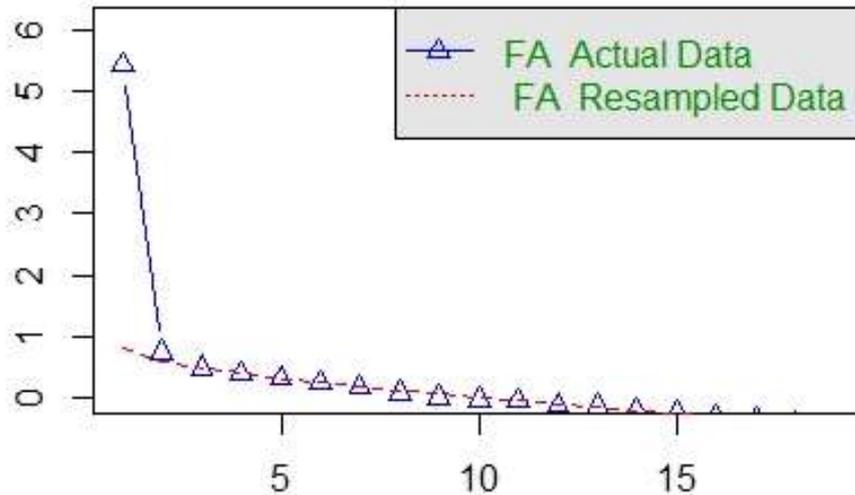
La medida de adecuación muestral de KMO (0.82), indica que procede realizar un análisis factorial con la muestra de estudio, sin el ítem 16.

Además, de acuerdo a la Prueba de Bartlett, al 95% de confiabilidad, se rechaza la hipótesis nula que la matriz de correlaciones policóricas es distinta a la matriz identidad, o lo que es lo mismo decir se rechaza la  $H_0$  que sostiene que el determinante de la matriz de correlaciones policóricas es igual a 1.

Por tanto, existe evidencia estadística que las correlaciones policóricas son distintas de cero, por lo que podrían existir ítems o variables del test, sin incluir el ítem 16, que se puedan agrupar en factores. Ello va a depender del grado de asociación o correlación hallado.



**Figura 3**  
Correlación Ítem – Test después de rotación con varimax aplicado a los 20 ítems del test de Zung.



**Figura 4**

Gráfico de sedimentación de acuerdo a los autovalores (eigen values)

### Reporte del R

**- Identificando el N° de factores**

```
fap=fa.parallel.poly(test,fa="fa")
```

```
fap
```

**- Corriendo el modelo**

```
factorial1=fa.poly(test,cor="poly",rotate="varimax")
```

```
factorial1
```

**- Resultado:**

**Proportion Var:** 0.29 (Proporción de la varianza: 0.29)

**Mean item complexity = 1** (Complejidad media del ítem = 1)

**Test of the hypothesis that 1 factor is sufficient.**

(Prueba de la hipótesis de que 1 factor es suficiente)

**Tucker Lewis Index of factoring reliability = 0.748**

(Índice de fiabilidad de factorización de Tucker Lewis)

**RMSEA index = 0.092 and the 90 % confidence intervals are 0.078 - 0.1**

(Índice RMSEA = 0.09 y los intervalos de confianza del 90% son 0.078 - 0.1)

La prueba de hipótesis reportó que 1 factor es suficiente, incluyendo 19 ítems, sin incluir el ítem 16, el cual explica el 29% de la varianza acumulada, que es un porcentaje muy bajo.

El resultado del análisis factorial exploratorio, y del gráfico de sedimentación y la prueba de hipótesis, indica que el Test de Zung que categoriza la depresión en adultos mayores, no se reduce a factores.

**Tabla 13**

Análisis de confiabilidad de consistencia interna con el coeficiente alpha ordinal

<b>Método/Coeficiente</b>	<b>Correlación</b>
<i>Consistencia Interna / Alpha Ordinal</i>	0.86

Se encontró que el test de Zung para medir depresión tuvo una consistencia interna en la muestra de adultos mayores de 0.86 de acuerdo al alpha ordinal, que es el que corresponde analizar por encontrarse le referido test en una escala de Likert.

**Tabla 14**

Análisis de confiabilidad de consistencia interna mediante la prueba de mitades (*Sperman Brown*).

<b>Método/Coeficiente</b>	<b>Correlación</b>
<i>Consistencia Interna / Sperman Brown</i>	0.8332706

La confiabilidad de consistencia interna del test de Zung de acuerdo a Spearman Brown fue de 0.8332706. Se considera por que utiliza correlaciones de Pearson a la suma de mitades de los puntajes de Likert, lo cual también es pertinente por que la suma ya tiene escala de taza o razón.

**Tabla 15**

Análisis de confiabilidad de consistencia interna mediante la prueba de mitades (*Gutman Flanagan*).

<b>Método/Coeficiente</b>	<b>Correlación</b>
<i>Consistencia Interna / Gutman Flanagan</i>	0.8353202

La confiabilidad de consistencia interna del test de Zung de acuerdo a Gutman Flanagan fue de 0.8353202. Se considera por que utiliza correlaciones de Person a la suma de mitades de

los puntajes de Liker, lo cual también es pertinente por que la suma ya tiene escala de taza o razón.

**Tabla 16**

Resultados del análisis factorial confirmatorio en 19 ítems del test de Zung pre estableciendo factores

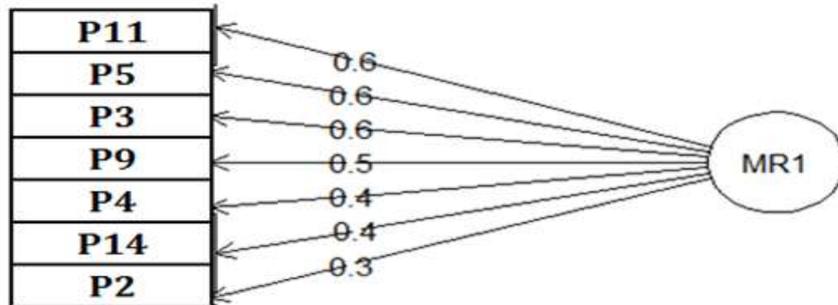
<b>N° de factores</b>	2 Factores	3 Factores	4 Factores	5 Factores	6 Factores
<b>Varianza Acumulada</b>	0.33	0.37	0.40	0.44	0.47
<b>Alpha Ordinal</b>	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86
<b>Spearman – Brown</b>	0.8332706	0.8332706	0.8332706	0.8332706	0.8332706
<b>Gutman – Flanagan</b>	0.8395158	0.8395158	0.8395158	0.8395158	0.8395158
<b>Tuker – Lewis</b>	0.782	0.788	0.814	0.827	0.82
<b>RMSEA</b>	0.085	0.084	0.079	0.077	0.078

El análisis factorial confirmatorio realizado, con 2, 3, 4, 5 y 6 factores indica que los porcentajes de varianza explicada variaron desde 33% hasta el 47%; con un Alpha Ordinal de 0.86 que se mantiene para cada factor, de igual manera Spearman Brown y Gutman Flanagan.

El índice de Tuker Lewis varia de 0.782 a 0.82, lo que indica un buen ajuste según lo citado por Lara (2014): *“Los valores del índice TLI suelen variar entre 0 y 1, aunque pueden no estar restringidos a este rango, es decir, la cota superior no es la unidad y valores superiores a 1 tienden a indicar sobreparametrización del modelo. Los valores próximos a 1 indican un buen ajuste.”*

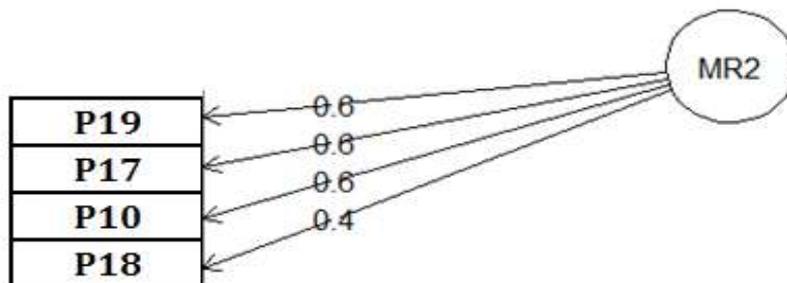
El Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) varía entre 0.085 a 0.078 lo que indica un ajuste aceptable según lo citado por Hu & Bentler (1999): *“se consideran que los extremos de los intervalos de confianzas debe de ser inferiores a 0,05 (o 0,08) para que el ajuste sea aceptable”*.

De estos modelos, y por parsimonia, el mejor modelo es el que se describe con 4 factores que tiene una validez de constructo de 40% de varianza acumulada y confiabilidad de consistencia interna de 86% (alfa ordinal), donde el factor 1 incluye a los ítems 11, 5, 3, 9, 4, 14, 2 el factor 2 a los ítem 19, 17, 10, 18, el factor 3 a los ítems 1, 13, 8, 20 y el factor 4 a los ítems 7, 6, 12 , dejando el ítem 15 fuera de los 4 factores.



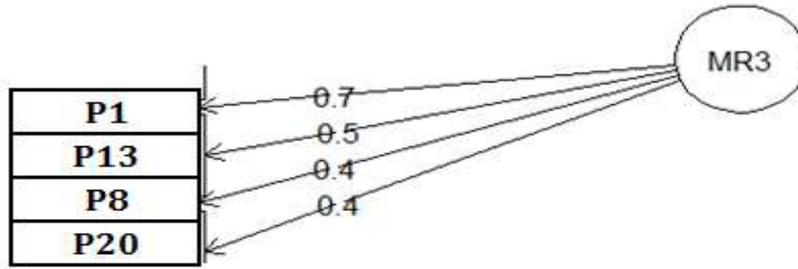
*Figura 5: Correlación de pertenencia Item – Factor1*

Los ítems P11, P5, P3, P9, P4, P14, P2, conformaron el factor 1 de acuerdo a lo reportado por el análisis factorial policórico, los mismos que tienen correlaciones ítem-factor que varía desde 0.3 hasta 0.6, resultando los ítem 11, 5 y 3, los que presentaron la más alta correlación con el factor 1 (0.6), y la menor correlación fue 0.3 (ítem P2).



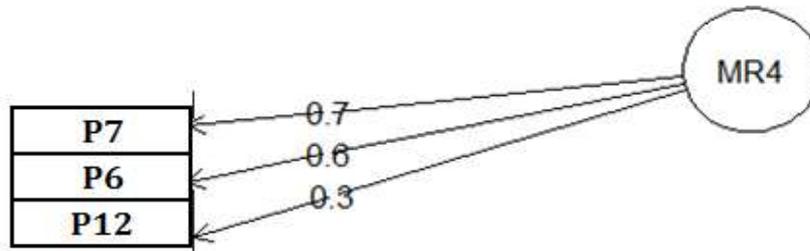
*Figura 6: Correlación de pertenencia ítem – Factor 2*

Los ítems P19, P17, P10, P18, conformaron el factor 2 de acuerdo a lo reportado por el análisis factorial policórico, los mismos que tienen correlaciones ítem-factor que varía desde 0.4 hasta 0.6, resultando el ítem P18 que mostró la menor correlación ítem-factor (0.4).



*Figura 7: Correlación de pertenencia ítem – Factor 3*

Los ítems P1, P13, P8 Y P20, conformaron el factor 3 de acuerdo a lo reportado por el análisis factorial policórico, los mismos que tienen correlaciones ítem-factor que varía desde 0.4 hasta 0.7, resultando el ítem P1 el que presentó la más alta correlación con el factor 3 (0.7).



*Figura 8: Correlación de pertenencia ítem – Factor 4*

Los ítems P7, P6, P3, conformaron el factor 4 de acuerdo a lo reportado por el análisis factorial policórico, los mismos que tienen correlaciones ítem-factor que varía desde 0.3 hasta 0.7, resultando el ítem P7 el que presentó la más alta correlación con el factor 4 (0.7). El ítem P12 fue el que mostró la menor correlación ítem-factor (0.3).

**TABLA N° 17: CORRELACIÓN DE PERTENENCIA DEL ÍTEM – FACTOR**

<b>Factor 1</b>	P11	Mi mente está tan despejada como antes	0.6
	P5	Como igual que antes	0.6
	P3	Tengo ganas de llorar	0.6
	P9	El corazón me late más rápido que antes	0.5
	P4	Me cuesta mucho dormir por las noches	0.4
	P14	Tengo confianza en el futuro	0.4
	P2	Por las mañanas me siento mejor	0.3
<b>Factor 2</b>	P19	Creo que sería mejor para los demás si muriera	0.6
	P17	Siento que soy útil y necesario	0.6
	P10	Me canso sin motivo	0.6
	P18	Encuentro agradable vivir	0.4
<b>Factor 3</b>	P1	Me siento triste y decaído	0.7
	P13	Me siento intranquilo	0.5
	P8	Estoy estreñado	0.4
	P20	Me gustan las mismas cosas que antes	0.4
<b>Factor 4</b>	P7	Noto que estoy adelgazando	0.7
	P6	Aún tengo deseos sexuales	0.6
	P12	Hago las cosas con la misma facilidad que antes	0.3

Sin embargo, la autora no consideró un modelo aceptable por tener una baja explicación de la varianza (40%). La autora propone comparar los resultados de validez de constructo del test de Zung para adultos mayores, con la validez de constructo de otro test elaborado que se haya aplicado en la población de adulto mayores, y que se encuentre la validez de criterio y la confiabilidad de estabilidad, para evaluar la coherencia de la respuesta del adulto mayor por lo menos en dos ocasiones distintas.

Resultado que coincide con el reportado por Lezama, (2011) en su artículo de investigación “Propiedades psicométricas de la escala de Zung para síntomas depresivos en población adolescente escolarizada colombiana”, quien realizó el análisis factorial a los ítems y se obtuvieron cuatro factores (síntomas afectivos, físicos, cognoscitivos y psicológicos) que explican un 43.58% de la varianza y una consistencia interna de 0.548.

**TABLA N° 18: Factores obtenidos en la prueba de 16 ítems**

<b>Factor</b>	<b>Ítem</b>		<b>Varianza Explicada</b>
<b>Factor 1</b>	P1	Me siento triste y decaído	13,55%
	P3	Tengo ganas de llorar	
	P13	Me siento intranquilo	
	P15	Estoy más irritable que antes	
	P19	Creo que sería mejor para los demás si muriera	
<b>Factor 2</b>	P4	Me cuesta mucho dormir por las noches	11,61%
	P7	Noto que estoy adelgazando	
	P8	Estoy estreñado	
	P9	Mi corazón me late más rápido que antes	
	P10	Me canso sin motivo	
<b>Factor 3</b>	P12	Hago las cosas con la misma facilidad que antes	9,72%
	P17	Siento que soy útil y necesario	
	P18	Encuentro agradable vivir	
<b>Factor 4</b>	P2	Por las mañanas me siento mejor	8,68%
	P5	Como igual que antes	
	P11	Mi mente está tan despejada como antes	

## **CAPITULO IV**

### **CONCLUSIONES**

El análisis exploratorio reportó que el test de Zung que categoriza la depresión en adultos mayores residentes en zonas de la región de Cajamarca, reporta 1 solo factor que explica solo el 27% de la varianza acumulada, dejando el ítem 16 fuera del análisis por su poca contribución con el test. Al realizar el análisis factorial exploratorio sin el ítem 16, se reportó también 1 solo factor, que explica el 28% de la varianza acumulada.

El análisis factorial realizado, con 2, 3, 4, 5 y 6 factores indica que los porcentajes de varianza explicada variaron desde 33% hasta el 47%.

Por tal razón la autora consideró que son muy bajos como para sugerir que el test de Zung pueda ser explicado a través de algún número de factores.

La confiabilidad de consistencia interna del Test de Zung con los 20 ítems fue de un 0.88 y según Vellis (1991) se considera “Muy Buena” para continuar con el análisis factorial.

La confiabilidad de consistencia interna del Test de Zung con los 19 ítems, sin incluir el ítem 16; fue de un 0.86 y según Vellis (1991) se considera “Muy Buena” para continuar con el análisis factorial.

Finalmente se concluye que el test de Zung aplicado en adultos mayores en zonas de Cajamarca tiene alta confiabilidad pero no presenta factores latentes.

## **CAPITULO V**

### **RECOMENDACIONES**

Se recomienda a todos los servicios de geratria de los establecimientos de salud de la región Cajamarca aplicar el test de Zung con todos sus indicadores en la población de adultos mayores en general.

Realizar investigaciones de validez de criterio y de confiabilidad de estabilidad (test re test) en la población de adultos mayores de la región Cajamarca.

## BIBLIOGRAFÍA

- Abad, F., Garcia, C., Gil, B., Olea, J., Ponsoda, V., & Revuelta, J. (Febrero de 2004). Introducción a la Psicometría. *Universidad Autonoma de Madrid*, 4.
- Anónimo. (14 de Noviembre de 2014). *Acontecer y Psicología*. Obtenido de <http://acontecerypsicologia.blogspot.com/>
- Anónimo. (Octubre de 2015). *Depresion.Psicomag*. Obtenido de [http://www.depresion.psicomag.com/esc\\_zung.php](http://www.depresion.psicomag.com/esc_zung.php)
- Anzures, P. (2 de Marzo de 2013). *Slideshare*. Obtenido de <https://es.slideshare.net/pedroanzures/maxma-verosimilitud>
- Armas, R. (S/F). *Psicólogo en Casa. Siempre Contigo*. Obtenido de <https://www.psicologoencasa.es/importancia-de-los-tests-psicologicos/>
- Campos, A., Díaz, L., & Rueda, G. (2006). Validez de la escala breve de Zung para tamizaje del episodio depresivo mayor en la población general de Bucaramanga, Colombia. *ResearchGate*.
- Cappello, H. M., Aguirre, M. I., Castro, R. D., Cervantes, R. D., & Infante, J. (2004). ESTUDIO DEL ANÁLISIS DE LA CONSISTENCIA INTERNA. *Revista Internacional de Ciencias Sociales y Humanidades, SOCIOTAM*, 51.
- Cervantes, V. (2005). INTERPRETACIONES DEL COEFICIENTE ALPHA DE CRONBACH. *Avances en medición*, 3(1), 9-28.
- Chavéz, E., & López, N. (2005). *Caracterización de los municipios de la provincia de Lima usando los indicadores de gestión municipal mediante análisis factorial y análisis cluster*. Lima - Perú: Biblioteca Central 'Pedro Zulen' - UNMSM.
- Chiner, E. (S/F). La fiabilidad. *RUA. Repositorio Institucional de la Universidad de Alicante*, 11.
- Chiner, E. (S/F). *La Fiabilidad*. Repositorio Institucional de la Universidad de Alicante.

- Cohen, R., & Swerdlik, M. (2001). *Pruebas y evaluación psicológicas: Introducción a las pruebas y a la medición*. Mexico: Mc. Graw Hill.
- Contreras, S., & Novoa, F. (2018). *Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS*.
- Cramines, E., & Zeller, E. (1979). *Reliability and Validity assessment*. Beverly Hills, Calif. Quantitative Applications en the Social Sciences.
- Cuadras, c. (2010). *Nuevos Métodos de Análisis Multivariantes*. Barcelona: CMC Editions.
- De La Fuente, S. (2011). *Análisis Factorial*. Universidad Autonoma de Madrid.
- Ding, C., & Hershberger, S. (2002). Assessing content validity and content equivalence using structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*.
- Elguille. (8 de febreo de 2017). *Gille's Website*. Obtenido de <http://www.guilles.website/2017/02/08/correlacion-policorica/>
- Guiassalud. (S/F). Instrumentos de evaluación de la depresión. *GUÍAS DE PRÁCTICA CLÍNICA EN EL SNS*, 94.
- IBM. (S/F). Análisis Factorial: Descriptivos. *IBM Knowledge Center*.
- Kerlinger, F. (1992). "Investigación del Comportamiento". Mexico.
- Lezama, S. (2011). *Propiedades Psicométricas de la escala de Zung para sintomas depresivos en población adolescente escolarizada colombiana*. Bogotá - Colombia: Fundación Universitaria Konrad Lorenz.
- Lorenzo, U., & Fendando, P. (2007). *FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. University Rovira y Virgili.
- Mahía, R. (S/F). *Análisis Factorial*. Universidad Autonoma de Madrid.
- Malhotra, N. ., (2004). *Investigacion de Mercado*. Mexico.
- Marroquín, P. ((S/F). *Confiabilidad y Validez de Instrumentos de Investigación*. U.N.E Enrique Guzman y Valle.

- Menéndez. (2015). *blodRedDocente*. Obtenido de <http://200.11.208.195/blogRedDocente/alexisduran/wp-content/uploads/2015/11/15confiabilidad.pdf>
- MINSA. (2005). Módulo de atención integral en salud mental. *MINSA (Ministerio de Salud)*, 4.
- Montero, D., & Najul, J. (09 de noviembre de 2014). *SlideShare*. Obtenido de <https://es.slideshare.net/Josenajul/validez-y-confiabilidad-41330329>
- Montoya, O. (Agosto de 2007). APLICACIÓN DEL ANÁLISIS FACTORIAL A LA INVESTIGACIÓN DE MERCADOS. CASO DE ESTUDIO. *Universidad Tecnológica de Pereira*.(35), 283.
- Moreno, K., Fernandez, M., Valenzuela, A., & Gonzales, A. (2014). *Acontecer y Psicología*.
- Namakforoosh, M. N. (2005). *Metodología de la Investigación*. Mexico.
- National Institutes of Health. (S/F). Personas mayores y la depresión. *National Institutes of Health*.
- Nunnally, J. (1991). *Teoría Psicométrica*.
- OMS. (2017). Depresión. *Organización Mundial de la Salud*.
- Orosco, C. (2015). *Depresión y autoestima en adultos mayores institucionalizados y no institucionalizados en la ciudad de Lima*. Universidad de Lima, Perú. Lima: Dialnet.
- Palomino, D. (5 de Febrero de 2017). "Diversos Inventarios de Personalidad". *Centro Cultural Universitario*, 5.
- Quero, M. (2010). Confiabilidad y Coeficiente Alfa de Cronbach. *Revista de Estudios Interdisciplinarios en Ciencias Sociales*, 248-252.
- Rosados, R. (2019). *Depresión Psicomag*. Obtenido de [http://www.depression.psicomag.com/esc\\_zung.php](http://www.depression.psicomag.com/esc_zung.php)
- StatPoint, I. (2006). *Componentes Principales*. Statgraphics.

Terradez, M. (S/F). Análisis de Componentes Principales. *Universitat Oberta de Catalunya*, 1.

TESTWORLD. (2017). Test psicométrico. *TESTWORLD*.

Universidad de Valencia. (S/F). *Universidad de Valencia*. Obtenido de <https://www.uv.es/ceaces/multivari/factorial/comunalidad.htm>

Utkin, L. (2006). A method for processing the unreliable expert judgments about parameters of probability distributions. [Version Electronica]. *European Journal of Operational Research*.

Vega, J., Coronado, O., & Mazzotti, G. (2014). “*Validez de una versión en español del Inventario de Depresión de Beck en pacientes hospitalizados de medicina general*”. Lima: Rev Neuropsiquiatr.

Vicuña, J. (S/F). Validez Confiabilidad.