



**Universidad Nacional Mayor de San Marcos**

**Universidad del Perú. Decana de América**

Dirección General de Estudios de Posgrado

Facultad de Ciencias Matemáticas

Unidad de Posgrado

**Regresión logística ordinal aplicado al estudio de la  
gravedad de lesiones por accidente de tránsito en la  
región Madre de Dios, 2010 – 2014**

**TESIS**

Para optar el Grado Académico de Magíster en Bioestadística

**AUTOR**

Ronald QUISPE FLORES

**ASESOR**

Ysela Dominga AGÜERO PALACIOS

Lima, Perú

2016



Reconocimiento - No Comercial - Compartir Igual - Sin restricciones adicionales

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Usted puede distribuir, remezclar, retocar, y crear a partir del documento original de modo no comercial, siempre y cuando se dé crédito al autor del documento y se licencien las nuevas creaciones bajo las mismas condiciones. No se permite aplicar términos legales o medidas tecnológicas que restrinjan legalmente a otros a hacer cualquier cosa que permita esta licencia.

## Referencia bibliográfica

---

Quispe, R. (2016). *Regresión logística ordinal aplicado al estudio de la gravedad de lesiones por accidente de tránsito en la región Madre de Dios, 2010 - 2014*. [Tesis de maestría, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Facultad de Ciencias Matemáticas, Unidad de Posgrado]. Repositorio institucional Cybertesis UNMSM.

---

956  
11/12  
101

## ACTA DE SUSTENTACIÓN DE TESIS DE GRADO ACADÉMICO DE MAGÍSTER

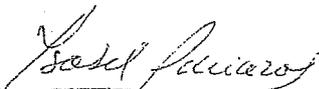
Siendo las 15:00 horas del día martes 29 de marzo del dos mil dieciséis, en la Sala de Profesores de la Facultad de Ciencias Matemáticas, el Jurado Evaluador de la Tesis, Presidida por la Mg. Emma Norma Cambillo Moyano e integrado por los siguientes miembros: Mg. Rosa Ysabel Adriazola Cruz (Jurado Informante), Mg. Olga Lidia Solano Dávila (Jurado Evaluador), Mg. María Estela Ponce Aruneri (Jurado Informante) y la Mg. Ysela Dominga Agüero Palacios como Miembro Asesor, se reunieron para la sustentación de la tesis titulada: "REGRESIÓN LOGÍSTICA ORDINAL APLICADO AL ESTUDIO DE LA GRAVEDAD DE LESIONES POR ACCIDENTE DE TRÁNSITO EN LA REGIÓN MADRE DE DIOS, 2010 - 2014" presentada por el Bachiller RONALD QUISPE FLORES, para optar el Grado Académico de Magíster en Bioestadística.

Luego de la exposición del graduando, los Miembros del Jurado hicieron las preguntas correspondientes, así como las observaciones e inquietudes acerca del trabajo de tesis, a las cuales el Bachiller Ronald Quispe Flores respondió con acierto y solvencia, demostrando pleno conocimiento del tema.

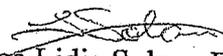
A continuación se realizó la calificación correspondiente, según tabla adjunta, resultando el Bachiller Ronald Quispe Flores aprobado con el calificativo de Buena (17) Muy...

Habiendo sido aprobada la sustentación de la Tesis, el Jurado Evaluador recomienda para que el Consejo de Facultad apruebe el otorgamiento del **Grado Académico de Magíster en Bioestadística** al Bachiller Ronald Quispe Flores.

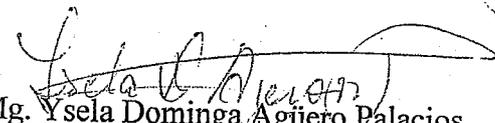
Siendo las 16:00 horas, se levantó la sesión, firmando para constancia la presente Acta.

  
Mg. Rosa Ysabel Adriazola Cruz  
Miembro

  
Mg. Emma Norma Cambillo Moyano  
Presidenta

  
Mg. Olga Lidia Solano Dávila  
Miembro

  
Mg. María Estela Ponce Aruneri  
Miembro

  
Mg. Ysela Dominga Agüero Palacios  
Miembro Asesor

**REGRESIÓN LOGÍSTICA ORDINAL APLICADO AL ESTUDIO  
DE LA GRAVEDAD DE LESIONES POR ACCIDENTE DE  
TRÁNSITO EN LA REGIÓN MADRE DE DIOS, 2010 - 2014**

**Ronald Quispe Flores**

Tesis presentada a consideración del jurado examinador nombrado por la Unidad de Postgrado de la Facultad de Ciencias Matemáticas, de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos, como parte de los requisitos para obtener el grado académico de Magister en Bioestadística.

Aprobada por:

---

Mg. Rosa Ysabel Adriazola Cruz  
Miembro

---

Mg. Emma Norma Cambillo Moyano  
Presidenta

---

Mg. Olga Lidia Solano Dávila  
Miembro

---

Mg. María Estela Ponce Aruneri  
Miembro

---

Mg. Ysela D. Agüero Palacios  
Miembro asesor

Lima – Perú  
Marzo – 2016

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

### **QUISPE FLORES, RONALD**

REGRESIÓN LOGÍSTICA ORDINAL APLICADO AL ESTUDIO DE LA GRAVEDAD DE LESIONES POR ACCIDENTE DE TRÁNSITO EN LA REGIÓN MADRE DE DIOS, 2010 – 2014.

xi, 101p., 29,7 cm, (UNMSM, Grado Magíster en Bioestadística, 2016).

Tesis Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Facultad de Ciencias Matemáticas 1. Bioestadística I. UNMSM/FdeCM II. Título.

## **DEDICATORIA**

*A mis padres Eugenio y Santusa, por respetar y apoyar mis decisiones, por sus enseñanzas de perseverancia y justicia. Gracias a ellos pude hacer realidad mi sueño.*

*A mi esposa Soledad, por su apoyo, paciencia y confianza por el logro de uno de nuestros objetivos más importantes.*

*A mis niños, Andrea y Alexander Isaac, por alegrar mi alma y así superar cualquier dificultad.*

*A mis hermanos, por su apoyo incondicional.*

## **AGRADECIMIENTOS**

*A Dios por darme la vida y nunca abandonarme cuando más lo necesito.*

*A mi asesora Mg. Ysela Agüero Palacios, miles de palabras no bastarían para agradecer su inmenso apoyo y permanente orientación, en el desarrollo y conclusión del presente trabajo de investigación.*

*A la Dirección General de Epidemiología del Ministerio de Salud - Lima y a la oficina de epidemiología de la Dirección Regional de Salud de Madre de Dios, por facilitarme los datos.*

*A la Universidad Nacional Amazónica de Madre de Dios, por las facilidades prestadas para realizar mi estudio de maestría.*

# ÍNDICE

<b>CAPÍTULO I. INTRODUCCIÓN</b>	<b>1</b>
1.1 Situación problemática.....	1
1.2 Formulación del problema.....	3
1.3 Justificación teórica.....	3
1.4 Justificación práctica.....	4
1.5 Objetivos.....	4
1.5.1 Objetivo general.....	4
1.5.2 Objetivos específicos.....	4
<b>CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO</b>	<b>5</b>
2.1 Antecedentes de la investigación.....	5
2.2 Bases teóricas.....	12
2.2.1 Teoría epidemiológica de los accidentes de tránsito y la matriz de Haddon.....	12
2.2.2 Fases de ocurrencia de la gravedad de lesiones por accidente de tránsito.....	14
2.2.3 Factores de riesgo asociados con la gravedad de lesiones en accidentes de tránsito.....	16
2.2.3.1 Factores individuales.....	16
2.2.3.2 Factores correspondientes al vehículo.....	18
2.2.3.3 Factores correspondientes al entorno.....	19
2.2.4 Análisis de regresión logística ordinal .....	22
2.2.4.1 Modelo de razón de continuidad.....	26
2.2.4.2 Modelo estereotipo.....	26
2.2.4.3 Modelo de odds proporcionales.....	28
2.2.4.3.1 Ajuste del modelo de odds proporcionales.....	29
2.2.4.3.2 Supuesto de proporcionalidad de los “odds”.....	30
2.2.4.4 Modelo de odds proporcionales parciales.....	31
2.2.4.4.1 Modelo de odds proporcionales parciales no restringido.....	31
2.2.4.4.2 Modelo de odds proporcionales parciales restringido.....	36

<b>CAPÍTULO III. METODOLOGÍA</b>	<b>38</b>
3.1 Tipo y diseño de investigación.....	38
3.2 Unidad de análisis.....	38
3.3 Población de estudio.....	38
3.4 Tamaño de muestra.....	38
3.5 Operacionalización de variables.....	39
3.6 Procedimiento de recolección de datos.....	39
3.7 Procesamiento y análisis de datos.....	40
3.8 Aspectos éticos.....	40
<b>CAPÍTULO IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN</b>	<b>41</b>
4.1 Análisis descriptivo univariado.....	41
4.2 Análisis bivariado.....	47
4.2.1 Características individuales y gravedad de lesión.....	47
4.2.2 Vehículo y gravedad de lesión.....	48
4.2.3 Entorno y gravedad de lesión.....	48
4.3 Análisis multivariado.....	49
4.3.1 Características individuales y gravedad de lesión.....	51
4.3.2 Vehículo y gravedad de lesión.....	52
4.3.3 Entorno y gravedad de lesión.....	53
4.3.4 Características individuales, del vehículo, del entorno y gravedad de lesiones .....	54
4.3.4.1 Estimación de la razón de odds (OR).....	55
4.3.4.2 Estimación de efectos marginales (E.M.).....	57
4.4 Discusión.....	59
CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	62
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	64
ANEXOS.....	70

## Lista de tablas

N°	Título	
2.1	Matriz de fases y factores implicados en los accidentes de tránsito .....	14
4.1	Características demográficas y ubicación del lesionados en accidentes de tránsito. Región Madre de Dios. 2010-2014.....	42
4.2	Clasificación de lesiones en accidentes de tránsito según CIE-10.Región Madre de Dios. 2010-2014.....	42
4.3	Lesionados en accidentes de tránsito según características del vehículo. Región Madre de Dios. 2010-2014.....	43
4.4	Lesionados en accidentes de tránsito según características del entorno. Región Madre de Dios 2010-2014.....	45
4.5	Lesionados en accidentes de tránsito según establecimiento de salud donde fueron atendidos. Región de Madre de Dios 2010-2014.....	46
4.6	Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características y ubicación del lesionado. Análisis bivariado.....	47
4.7	Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del vehículo. Análisis bivariado.....	48
4.8	Gravedad de la lesión en accidentes de tránsito según características del entorno. Análisis bivariado.....	49
4.9	Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del lesionado – Análisis multivariado (n=1489)...	51
4.10	Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del vehículo – Análisis multivariado (n=896).....	52
4.11	Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del entorno – Análisis multivariado (n=11301)....	53
4.12	Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características individuales, del vehículo y del entorno. Análisis multivariado (n=839) .....	55
4.13	“Odds ratios” ajustados para categorías que cumplen el supuesto de proporcionalidad de “odds” .....	56
4.14	Efectos marginales de las categorías que no cumplen el supuesto de proporcionalidad de “odds”.....	57

## **Lista de gráficos**

<b>N°</b>	<b>Título</b>	
4.1	Lesionados según el día de ocurrencia del accidente de tránsito. Región Madre de Dios. 2010 – 2014.....	43
4.2	Lesionados según la hora de ocurrencia del accidente de tránsito. Región Madre de Dios. 2010 – 2014.....	44
4.3	Lesionados según provincia de ocurrencia de accidente de tránsito. Región Madre de Dios. 2010 – 2014.....	44
4.4	Lesionados en accidentes de tránsito según gravedad de lesión. Región Madre de Dios. 2010 – 2014.....	47

## RESUMEN

### REGRESIÓN LOGÍSTICA ORDINAL APLICADA AL ESTUDIO DE LA GRAVEDAD DE LESIONES POR ACCIDENTE DE TRÁNSITO EN LA REGIÓN MADRE DE DIOS, 2010 - 2014

Ronald Quispe Flores

Febrero – 2016

**Asesora:** Mg. Ysela Dominga Agüero Palacios

**Grado obtenido:** Magíster en Bioestadística

---

**Objetivo:** Determinar los factores asociados con la gravedad de las lesiones por accidentes de tráfico en la región de Madre de Dios, entre 2010 y 2014.

**Método:** El tipo y diseño de la investigación es descriptivo correlacional, observacional; con una muestra de 1514 personas heridas por accidentes de tráfico. Los factores asociados con la gravedad de las lesiones fueron evaluadas por el modelo de odds proporcionales parciales para variable dependiente ordinal. **Resultados:** La edad superior a 65 años y los vehículos motorizados mayores, se identificaron como factores de riesgo significativos ( $p < 0,05$ ) para mayores niveles de gravedad de lesiones ocasionados por accidentes de tránsito. **Conclusiones:** La edad de lesionado, condición y tipo de vehículo, la vía de ocurrencia del accidente y cómo transferir los heridos a un hospital están significativamente relacionados con la gravedad de las lesiones.

**PALABRAS CLAVE:** Accidentes de tránsito, gravedad de lesiones, regresión logística ordinal, modelo de odds proporcionales parciales.

## ABSTRACT

### ORDINAL LOGISTIC REGRESSION APPLIED TO STUDY OF SEVERITY OF INJURIES IN TRAFFIC ACCIDENTS IN MADRE DE DIOS REGION, 2010 - 2014

Ronald Quispe Flores

February – 2016

Adviser: Mg. Ysela Dominga Agüero Palacios

Obtained degree: Magister in Biostatistics

---

**Objective:** To determine the factors associated with the severity of injuries from traffic accidents in the region Madre de Dios, between 2010 and 2014. **Method:** The type and design of the research is descriptive correlational, observational; with a sample of 1514 people injured by traffic accidents. Factors associated to the severity of injuries were assessed by partial proportional odds models for ordinal dependent variable. **Results:** The age greater than 65 years and the large motor vehicles were identified as significantly ( $p < 0,05$ ) risk factors to greater levels of severity of injury caused by traffic accidents. **Conclusions:** The age of the injured, condition and type of vehicle, the route of the accident and how to transfer the injured to a hospital are significantly related to the severity of the injury.

**KEYWORDS:** Road accidents, severity of injuries, ordinal logistic regression, partial proportional odds models

# **CAPÍTULO I**

## **INTRODUCCIÓN**

### **1.1 SITUACIÓN PROBLEMÁTICA**

Los accidentes de tránsito constituyen una importante causa de morbilidad y mortalidad de la población. Según el “Informe sobre la situación mundial de la seguridad vial” de la Organización Mundial de la Salud (OMS) (2009); todos los años fallecen más de 1,2 millones de personas en las vías de tránsito del mundo, y entre 20 y 50 millones sufren traumatismos no mortales. Se prevé que los traumatismos por accidentes de tránsito aumentarán para pasar a ser la quinta causa principal de mortalidad en el año 2030.

Con respecto a la situación económica y el parque automotor, más del 90% de las víctimas mortales de los accidentes de tránsito que ocurren en el mundo, corresponde a países de ingresos bajos y medianos, que tienen sólo el 48% de los vehículos automotores del mundo. Es así que, el problema de los accidentes de tránsito, constituyen un factor de retroceso en el desarrollo económico de las familias más humildes, puesto que, muchas de ellas caen en una mayor pobreza, por los gastos de atención médica y la rehabilitación prolongada, por los ingresos perdidos mientras se cuida a un pariente herido o discapacitado o por la pérdida del sostén de la familia. Así mismo, es menos probable que estas familias tengan los recursos financieros necesarios para pagar los costos directos e indirectos relacionados con un accidente, lo cual hace que la víctima quede discapacitada o que pierda la vida.

El Perú, como país de ingresos económicos medios (Banco mundial, 2014), no es ajeno al problema de los accidentes de tránsito. Según informes de la

Policía Nacional del Perú (PNP), (2014), el número de accidentes de tránsito registrados desde el año 2003 hasta el 2012, ha mantenido una tendencia creciente, es así por ejemplo que, en el año 2012 se registraron 94,923 casos de accidentes de tránsito, representando un incremento del 11.48% con respecto al año anterior. Respecto, a los costos sociales ocasionados por los accidentes de tránsito, también se tiene una tendencia creciente, ya que, en 2010 se registraron 52,572 víctimas de los cuales 94.57% fueron lesionados<sup>1</sup> y 5.43% fallecieron (Policía Nacional del Perú (PNP), 2011), y en el año 2012, se registraron 57,693 víctimas con 94.44% lesionados y el 5.56% fallecidos.

Con respecto a los accidentes de tránsito en la región selva del Perú, Wong y Gutiérrez (2010), analizaron datos de una encuesta realizada en el Perú el año 2006, y encontraron que los pobladores de la selva presentaban dos veces más posibilidades de sufrir algún accidente de tránsito comparados con los habitantes de la región costa.

Por otro lado, según un estudio realizado por Choquehuanca-Vilca y otros (2010) basado en información de fuente secundaria sobre accidentes de tránsito a nivel nacional en el periodo comprendido entre 2005 y 2009, la selva y sierra presentaron las mayores tasas de letalidad por accidentes de tránsito. Madre de Dios con 32.84%, Puno con 27.16% y Amazonas presentó 24.63%, mientras que Lima y Callao ocupan los últimos lugares.

El problema de accidentes de tránsito en la región de Madre de Dios se ha mantenido hasta la actualidad. Según las estadísticas del 2012, el número de accidentes se incrementó en un 85% respecto al año 2011 (PNP, 2014).

En la región de Madre de Dios, entre los años 2007 y 2012, el 93% de los involucrados en accidentes de tránsito presentaban lesiones graves o potencialmente graves, siendo uno de los porcentajes más altos a nivel país. Por otra parte, según el análisis de vulnerabilidad territorial basado en seis indicadores (tasa de accidentes de tránsito por 100000 habitantes, porcentaje de lesiones graves, porcentaje de conductores ebrios, porcentaje de lesionados trasladados por ambulancia del sector salud, tasa de mortalidad

---

<sup>1</sup> Según el "Anuario estadístico 2010" de la policía, la víctima lesionada, es aquella persona que tras el accidente quedó con diversos grados de inaptitud (ineptitud) para el trabajo (mutilaciones, pérdida de órganos, discapacidad, etc.)

por accidentes de tránsito (por 100000 habitantes) y tasa de letalidad), la región Madre de Dios, junto con la región Puno, ocupan los primeros lugares en el grupo de departamentos con alta vulnerabilidad (Rojas Medina y Arias Coronel, 2013).

Según Peiró-Pérez y otros (2006), la importancia real de los accidentes de tránsito como problema de Salud Pública radica esencialmente en las lesiones producidas en los sujetos implicados, y por lo tanto en la gravedad de los mismos. En respuesta a esta situación, el análisis epidemiológico de las lesiones adquiere importancia debido a la gran cantidad de información que indica que se puede prevenir las lesiones o reducir su gravedad, a partir de la identificación de los factores de riesgo asociados.

Por lo expuesto, es necesario identificar los factores de riesgo asociados a la gravedad de las lesiones por accidentes de tránsito en la región de Madre de Dios, a fin de coadyuvar a la seguridad vial en esta parte del país.

## **1.2 FORMULACIÓN DEL PROBLEMA**

¿La gravedad de las lesiones por accidentes de tránsito está asociada con las características individuales<sup>2</sup>, del vehículo y del entorno donde ocurrió el accidente en la Región Madre de Dios en el periodo 2010-2014?

## **1.3 JUSTIFICACIÓN TEÓRICA**

Basado en la teoría epidemiológica, William Haddon (Peiró-Pérez y otros, 2006) considera la interacción de tres factores (Ser humano, vehículo y entorno) durante las tres etapas de un accidente de tránsito (antes, durante y posterior al accidente), bajo esta concepción, la importancia real de los accidentes de tránsito como problema de Salud Pública, radica esencialmente en las lesiones producidas en los sujetos implicados, y por lo tanto en la gravedad de los mismos, ocurridas en las dos últimas etapas del accidente.

Por estas razones, es importante identificar los factores de riesgo asociados a la gravedad de las lesiones por accidentes de tránsito.

---

<sup>2</sup> Por características individuales, se entiende, las características de la persona que ha resultado lesionado a consecuencia del accidente de tránsito y que ha recibido atención médica de urgencia en un establecimiento de salud

## **1.4 JUSTIFICACIÓN PRÁCTICA**

La identificación de los factores de riesgo asociados a la gravedad de las lesiones por accidentes de tránsito, resultan útiles para orientar las intervenciones de las autoridades involucradas con el transporte terrestre y las instituciones de salud, a fin de prevenir o controlar las complicaciones en el estado de salud de las víctimas de accidentes de tránsito. Lo cual coadyuvaría la reducción de un sin fin de consecuencias negativas en las víctimas y sus entornos familiares, así como la reducción del gasto económico del estado.

## **1.5 OBJETIVOS**

### **1.5.1 Objetivo general**

Determinar las características individuales del lesionado, del vehículo, y del entorno asociadas con la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito en la Región Madre de Dios, entre los años 2010 y 2014

### **1.5.2 Objetivos específicos**

- Evaluar la asociación entre las características individuales del lesionado y la gravedad de lesiones ocasionadas por los accidentes de tránsito.
- Evaluar la asociación entre las características del vehículo y la gravedad de lesiones ocasionadas por los accidentes de tránsito.
- Evaluar la asociación entre las características del entorno y la gravedad de lesiones ocasionadas por los accidentes de tránsito
- Determinar los factores asociados con la gravedad de las lesiones ocasionadas por los accidentes de tránsito mediante el ajuste de un modelo de odds proporcionales parciales.

## **CAPÍTULO II**

### **MARCO TEÓRICO**

#### **2.1 ANTECEDENTES DE LA INVESTIGACIÓN**

A continuación se presentan los antecedentes más cercanos que se han podido encontrar al presente trabajo de investigación.

Singleton, Qin y Luan (2004), tenían como objetivo identificar las características del ocupante, del vehículo, del accidente y factores medio ambientales asociados con el mayor riesgo de lesiones graves en ocupantes de vehículos gravemente dañados en accidentes de tránsito en Kentucky-EE. UU. entre los años 2000 y 2001. Utilizaron los datos de altas hospitalarias de pacientes hospitalizados por accidentes de tránsito, y casos de ocupantes de vehículos con daño “grave” o “muy grave” reportados por la policía. Para los pacientes hospitalizados, calcularon las puntuaciones de la gravedad de lesiones (“Injury Severity Score” (ISS)) utilizando el software ICDMAP-90. Las puntuaciones obtenidas fueron agrupadas en las siguientes categorías: crítica (>24), grave (15-24), moderado (9-14), y leve (<9). A continuación construyeron la variable nivel de gravedad de las lesiones con cinco niveles: Fallecido, hospitalizado con lesiones moderadas (ISS = críticos, graves o moderados); hospitalizado con lesiones leves (ISS = leve); heridos de acuerdo con el informe de la policía, pero no hospitalizados; y ninguna lesión aparente de acuerdo con el informe de la policía. Mediante el análisis de regresión logística ordinal, identificaron que los factores de riesgo, de mayor gravedad de lesiones, son: la edad, el sexo femenino, la expulsión del vehículo y el deterioro del conductor (por alcohol y/o drogas).

Hijar, Flores, y López (1996), plantearon como objetivo analizar la asociación entre gravedad de lesiones provocadas por accidentes de tráfico en la autopista México-Cuernavaca y el uso de cinturón de seguridad. La unidad de análisis fue un conductor accidentado que demandó atención en los servicios médicos. El diseño de investigación utilizado, fue de casos y controles. La data se obtuvo por encuesta a los conductores lesionados, o al acompañante o testigo. En el caso de los fallecidos la información se obtuvo del servicio Médico Forense. La variable gravedad de lesión (variable dependiente) fue definida con tres categorías: a) No lesionados, cuando en la exploración física no se observaron lesiones; b) lesionados leves, cuando las lesiones fueron resueltas en el sitio de ocurrencia; y c) lesionados graves, cuando el afectado fue trasladado a una unidad hospitalaria, falleció en el sitio de ocurrencia, durante el traslado o su estancia en el hospital. Los factores de riesgo para las lesiones graves se agruparon en tres: factores relacionados con el individuo, con el vehículo y con el medio ambiente. Mediante el análisis de regresión logística polinómica, determinaron que los factores de riesgo asociados a la gravedad de lesiones provocadas por accidentes de tráfico en la autopista México-Cuernavaca, son: la falta de uso de cinturón de seguridad; edad menor de 25 años y mayor de 54, ingesta de alcohol por parte del conductor y ocurrencia nocturna.

Al-Ghamdi (2002), realizó un estudio con el objetivo de evaluar la contribución de las variables explicativas a la gravedad de lesiones. Se utilizó una muestra de los registros policiales correspondientes a personas involucradas en accidentes de tránsito ocurridos en carreteras de la zona urbana de Riyadh, la capital de Arabia Saudí. La variable dependiente, gravedad de accidente, fue operacionalizada con las categorías No fatal y fatal. Las variables explicativas consistentes en un total de nueve (localización, tipo de accidente, tipo de colisión, momento del accidente, causa de accidente, edad del conductor, nacionalidad, tipo de vehículo y estado de licencia) se obtuvieron de los registros policiales. Mediante el análisis de regresión logística, se determinó que, la ubicación del accidente (fuera de intersección) y la causa del accidente, se asocian significativamente con la mayor gravedad de los accidentes de tránsito.

Hidalgo-Solórzano y otros (2005), indican como objetivo de estudio, Identificar los factores asociados con la gravedad de las lesiones ocurridas en la vía pública en personas que demandaron atención médica de urgencia en tres hospitales de la ciudad de Cuernavaca, Morelos-México. Los datos, fueron obtenidos entre febrero y abril del 2001, aplicando cuestionarios (uno para lesionados y otro para fallecidos en el lugar del accidente) al total de casos que demandaron atención médica de urgencia por haber sufrido una lesión en la vía pública o que fueron llevados al Servicio Médico Forense (SEMEFO), en el caso de fallecidos. Para el análisis estadístico consideraron las siguientes variables: sexo, ingesta de alcohol, día y hora de ocurrencia, atención pre-hospitalaria, causa externa, tipo de lesión y gravedad de lesiones. Se utilizó la Escala Abreviada de Lesiones (AIS) que establece las puntuaciones de la gravedad de lesión en una escala ordinal, que va desde 1: leve, 2: moderada, 3: serio, 4: Severo, 5: crítico, 6: muy grave (mortal). La gravedad de las lesiones fue definida a partir de la AIS de la siguiente manera: lesión no grave, cuando las lesiones obtuvieron puntuaciones 1 o 2 en la AIS; grave, cuando las lesiones obtuvieron puntuaciones desde 3 hasta 6 en la AIS. Mediante el análisis de regresión logística múltiple determinaron que, el riesgo de lesiones graves en la vía pública se asocia con la causa del accidente de tránsito.

Sasidharan y Menendez (2014) con el propósito explorar la aplicación de los modelos de “odds” proporcionales parciales al estudio de gravedad de lesiones por accidentes de tránsito, tomaron datos de reportes policiales de accidentes vehiculares con peatones en Suiza entre los años 2008 y 2009. Utilizaron tres modelos estadísticos (modelo logístico ordinal, modelo logístico multinomial y modelo ordinal de “odds” proporcionales parciales) para predecir la gravedad de la lesión en un accidente de tránsito. En sus conclusiones indican que el modelo ordinal de “odds” proporcionales parciales, presentó mejor ajuste a los datos y que además la mayoría de las variables explicativas incluidas en el modelo resultaron significativas. También indican que las probabilidades de ocurrencia de una lesión severa o fatal son altas para personas mayores de 75 años, vehículos pesados, áreas poco iluminadas, carreteras nacionales. En cambio estas probabilidades son bajas

para áreas urbanas, vehículos menores (motocicleta y bicicleta), carretera próxima a vivienda, condiciones atmosféricas y población joven.

En un estudio realizado por Wang y Abdel-Aty (2008) cuyo objetivo fue investigar, como las características del tránsito, los atributos del conductor, las características del vehículo, las características geométricas de la vía, los factores ambientales y las características de la colisión afectan la gravedad de lesión por colisión de giro a la izquierda. Mediante el sistema de información sobre análisis de colisiones a cargo de la oficina de transportes de Florida, recuperaron 3098 datos de colisiones de giro a la izquierda ocurridas en las intersecciones de vías de tránsito del area central de Florida, desde el año 2000 hasta el 2005. Utilizando el modelo de “odds” proporcionales parciales y la estimación de efectos parciales, determinaron que la gravedad de las lesiones se incrementa cuando está presente el consumo de alcohol o drogas, por otra parte, indican que las colisiones ocurridas en las noches en intersecciones de calles iluminadas, se asocian con una baja gravedad de lesión.

El objetivo de Wang y otros (2015) fue investigar los factores asociados con la gravedad de lesiones en ciclistas a raíz de colisiones con vehículos motorizados, para lo cual, utilizaron datos de accidentes tránsito ocurridos en el estado de Kentucky en el periodo de 2002 a 2012, los cuales fueron registrados por la policía. Para el análisis de datos utilizaron el modelo de “odds” proporcionales parciales y calcularon los efectos marginales. De esta forma encontraron que las intersecciones no controladas, edad mayor de 55 años de conductor de vehículo motorizado o ciclista, edad menor de 15 años de ciclista, clima nublado o con lluvia, inadecuado uso de luces en la oscuridad y vía mojada se relacionan con el incremento de la gravedad de lesión.

En el trabajo de investigación de Morales Fernández (2013), con el objetivo de determinar los factores asociados con la muerte por traumatismo encéfalo-craneano severo en accidentes de tránsito atendidos en los hospitales de Trujillo durante los años 2004-2011. El diseño de estudio utilizado fue de casos y controles. Los datos se recogieron de tres hospitales de la ciudad de Trujillo (hospital Belén, hospital Regional Docente y hospital Víctor Lazarte

Echegaray), revisando las historias clínicas de pacientes que fueron atendidos por presentar traumatismos encéfalo-craneanos severos por accidentes de tránsito entre los años 2004 y 2011. Mediante el análisis bivariado se observó que los factores asociados con la muerte por traumatismo encéfalo-craneano severo fueron: ocurrencia en avenida, tiempo prehospitalario mayor a una hora, puntuación en la escala de coma de Glasgow (ver apéndice B.6) menor de 5 y condición de peatón. Finalmente, mediante la regresión logística multivariada determinaron que los factores asociados a la muerte por traumatismo encéfalo-craneano en accidentes de tránsito, son tiempo prehospitalario mayor a una hora y la puntuación en la escala de coma de Glasgow menor de 5.

Para determinar las consecuencias médicas físicas inmediatas en las personas involucradas en accidentes de tránsito terrestre que fueron atendidas de emergencia en el Hospital José Casimiro Ulloa del Ministerio de Salud del Perú, durante los meses de enero a diciembre del 2010, Chú García (2014), utilizó un diseño de estudio transversal observacional, obteniendo los datos de las historias clínicas de atención de emergencia por accidente de tránsito del mencionado hospital, entre enero y diciembre del 2010. Las historias seleccionadas correspondían a personas atendidas dentro de las primeras seis horas inmediatas a la ocurrencia del accidente. Entre sus conclusiones indica que el choque fue la clase de accidente de tránsito más frecuente, resultando los más afectados los ocupantes de vehículos de tres o más ruedas. Además, se observa que el mayor porcentaje (43.62%) de lesionados leves fueron ocupantes de vehículos de tres o más ruedas, mientras que el mayor porcentaje (60.94%) de lesionados graves fueron los peatones.

Uno de los objetivos de Permica y otros (2012) fue identificar la asociación de las variables relacionadas a la familia, al niño y el traslado al colegio con la lesión por accidente de tránsito de niños. Mediante un diseño caso control, se recogieron los datos de 251 niños que llegaron al Instituto Nacional de Salud del niño desde distintas zonas de Lima, requiriendo atención médica entre junio del 2005 y marzo del 2006. Los casos en un total de 54, fueron niños peatones que presentaban lesiones por accidente de tránsito, mientras que

los controles en un total de 197, fueron niños que presentaron otros diagnósticos y que fueron emparejados por edad, sexo y gravedad de lesión. Mediante el análisis de regresión logística encontraron que las variables supervisión en el juego y el número de calles que cruzan los niños camino a su colegio, están asociadas significativamente con las lesiones por accidentes de tránsito.

El objetivo de Miranda y otros (2013), fue evaluar la prontitud en la atención en los servicios médicos que recibieron los lesionados en incidentes de tráfico en las carreteras y la satisfacción con los servicios durante los periodos pre-hospitalización y hospitalización. Se realizó un estudio transversal con vigilancia activa durante cuatro semanas, entre los meses de agosto y septiembre del 2009. Las encuestas se realizaron en los departamentos de emergencias de seis centros de salud estatales (uno en Ayacucho, dos en Pucallpa y tres en Lima) y dos centros de salud privados (ambos en Lima). Se registraron los datos de 644 adultos que solicitaron atención a consecuencia de incidentes de tráfico por carretera y que podían responder a la encuesta. Las principales respuestas de interés fueron: la prontitud de la atención medida como el tiempo transcurrido entre la ocurrencia de la lesión y la atención en cada uno de los servicios ofrecidos, la satisfacción de los pacientes con respecto al servicio recibido. Para evaluar la asociación entre el grado de satisfacción con el tipo de ciudad y tipo de servicio, utilizaron la regresión logística. En sus conclusiones indican que las víctimas de los accidentes de tránsito consideran que fueron atendidos oportunamente. Sin embargo, la insatisfacción sobre la calidad de atención médica recibida fue alta, sobre todo en las instituciones públicas, indicando la necesidad de mejorar las prestaciones de servicios de salud.

Gutierrez y otros (2014), para describir el perfil epidemiológico de las personas discapacitadas por accidentes de tránsito (AT) en Perú, analizaron la Encuesta Nacional Especializada Sobre Discapacidad (ENEDIS) del año 2012. Además, realizaron un análisis ecológico con los registros de accidentes de tránsito del Ministerio de Transportes y Comunicaciones. Encontraron que 49036 personas reportaron algún tipo de discapacidad como resultado de un accidente de tránsito (DAT); 81.3% de los discapacitados

residen en zonas urbanas. La discapacidad reportada más frecuente fue limitación en la locomoción y destreza (77.4%), seguida de la discapacidad visual (22.9%). Se reporta dependencia en 44.7% de las personas con discapacidad. Las regiones con mayor prevalencia de accidente de tránsito presentan a su vez una mayor prevalencia de discapacidad por accidente de tránsito (Coeficiente de Spearman: 0.426,  $p=0.034$ ).

El objetivo del estudio de Miranda y otros (2014), fue determinar las tendencias de la incidencia, mortalidad y letalidad de los accidentes de tránsito en Perú, durante el periodo 1973-2008, así como su relación con las tendencias de la población, tales como el crecimiento económico. En el estudio utilizaron la base de datos de la Policía Nacional del Perú, desde el año 1973 hasta el 2008. El análisis multivariante se realizó utilizando los modelos de regresión binomial negativa y de splines cúbicos. En los resultados indican que, durante el periodo de estudio, la incidencia anual ajustada de accidentes de tránsito aumentó en promedio en 3,59 (IC (95%): 2,43 – 5,31). No se observó ninguna tendencia significativa en la tasa de mortalidad anual. La tasa de fatalidad anual ajustada, disminuyó en 0,26 (IC (95%): 0,15 – 0,43), mientras, entre los adultos la tasa de fatalidad se incrementó en 1,5 (IC (95%): 1,09 – 1,43). Las curvas splines sugieren que la incidencia es bimodal, siguiendo de cerca la tendencia del producto bruto interno per cápita. En las conclusiones indican que, la significativa incidencia creciente de los accidentes de tránsito en Perú afirma su creciente amenaza para la salud pública. Y que es necesaria una mejora sustancial de los sistemas de información sobre accidentes de tránsito, a fin de crear un perfil epidemiológico más preciso sobre este problema de salud pública. Esta estrategia puede también ser de utilidad en los entornos de ingresos medianos y bajos, a fin de conocer los desafíos locales que plantean los accidentes de tránsito.

## **2.2 BASES TEÓRICAS**

### **2.2.1 Teoría epidemiológica de los accidentes de tránsito y la matriz de Haddon**

El estudio de las causas de los accidentes de tránsito se remonta a comienzos del siglo XX cuando el matemático Ruso Ladislau Bortkiewicz estudió la frecuencia de muertes por patadas de caballo de los soldados del ejército Prusiano, concluyendo que los accidentes eran sucesos totalmente aleatorios sobre los que los humanos no podían tener ningún control.

Con el paso del tiempo, se dieron otros planteamientos causales en la producción de los accidentes, es así que, en el ámbito de la seguridad vial, uno de los mayores logros fue el cambio en la concepción del accidente como hecho fortuito y casual, por el de hecho predecible y prevenible. Esto permitió incorporar el enfoque científico al problema de los accidentes de tránsito, sin embargo, aun este hecho mostró falencias en la reducción de la morbimortalidad, debido a la pervivencia de un modelo causal obsoleto que atribuía la conducta humana como causa exclusiva de las lesiones por accidentes de tránsito; cuando en realidad, el comportamiento humano está regido no sólo por nuestros conocimientos y capacidades, sino también por el entorno que a su vez es una compleja interacción de características físicas, sociales, económicas y demográficas.

Por lo que, se impone la necesidad de construir modelos explicativos de los accidentes y sus consecuencias, que sean capaces de identificar los distintos factores causales que intervienen en su producción, así como las interrelaciones existentes entre ellos. Efectivamente, surgieron muchos modelos, gracias al aporte de diferentes autores. Es así que, Elvik y otros (2009), proponen una clasificación más simplificada de los modelos causales en cinco teorías

1. Teoría de los accidentes como sucesos aleatorios
2. Teoría estadística y de la propensión a los accidentes
3. Teoría causal de los accidentes
4. Teoría de sistemas y teoría epidemiológica

## 5. Teoría conductual de los accidentes

Las cuales, se sucedieron cronológicamente en el último siglo.

En esta parte, se enfatiza la teoría epidemiológica, por ser la base en el desarrollo del presente trabajo.

La teoría epidemiológica, basándose en la experiencia de las enfermedades infecciosas, defiende que son tres los factores que interactúan en un accidente de tránsito. El **huésped o víctima** del accidente, el **agente o energía** transferida y el **entorno o lugar** del accidente.

A partir de este planteamiento original, la modelización epidemiológica de estos tres grupos de factores se ha desarrollado desde una doble perspectiva: ecológica e individual.

Desde la perspectiva individual (que es de interés en este trabajo), surgen modelos causales como el propuesto por Haddon en 1968 (Haddon Jr, 1980; Haddon Jr y Baker, 1981), conocido desde entonces como la matriz de Haddon (Tabla 2.2.6.1). Esta matriz combina los conceptos de: salud pública de huésped, agente y ambiente como objetos de intervención, con los conceptos de prevención primaria, secundaria y terciaria (Izquierdo y Rodés, 1992, citados en Mejías, 2011).

Una descripción mas amplia de la matriz de Haddon, es como sigue:

- a) En las columnas vienen definidos los factores cuya interacción contribuye al proceso de lesión:
  - La columna del huésped se refiere a la persona en riesgo de lesión.
  - El agente de lesión es la energía transmitida al huésped a través de un vehículo (objeto inanimado) o vector (persona u otro animal)
  - El ambiente físico incluye todas las características del lugar en el cual ocurre el suceso (ej. la carretera).
  - El entorno socio-económico se refiere a normas y prácticas sociales y legales (ej. políticas acerca de permisos de conducir).
- b) En las filas se recoge la dimensión temporal mediante las distintas fases en las cuales es posible actuar:

- Pre-colisión: hace referencia a aquellos factores que actúan antes de que se produzca el accidente de tránsito.
- Colisión: se refiere a aquellos factores que actúan en el momento que se produce el accidente de tránsito.
- Post-colisión: incluiría aquellos factores que modifican el pronóstico de las lesiones producidas, una vez que ha ocurrido el accidente de tránsito.

**Tabla 2.1. Matriz de fases y factores implicados en los accidentes de tránsito**

		FACTORES			
		Individuo	Vehículo	Ambiente	Entorno socio-económico
FASES	Precolisión				
	Colisión				
	Postcolisión				
	Resultados	Daños a personas	Daño al vehículo/ equipamiento	Daño al entorno	Daño a la sociedad

Fuente: Mejías (2011, p. 54)

### 2.2.2 Fases de ocurrencia de la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito

Al respecto, López (2007) indica que: “El estudio de los factores que influyen en la mayor o menor gravedad de un accidente de tráfico (tránsito) requiere una comprensión previa de los mecanismos por los que puede ejercerse dicha influencia. En principio, y siguiendo el modelo temporal propuesto por Haddon, **los factores de riesgo de la gravedad pueden actuar tanto en la fase de colisión como en la fase de post-colisión** (de forma conceptual, asumimos que los factores que actúan en la fase pre-colisión actúan tan solo aumentando la probabilidad de que se produzca el accidente).

- **Fase de colisión:** En esta fase, que en realidad es en muchas ocasiones cuasi-instantánea, ocurren sin embargo tres hechos conceptualmente muy diferentes, de forma secuencial:

1º: Se libera energía de forma súbita, generalmente como energía cinética.

2º: Parte de la energía liberada se transfiere a las personas implicadas en el accidente.

3º: Una vez transferida, la energía produce sobre las personas lesiones primarias

- **Fase de post-colisión:** En esta fase, la secuencia de acontecimientos a que se pueden ver sometidas las víctimas del accidente puede incluir o no la liberación del habitáculo (recinto pequeño), la atención sanitaria inmediata, la evacuación y la atención sanitaria diferida. En relación con la gravedad de las lesiones, cualquiera de estas acciones puede dar lugar a dos fenómenos:

1º: Modificación de la evolución de las lesiones primarias

2º: Aparición de lesiones secundarias.

También, sobre la importancia de una atención urgente a las víctimas de los accidentes de tránsito, Espinoza (2011), manifiesta:

Luego de producido el trauma<sup>3</sup> y por tanto el daño en el sujeto, se inicia un periodo de tiempo en el cual se producen cambios fisiológicos que buscan recuperar la homeostasis<sup>4</sup> del organismo. En algunas personas, esto es imposible por la magnitud de la lesión, en otros, estos mecanismos son suficientes como para proporcionar un poco más de tiempo que le permita alguna oportunidad de supervivencia. Sin embargo, estos cambios no se pueden mantener por mucho tiempo. A lo largo del último siglo los conflictos bélicos, los desastres y ahora los traumas civiles debido a los accidentes de tránsito han servido como “un laboratorio” para entender esto y aplicar una filosofía en el manejo de este tipo de situaciones aplicando la “hora dorada” planteado por el Colegio Americano de Cirujanos.

Respaldando las concepciones anteriores, Gutierrez y otros (2014), indican que:

---

<sup>3</sup> m. Lesión duradera producida por un agente mecánico, generalmente externo (RAE, 2001)

<sup>4</sup> f. *Biol.* Conjunto de fenómenos de autorregulación, que conducen al mantenimiento de la constancia en la composición y propiedades del medio interno de un organismo (RAE, 2001)

Aunque la finalidad debería ser prevenir los AT (Accidentes de Tránsito), pueden realizarse muchas acciones para minimizar el impacto de las lesiones producidas; siendo esencial la disponibilidad y eficiencia del cuidado prehospitalario y hospitalario. Un componente crítico que determina el resultado final de la persona que sufre un AT, es la calidad de atención que recibe en el lapso entre el accidente y el acceso al cuidado de salud.

### **2.2.3 Factores de riesgo asociados con la gravedad de lesiones en accidentes de tránsito.**

Los factores de riesgo de la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito, son las características de la persona, del vehículo, del entorno y del medio ambiente, que se encuentran presentes en la etapa de colisión o post-colisión del accidente (según la matriz de Haddon) y tienen la probabilidad de estar relacionados con la gravedad de las lesiones. A continuación pasamos a precisar algunos de estos factores

#### **2.2.3.1 Factores individuales**

##### **Edad**

La mayoría de los estudios que abordan el papel que desempeña la edad en la gravedad de lesiones por accidente de tránsito, admiten que la gravedad de las lesiones y en consecuencia la muerte tras el accidente, aumentan conforme lo hace la edad (López, 2007).

Es así que, Singleton, Qin y Luan (2004), según estudio realizado en ocupantes de vehículos motorizados que sufrieron accidentes de tránsito entre 2000 y 2001 en Kentucky, indican que la edad, es uno de los factores de riesgo para altos niveles de la gravedad de lesión.

Por otra parte, Hanrahana y otros (2009) en un estudio realizado sobre la asociación entre la edad y la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito en Wisconsin-EE.UU. entre 2002 y 2004, encontraron que, el aumento de la edad se asocia fuertemente con el riesgo de morir o sufrir lesiones graves en conductores de vehículos motorizados.

De la misma forma, en Medellín-Colombia, entre 2005 y 2008, Aristizábal y otros (2012) determinaron que, a mayor grupo de edad de motociclistas que sufrieron accidentes de tránsito, corresponde mayor posibilidad de trauma fatal.

### **Sexo**

Respecto al comportamiento del sexo en la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito, parece que no se tiene un resultado consensuado. Puesto que según Singleton y otros (2004), el género femenino es factor de riesgo para niveles altos de la gravedad de lesiones en ocupantes de vehículos motorizados que sufrieron accidentes de tránsito. Sin embargo, otros estudios encuentran que son los hombres los que tienen mayor probabilidad de sufrir lesiones cerebrales severas tras sufrir un accidente de tránsito (Javouhey y otros, 2006).

Para la Región de las Américas, la Organización Panamericana de la Salud (OPS) (2013), indica que en promedio, es cuatro veces más probable que los hombres mueran por traumatismos a causa del tránsito.

Al margen de estos resultados, algunos autores concluyen que la importancia del factor sexo como predictor de la gravedad disminuye conforme aumenta la gravedad o severidad del accidente sufrido, es así por ejemplo que, según Delen y otros (2006), las lesiones más graves no se asociarían a un determinado género.

En el caso de que haya asociación, se cree que esta puede explicarse por la diferencia fisiológica existente entre ambos sexos o por el tipo de vehículo conducido por la víctima.

### **Ubicación del lesionado**

Este factor o característica, se refiere a la ubicación del lesionado “en la fase de colisión”, según la matriz de Haddon. Según la norma técnica de salud para la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidente de tránsito (Perú, Ministerio de salud, 2007), la ubicación del lesionado puede considerarse como peatón, pasajero, conductor o persona que se encontraba dentro de una vivienda o local.

Osoro y otros (2011), encontraron que existe asociación entre la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito y los usuarios vulnerables de las vías de tránsito (Peatones y usuarios de vehículos de dos ruedas).

Respecto a la ubicación de los ocupantes de vehículos involucrados en accidentes de tránsito, existen estudios que identifican los asientos traseros como los más seguros, sufriendo sus ocupantes lesiones de menor gravedad en caso de producirse un accidente de tránsito (Evans y Frick, 1988; Huelke y Compton, 1995; Smith y Cummings, 2004).

Por otra parte, Bambarem Alatriza (2004) indica que la mayoría de los casos de lesiones graves y fallecidos se asocian a peatones. Este resultado, de alguna forma guarda concordancia con el informe resumido de la organización mundial de la salud (OMS) (2013), que en uno de sus párrafos precisa que la mitad de las muertes mundiales por accidentes de tránsito (peatones 22%, ciclistas 5% y motociclistas 23%) corresponden a “usuarios vulnerables de la vía pública”. Sin embargo, los grupos que corren mayor riesgo varían de forma significativa en función de la región y de los ingresos de los países. Precisamente, en Perú, el porcentaje de usuarios de vías que resultan lesionados por accidentes de tránsito varían según la región geográfica. En las regiones costa y sierra el mayor porcentaje de lesionados predominantemente corresponde a los ocupantes de vehículos motorizados de cuatro ruedas. En la región selva lo, constituyen los peatones, usuarios de motocicletas o motocar (Rojas Medina y Arias Coronel, 2013).

### **2.2.3.2 Factores correspondientes al vehículo**

#### **Tipo de vehículo**

Según la norma técnica de salud para la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidente de tránsito (Perú, Ministerio de salud, 2007), el tipo de vehículo que ocasionó el accidente de tránsito, se clasifica en: motorizado o no motorizado.

Respecto a la asociación entre la gravedad de lesión y el tipo de vehículo, Hidalgo-Solórzano y otros (2005), indican que los accidentes de tránsito de vehículos de motor son los que provocan el mayor número de lesionados

graves. Es así que, para los autobuses y camiones, el riesgo de lesión grave es especialmente elevado debido a la enorme potencia destructiva de una gran masa unida a la fuerza de impacto a gran velocidad (Lam, 2004). Así mismo, la probabilidad de ocurrencia de lesiones graves o fatales es alta en accidentes de tránsito que involucran vehículo pesados, sin embargo, para la motocicletas y bicicletas, la probabilidad de ocurrencia de lesiones graves o fatales, son bajas (Sasidharan y Menendez, 2014). Pareciera que este fenómeno está en función de la ubicación geográfica, puesto que por ejemplo, en Perú, entre el 2007 y 2012, los automóviles y motocar, son los vehículos motorizados que provocaron los mayores porcentajes de lesiones graves (Rojas Medina y Arias Coronel, 2013).

### **Condición del vehículo**

Se entiende por condición del vehículo, la clasificación principalmente según el tipo de uso del vehículo (público o particular) y también, según el tipo de propietario (institucional u otro) (Perú, Ministerio de salud, 2007).

En la región selva del Perú, entre los años 2007 y 2012, el mayor porcentaje de lesiones por accidentes de tránsito, fue ocasionado por vehículos particulares (vehículos de servicio personal y familiar del propietario), seguido de vehículos públicos (vehículos de uso para transporte de pasajeros en líneas de comité y empresas de transporte) (Rojas Medina y Arias Coronel, 2013).

### **2.2.3.3 Factores correspondientes al entorno**

#### **Hora del día**

Se encontró asociación entre trauma fatal en motociclistas y las horas de conducción, es así que, los motociclistas que conducen en horas de madrugada (00:00-4:59) o en horas de alta densidad vehicular (5:00-8:59, 17:00-18:59), tienen mayores posibilidades de morir (Aristizábal y otros, 2012). Del mismo modo, Osoro et al. (2011) e Hajar, Flores y López, (1996), encontraron asociación entre la gravedad de las lesiones y los accidentes de tránsito ocurridos en horas de la noche.

En Perú, el mayor porcentaje de lesiones por accidentes de tránsito ocurren entre las 6 y 18 horas del día (Rojas Medina y Arias Coronel, 2013).

### **Día de la semana**

En Perú, entre 2007 y 2012, la frecuencia de lesiones por accidentes de tránsito, sigue un comportamiento en forma de U, es decir, el mayor número de lesiones ocurren los lunes, disminuyendo hasta alcanzar los niveles más bajos entre miércoles y jueves, luego inicia su incremento, alcanzando máxima frecuencia los domingos (Rojas Medina y Arias Coronel, 2013).

### **Zona y tipo de vía**

Según Zwerling y otros (2005), tanto la densidad de incidencia de accidentes fatales (número de accidentes fatales por milla recorrida por vehículo) como la razón de lesiones fatales (número de accidentes fatales por número de accidentes con lesiones) son superiores en las zonas rurales comparadas con las zonas urbanas, más de dos veces la primera y casi tres veces la segunda. Estos resultados pueden deberse a diversos aspectos que aumentan la gravedad de las lesiones tras la ocurrencia del accidente como son: la lejanía a los centros de salud para el traslado del lesionado, falta de atención adecuada y oportuna, entre muchos otros.

Este panorama es distinto en el Perú, puesto que entre 2007 y 2012, la mayor cantidad de lesiones por accidentes de tránsito ocurrieron en la zona urbana.

Respecto a la vía de ocurrencia de los accidentes, las colisiones en intersecciones debido al cruce en luz roja, se asocian significativamente a la gravedad de lesiones por accidente de tránsito, (Al-Ghamdi, 2002).

Por otra parte, según Aristizábal y otros (2012), hay mayores posibilidades de morir en los tramos de vía y vías diferentes a intersección o glorietas y vías de dos carriles.

### **Tipo de accidente**

Entre los años 2007 y 2012, en Perú, el mayor porcentaje de lesiones graves fueron ocasionados por atropellos y choques de vehículos motorizados (Rojas

Medina y Arias Coronel, 2013). La mayoría de los casos fatales en accidentes de tránsito, fueron por atropellos (Bambarem Alatrística, 2004).

En motociclistas, se encontró una fuerte asociación entre el trauma fatal y el choque contra objeto fijo (Aristizábal y otros, 2012).

### **Traslado del lesionado**

Una vez ocurrido el accidente de tránsito, muchos aspectos pueden ser determinantes de la supervivencia del afectado, como del agravamiento de sus lesiones, tales como la atención especializada y el traslado oportuno tal como señala López (2006).

Según Rojas Medina y Arias Coronel (2013) en Perú, entre 2007 y 2012, las personas accidentadas que fueron trasladados en ambulancia del servicio de salud, presentan menores porcentajes de lesiones graves.

## 2.2.4 Análisis de regresión logística ordinal

Una variable con más de dos categorías, se dice que corresponde a la escala ordinal, si sus categorías poseen un orden. Ejemplos de este tipo de variables son, “la condición de salud” (muy buena, buena, regular, mala), “desempeño en el trabajo” (insuficiente, satisfactorio, sobresaliente), “gravedad de lesión” (leve, moderada, grave).

Cuando la variable respuesta es ordinal, el análisis de los datos, mediante la regresión logística multinomial, omitiría información importante correspondiente a la naturaleza ordinal de la variable respuesta, lo cual puede conllevar a la estimación de razones de ventajas, más conocidos como OR (“odds ratio”), que no responden a los objetivos del estudio. Ante esta necesidad surge el modelo de regresión logística ordinal (“*Ordered Regression Model*”) (Scott Long, 1997) que busca superar la deficiencia que presentaría la regresión logística multinomial.

El modelo de regresión logística ordinal fue introducido por McKelvey y Zavoina (1975) en términos de una variable subyacente con categorías observadas ordenadas. Casi al mismo tiempo el modelo fue desarrollado en bioestadística (McCullagh, 1980), donde es referido como modelo de “odds” proporcionales (“*Proportional Odds Model*”), modelo de regresión paralela (“*Parallel Regression Model*”) o modelo continuo agrupado (“*Grouped Continuous Model*”).

El modelo de regresión logística ordinal puede ser derivado de un modelo en el cual, la **variable latente**  $Y^*$  con valores en el intervalo  $(-\infty, \infty)$ , es operacionalizado de modo que la **variable observada**  $Y$ , toma  $k$  valores de acuerdo a la relación (2.2.4.1)

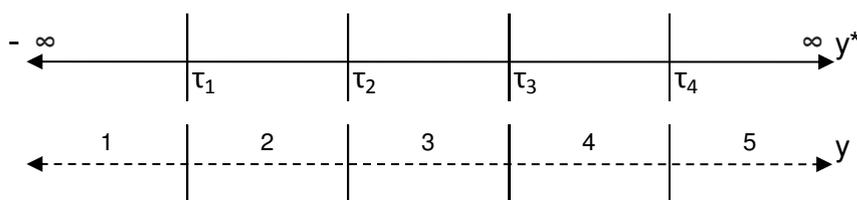
$$Y_i = m \quad \text{si} \quad \tau_{m-1} \leq Y_i^* < \tau_m; \quad m = 1, \dots, k \quad (2.2.4.1)$$

Donde los valores  $\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_k$ , se denominan umbrales o puntos de corte (“*Thresholds or Cutpoints*”).

Para fines de ilustración, si  $k = 5$ , la relación (2.2.4.1) sería equivalente a:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \tau_0 = -\infty \leq Y_i^* < \tau_1 \\ 2 & \text{si } \tau_1 \leq Y_i^* < \tau_2 \\ 3 & \text{si } \tau_2 \leq Y_i^* < \tau_3 \\ 4 & \text{si } \tau_3 \leq Y_i^* < \tau_4 \\ 5 & \text{si } \tau_4 \leq Y_i^* < \tau_5 = \infty \end{cases}$$

Con la siguiente representación gráfica:



Se puede observar que se asignan valores discretos de  $Y$ , a valores de  $Y^*$  contenidos en intervalos.

El modelo estructural para la variable latente es

$$Y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i \quad (2.2.4.2)$$

Donde  $x_i$  es el vector de observaciones para las variables explicativas con el primer elemento igual a 1 para el intercepto,  $\beta$  es el vector de coeficientes estructurales correspondientes a las variables explicativas y  $\varepsilon_i$  es el error, que para el caso del modelo logístico ordinal, se asume que tiene distribución logística con media cero y varianza  $\pi^2/3$ , con función de distribución de probabilidad acumulada dada por

$$F(\varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{1 + \exp(\varepsilon)} \quad (2.2.4.3)$$

La probabilidad de  $Y_i = m$  para una observación, a partir de la relación (2.2.4.1) sería

$$P(Y_i = m / X_i = x_i) = P(\tau_{m-1} \leq Y_i^* < \tau_m / X_i = x_i) \quad (2.2.4.4)$$

La misma que, utilizando la ecuación estructural dado en (2.2.4.2) equivale a

$$P(Y_i = m / X_i = x_i) = P(\tau_{m-1} \leq x_i \beta + \varepsilon \leq \tau_m)$$

Restando  $x_i\beta$  en la desigualdad, se obtiene

$$P(Y_i = m/X_i = x_i) = P(\tau_{m-1} - x_i\beta \leq \varepsilon \leq \tau_m + x_i\beta)$$

La probabilidad que una variable aleatoria se encuentre en un intervalo, se puede determinar como la diferencia de las probabilidades acumuladas de los límites del intervalo; es decir

$$\begin{aligned} P(Y_i = m/X_i = x_i) &= P(\varepsilon \leq \tau_m + x_i\beta) - P(\varepsilon \leq \tau_{m-1} - x_i\beta) \\ &= F(\tau_m - x_i\beta) - F(\tau_{m-1} - x_i\beta); \quad m=1, \dots, k \end{aligned} \quad (2.2.4.5)$$

Por otra parte, la probabilidad que la variable observada, tome valores menores o iguales a  $m$ , es

$$P(Y_i \leq m/X_i = x_i) = \sum_{j=1}^m P(Y_i = j/X_i = x_i); \quad m=1, \dots, k-1 \quad (2.2.4.6)$$

En forma extendida se escribe como:

$$P(Y_i \leq m/X_i = x_i) = P(Y_i = 1/X_i = x_i) + P(Y_i = 2/X_i = x_i) + \dots + P(Y_i = m-1/X_i = x_i) + P(Y_i = m/X_i = x_i)$$

De acuerdo, con la definición de probabilidad para la variable observada  $Y_i$  dada en (2.2.4.5), la probabilidad acumulada anterior es equivalente a:

$$\begin{aligned} P(Y_i \leq m/X_i = x_i) &= [F(\tau_1 - x_i\beta) - F(\tau_0 - x_i\beta)] + [F(\tau_2 - x_i\beta) - F(\tau_1 - x_i\beta)] + \dots \\ &\quad + [F(\tau_{m-1} - x_i\beta) - F(\tau_{m-2} - x_i\beta)] + [F(\tau_m - x_i\beta) - F(\tau_{m-1} - x_i\beta)] \end{aligned}$$

Realizando algunas simplificaciones, se tiene

$$P(Y_i \leq m/X_i = x_i) = -F(\tau_0 - x_i\beta) + F(\tau_m - x_i\beta)$$

En la relación 2.2.4.1, la primera categoría ( $m=1$ ), es un intervalo abierto por la izquierda, es decir  $\tau_0 = -\infty$ , de manera similar, la última categoría ( $m=k$ ), corresponde a un intervalo abierto por la derecha, es decir  $\tau_k = \infty$ .

De esta forma,  $F(\tau_0 - x_i\beta) = F(-\infty - x_i\beta) = 0$ , por propiedad de la distribución de probabilidad acumulada (Wackerly, Mendenhall, Scheaffer, Muñoz, y Hernández, 2010)

Por lo tanto, la probabilidad acumulada dada en (2.2.4.6) es equivalente a

$$P(Y_i \leq m/X_i = x_i) = F(\tau_m - x_i\beta); \quad m=1, \dots, K-1 \quad (2.2.4.7)$$

La chance ("odds") que la variable observada sea menor o igual a  $m$  es

$$odds = \frac{P(Y_i \leq m/X_i = x_i)}{1 - P(Y_i \leq m/X_i = x_i)} = \frac{F(\tau_m - x_i\beta)}{1 - F(\tau_m - x_i\beta)} \quad (2.2.4.8)$$

A partir de la distribución de probabilidad acumulada dada en (2.2.4.3), se tiene que (2.2.4.8) es equivalente a

$$odds = \frac{P(Y_i \leq m/X_i = x_i)}{1 - P(Y_i \leq m/X_i = x_i)} = \frac{\frac{\exp(\tau_m - x_i\beta)}{1 + \exp(\tau_m - x_i\beta)}}{1 - \frac{\exp(\tau_m - x_i\beta)}{1 + \exp(\tau_m - x_i\beta)}}$$

Simplificando la expresión anterior, se tiene

$$odds = \frac{P(Y_i \leq m/X_i = x_i)}{1 - P(Y_i \leq m/X_i = x_i)} = \exp(\tau_m - x_i\beta) \quad (2.2.4.9)$$

Tomando el logaritmo del odds, se define el modelo logístico ordinal, como

$$\ln(odds) = \ln\left(\frac{P(Y_i \leq m/X_i = x_i)}{1 - P(Y_i \leq m/X_i = x_i)}\right) = \tau_m - x_i\beta; \quad m=1, \dots, k-1 \quad (2.2.4.10)$$

De manera similar, a partir de la definición dada en (2.2.4.9), el modelo logístico ordinal para odds mayores de  $m$ , sería

$$\ln\left(\frac{P(Y_i > m/X_i = x_i)}{P(Y_i \leq m/X_i = x_i)}\right) = -\tau_m + x_i\beta; \quad m=1, \dots, k-1 \quad (2.2.4.11)$$

Seguidamente, se menciona brevemente los modelos de regresión ordinal propuestos en la literatura.

### 2.2.4.1 Modelo razón de continuidad

Propuesto por Fienberg en 1980 (Fienberg, 2007). Este modelo permite comparar la probabilidad que la respuesta sea igual a la categoría  $m$ , con la probabilidad de que la respuesta sea mayor a  $m$ . Este modelo posee diferentes interceptos y pendientes para cada comparación (Caiaffa, 2009). El modelo es:

$$\begin{aligned} \text{logit}[\pi(m, k)] &= \ln \left[ \frac{P(Y = m / X_1 = x_1, \dots, X_p = x_p)}{P(Y > m / X_1 = x_1, \dots, X_p = x_p)} \right] \\ &= \alpha_m + (\beta_{m1}x_1 + \dots + \beta_{mp}x_p); \quad m = 1, \dots, k \end{aligned} \quad (2.2.4.12)$$

La desventaja de este modelo es que, cada vez que la variable respuesta toma valores mayores, se tiene menos datos para los cálculos de las estimaciones. Este modelo es más apropiado cuando hay un interés intrínseco en una categoría específica de la variable respuesta.

### 2.2.4.2 El modelo estereotipo (“The stereotype model”)

Propuesto por Anderson (1984), este modelo es el más flexible para el análisis de respuestas ordinales y puede ser considerado una extensión del modelo de regresión multinomial. Compara cada categoría de la variable respuesta con una categoría de referencia, normalmente la primera o la última.

El modelo puede ser escrito en la siguiente forma

$$\begin{aligned} \text{logit}[\pi(m, k)] &= \ln \left[ \frac{\pi(Y = m / X_1 = x_1, \dots, X_p = x_p)}{\pi(Y = k / X_1 = x_1, \dots, X_p = x_p)} \right] \\ &= \alpha_m - \phi_m (\beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p) \end{aligned} \quad (2.2.4.13)$$

Donde,  $m = 1, 2, \dots, k - 1$ ;  $k$  es la categoría de referencia, que en este caso es la última categoría;  $Y$  es la variable respuesta ordinal con categorías de 1 a  $k$ ;  $\alpha_m$  son los interceptos;  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  son los coeficientes logit para las

variables predictorias  $X_1, X_2, \dots, X_p$ , respectivamente, y  $\phi_m$  son las restricciones usadas para asegurar la identificabilidad del modelo para la variable respuesta ordinal, estos coeficientes deben cumplir la siguiente condición (Liu, 2014 y Long, 2012).

$$1 = \phi_1 > \phi_2 > \dots > \phi_k = 0 \quad (2.2.4.14)$$

La primera restricción  $\phi_1$  se considera igual a uno, y la última  $\phi_k$  igual a cero de modo que, el modelo logístico estereotipo estimado pueda ser identificado. Si cualquier par de restricciones son iguales, entonces las correspondientes categorías son indistinguibles, y pueden juntarse en una sola. Por ejemplo, si  $\phi_2 = \phi_3$ , entonces la dos categorías (categorías 2 y 3) pueden agruparse. La ordinalidad de las restricciones en el modelo se puede probar, de modo que se puede fusionar o reordenar si fuera necesario.

El odds ratio de la categoría  $Y = s$  versus la categoría  $Y = t$  para el cambio en una unidad en la variable explicativa  $X_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, p$ , está dado por

$$OR = \exp(-[\phi_s - \phi_t]\beta_j) \quad (2.2.4.15)$$

Si la categoría  $Y = t$ , viene a ser la de referencia, es decir  $t = k$ , entonces por la restricción dada en (2.2.14),  $\phi_t = 0$ ; luego reemplazando este resultado en (2.2.4.15), el "odds ratio" de la categoría  $Y = s$  versus la categoría de referencia  $Y = k$  para el cambio en una unidad en la variable explicativa  $X_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, p$ , es:

$$OR = \exp(-\phi_s \beta_j) \quad (2.2.4.16)$$

El modelo estereotipo dado en la ecuación (2.2.4.13), es unidimensional, puesto que, los parámetros  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  no varían entre los diferentes niveles de la respuesta. La combinación lineal que mejor discrimina entre los niveles

de la variable respuesta está dada por  $\sum_{j=1}^p \beta_j x_j$ . Las distancias entre los

niveles de la respuesta, en términos de la combinación lineal indicada, están dadas por los parámetros  $\phi_m$  (Lunt, 2005).

Dado que el modelo estereotipo es no lineal (contiene el producto de los parámetros), no puede ser ajustado mediante el método de estimación para los modelos lineales generalizados estándar. El ajuste se realiza mediante un procedimiento propuesto por Box y Tidwell, descrito por McCullagh y Nelder (Lunt, M., y Unit, A.R.C.E., 2001)

Los límites de los intervalos de confianza estimados para los parámetros en el modelo, se calculan de la misma forma que en la ecuación (A.1.17) (Ver Anexo A).

### 2.2.4.3 Modelo de odds proporcionales.

El modelo de Odds proporcionales es uno de los más usados por su fácil interpretación y por su similitud con los modelos para respuesta binaria y multinomial.

Este modelo compara la probabilidad que la respuesta sea menor o igual a la categoría  $m$ ,  $P(Y \leq m)$ , con la probabilidad que sea mayor que la categoría  $m$ ,  $P(Y > m)$ , condicionado a los valores de las variables independientes  $(X_0, X_1, X_2, \dots, X_p)$  con  $X_0 = 1$ ;

$$c_m(X) = \ln \left[ \frac{P(Y \leq m / X = x)}{P(Y > m / X = x)} \right] = \tau_m - x^T \beta; \quad m = 0, 1, \dots, k-1. \quad (2.2.4.17)$$

Los parámetros  $\tau_m$ , se denominan umbrales (Scott Long, 1997),  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$  es el vector de parámetros asociados con las variables explicativas,  $X$  es una matriz con  $n$  observaciones de las  $p$  variables explicativas

Notar que si  $k=1$ , el modelo (2.2.4.17) se simplifica al complemento del modelo de regresión logística binaria usual que proporciona el *OR* de  $Y=0$  versus  $Y=1$ .

### 2.2.4.3.1 Ajuste del modelo de odds proporcionales

Según Hosmer y Lemeshow (2000), el método utilizado para ajustar el modelo de odds proporcionales está basado en una adaptación de la verosimilitud multinomial y su logaritmo presentado en la relación (A.2.7) del anexo A, para  $k = 2$ . El procedimiento básico implica los siguientes pasos:

- (1) Utilizar las expresiones que definen los logits específicos del modelo para crear una ecuación definiendo  $\phi_k(X)$  como una función de los parámetros desconocidos.
- (2) Crear los valores de una respuesta multinomial de dimensión  $k+1$ ,  $z' = (z_0, z_1, \dots, z_k)$  para la respuesta ordinal como  $z_j = 1$  si  $y = j$  y  $z_j = 0$  en otro caso. De aquí se tiene que, solamente uno de los valores de  $z$  es igual a 1 para cada observación. La forma general de la función de verosimilitud para una muestra de  $n$  observaciones independientes,  $\{(y_i, x_i) : i = 1, 2, \dots, n\}$ , es dado por

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[ \phi_0(x_i)^{z_{0i}} \phi_1(x_i)^{z_{1i}} \times \dots \times \phi_k(x_i)^{z_{ki}} \right]$$

Donde,  $\beta$  denota el vector de coeficientes de regresión y los umbrales (interceptos) de los  $k$  modelos especificados.

El logaritmo de la función de verosimilitud es:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \left\{ z_{0i} \ln[\phi_0(x_i)] + z_{1i} \ln[\phi_1(x_i)] + \dots + z_{ki} \ln[\phi_k(x_i)] \right\} \quad (2.2.4.18)$$

La estimación de los parámetros se realiza mediante el método de mínimos cuadrados iterativamente ponderados mencionado en la sección A.1.2.

La matriz de covarianzas para los parámetros estimados, se obtiene de la manera usual a partir de la matriz de información de Fisher.

Para determinar el efecto de cambio en  $X$ , consideramos dos valores de  $X$ ,  $X = x_i$  y  $X = x_j$ . El "odds ratio" para estos valores es igual a

$$OR = \frac{\exp(\tau_m - x_i \beta)}{\exp(\tau_m - x_l \beta)} = \exp([x_l - x_i] \beta) \quad (2.2.4.19)$$

La ecuación (2.2.4.19) es útil cuando una variable cambia entre dos posibles valores. Por ejemplo, si  $X_s$  cambia de  $X_s = x_s$  a  $X_s = x_s + \delta$ , entonces:

$$OR = \frac{\exp(\tau_m - [x_s + \delta] \beta_s)}{\exp(\tau_m - x_s \beta_s)} = \exp(-\delta \beta_s) \quad (2.2.4.20)$$

El OR es interpretado como sigue: Para un incremento de  $X_s$  en  $\delta$ , el odds que la respuesta sea menor o igual a  $m$  es cambiado por el factor  $\exp(-\delta \beta_s)$ , permaneciendo constantes todas la otras variables (Scott Long, 1997).

Los límites del intervalo de confianza estimado para el  $OR$ , se obtienen de manera habitual, es decir primero se obtienen los límites del intervalo de confianza estimado para los coeficientes del logit, luego aplicando el exponencial, se obtienen los límites del intervalo de confianza para el  $OR$ .

### 2.2.4.3.2 Supuesto de proporcionalidad de los odds

La ecuación (2.2.4.20), implica que el odds ratio de  $Y \leq m$  versus  $Y > m$  para un cambio de  $X_s = x_s$  a  $X_s = x_s + 1$ , es el mismo para cualquier valor  $m$  de  $Y$ . Es decir:

$$OR = \frac{\exp(\tau_m - [x_s + 1] \beta_s)}{\exp(\tau_m - x_s \beta_s)} = \exp(-\beta_s)$$

Esto es conocido como la suposición de proporcionalidad de los odds o suposición de regresión paralela (Scott Long, 1997). Según esta suposición, cada variable explicativa incluida en el modelo, tendría un solo odds ratio a lo largo de todas la regresiones logísticas binarias.

El desarrollo del modelo de odds proporcionales es válido precisamente bajo el cumplimiento del supuesto de proporcionalidad de los odds. Por lo tanto, es necesario probar su cumplimiento en los datos a ser utilizados para el ajuste del modelo.

Para probar el supuesto de regresión paralela, se puede utilizar el test Score o el test de Wald (Scott Long, 1997). Así mismo, la opción “autofit” de STATA, permite probar el cumplimiento del supuesto de proporcionalidad de odds para la variables explicativas. El detalle de esta prueba se dá en la sección 2.2.4.4.1.

El atractivo del modelo de odds proporcionales está en su facilidad de interpretación al suponer constante el efecto de las variables sea cual sea el punto de corte elegido en la variable respuesta, tan solo se necesita estimar un coeficiente por cada variable explicativa para conocer su efecto. Por lo que, un modelo podría ser suficiente para describir la relación entre una variable respuesta ordinal y un conjunto de variables explicativas. Una característica interesante también es que, cuando la codificación de la variable respuesta  $Y$  se invierte (esto es  $Y=1$  como  $Y=k$ ,  $Y=2$  como  $Y=k-1$  y así sucesivamente) los coeficientes asociados a las variables explicativas permanecen iguales, tan sólo cambian de signo. Otra propiedad que también posee el modelo de odds proporcionales, es que, cuando algunas categorías de la variable respuesta son excluidas o reagrupadas, los coeficientes asociados con las variables explicativas permanecen inalterados, aunque los umbrales sean afectados.

## 2.2.4.4 Modelo de odds proporcionales parciales

### 2.2.4.4.1 Modelo de odds proporcionales parciales no restringido

La extensión del modelo de regresión logística para variables respuesta binarias, hacia variables respuesta ordinales, implica el modelamiento de logits acumulativos; es decir, cuando la variable respuesta  $Y$  es ordinal con valores  $1, \dots, k$ , las probabilidades acumuladas se pueden definir como

$$C_{im} = P(Y > m / X_1 = x_{i1}, \dots, X_p = x_{ip}), \quad i = 1, \dots, n, \quad m = 1, \dots, k-1$$

Permitiendo definir el modelo logístico como

$$\ln \left( \frac{C_{im}}{1 - C_{im}} \right) = \alpha_m + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip}, \quad i = 1, \dots, n, \quad m = 1, \dots, k-1 \quad (2.2.4.21)$$

Donde  $\alpha_1 > \alpha_2 > \dots > \alpha_{k-1}$  son los interceptos del modelo, el índice  $m$  indica las  $k-1$  posibles probabilidades acumuladas que se pueden obtener para dicotomizar la variable respuesta  $Y$  usando  $k-1$  puntos de corte. El coeficiente de regresión  $\beta_j$  ( $j=1, \dots, p$ ) para la  $j$ -ésima variable explicativa  $X_j$ , es el logaritmo del OR que mide la asociación entre  $Y$  y  $X_j$  controlando las restantes variables explicativas. Puesto que  $\beta_j$  no depende de  $m$ , el modelo asume que la relación entre  $X_j$  y la variable respuesta dicotomizada  $Y$ , no depende del punto  $m$  donde se hizo el corte. Esto equivale a suponer que los OR son idénticos a través de los  $k-1$  cortes y McCullagh (1980) citado por Peterson y Harrell Jr. (1990), lo denomina supuesto de proporcionalidad de odds. De allí que el modelo dado en (2.2.4.21) se denomina modelo de odds proporcionales.

Suponiendo que se ha obtenido una muestra aleatoria de  $n$  observaciones independientes  $\{(y_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}; i=1, \dots, n)\}$ , donde  $y_i$  ha sido medido en escala ordinal con  $k$  categorías  $\{1, 2, \dots, k\}$ . La variable respuesta tiene distribución multinomial. El modelo sugerido para las probabilidades acumuladas de la variable respuesta, es el modelo de odds proporcionales parciales no restringido (Peterson y Harrell Jr., 1990), definido como:

$$C_{im} = P(Y > m / X_1 = x_{i1}, \dots, X_p = x_{ip}) = \frac{1}{1 + \exp\left[-\alpha_m - (\beta_1 + \gamma_{m1})x_{i1} - \dots - (\beta_q + \gamma_{mq})x_{iq} - \beta_{q+1}x_{i,q+1} - \dots - \beta_p x_{ip}\right]} \quad (2.2.4.22)$$

De manera equivalente

$$C_{im} = P(Y > m / X_1 = x_{i1}, \dots, X_p = x_{ip}) = \frac{\exp\left[\alpha_m + (\beta_1 + \gamma_{m1})x_{i1} + \dots + (\beta_q + \gamma_{mq})x_{iq} + \beta_{q+1}x_{i,q+1} + \dots + \beta_p x_{ip}\right]}{1 + \exp\left[\alpha_m + (\beta_1 + \gamma_{m1})x_{i1} + \dots + (\beta_q + \gamma_{mq})x_{iq} + \beta_{q+1}x_{i,q+1} + \dots + \beta_p x_{ip}\right]} \quad (2.2.4.23)$$

Donde  $m = 1, \dots, k-1$  y  $q \leq p$ .

En las ecuaciones (2.2.4.22) y (2.2.4.23),  $q$  variables explicativas  $X_1, \dots, X_q$  no cumplen el supuesto de proporcionalidad de odds, porque adicionalmente a los coeficientes  $\beta$ , poseen los coeficientes  $\gamma$  que varían según la categoría  $m$  elegida para dicotomizar la variable repuesta. En cambio, las variables  $X_{q+1}, \dots, X_p$  si cumplen el supuesto, puesto que, solamente presentan los coeficientes  $\beta_{q+1}, \dots, \beta_p$  que no dependen de la categoría  $m$ .

Si todos los coeficientes adicionales fueran iguales a cero ( $\gamma_{m1} = \dots = \gamma_{mq} = 0$ ), entonces los modelos de odds propocionales parciales dados en las ecuaciones (2.2.4.22) o (2.2.4.23) serían equivalentes al modelo de odds proporcionales. Es así que, se realiza una prueba simultanea de la suposición de proporcionalidad de odds, para las  $q$  variables explicativas, formulando la hipótesis

$$H_0: \gamma_{m1} = \dots = \gamma_{mq} = 0 \quad \text{para todo } m = 2, \dots, k-1, \quad \text{porque se supone que } \gamma_{11} = \dots = \gamma_{1q} = 0$$

Por otro lado, si ninguna variable explicativa cumpliera el supuesto de proporcionalidad de odds, ( $q = p$ ), entonces el modelo de odds proporcionales parciales dado en la relación (2.2.4.23) sería equivalente al modelo logístico ordinal generalizado (Williams, 2006).

Por estas razones, el modelo de odds proporcionales parciales, se puede considerar como un modelo intermedio entre el modelo de odds proporcionales y el modelo logístico ordinal generalizado.

Para el ajuste del modelo dado en (2.2.4.23), el logaritmo de la función de verosimilitud es

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{m=1}^k I_{im} \ln \{P(Y = m/X_i)\} = \sum_{i=1}^n \sum_{m=1}^k I_{im} \ln P_{im}$$

Donde  $I_{im}$  es una variable indicadora para la observación  $i$  tal que  $I_{im} = 1$  si  $Y_i = m$  y  $I_{im} = 0$  cuando  $Y_i \neq m$ ,  $m = 1, \dots, k$ .  $P_{im}$  es:

$$\begin{aligned}
 P_{i1} &= 1 - C_{i1}, & \text{si } Y_i = 1 \\
 P_{im} &= C_{i,m-1} - C_{im}, & \text{si } 1 < Y_i < k \\
 P_{ik} &= C_{i,k-1}, & \text{si } Y_i = k
 \end{aligned}$$

Para probar el cumplimiento del supuesto de proporcionalidad de odds para las variables explicativas incluidas en el modelo, el programa “gologit2”, opción “autofit” desarrollado por Richard Williams (Williams, 2006), primero ajusta el modelo considerando que todas las variables explicativas cumplen el supuesto de proporcionalidad de odds, luego realiza una serie de pruebas de Wald para cada variable, para ver si sus coeficientes difieren a través de las  $k-1$  ecuaciones del modelo. Si la prueba de Wald es no significativo para una o más variables, se considera que la variable menos significativa (mayor valor de  $p$ ) tiene el mismo efecto en las  $k-1$  ecuaciones; es decir, considera que cumple el supuesto de proporcionalidad de odds. Luego reajustado el modelo con esta restricción, este proceso se repite hasta no encontrar más variables que cumplen el supuesto de proporcionalidad de odds. Seguidamente, se realiza una prueba global de Wald comparando el modelo final con restricciones, con el modelo inicial sin restricciones. Un  $p$  valor de la prueba, mayor al nivel de significación fijado indica que, el modelo final cumple el supuesto de proporcionalidad de odds. Cuando las variables independientes cumplen el supuesto de proporcionalidad de odds, sus coeficientes estimados en los  $k-1$  modelo binarios, son iguales.

Para entender la importancia de una variable independiente para explicar la variabilidad de la respuesta, se hace necesario calcular su efecto marginal o cambio marginal. El cual, es un término económico utilizado para medir el cambio en la variable respuesta como efecto del cambio en una unidad en la variable independiente (Washington y otros, 2010) y se puede expresar como (Long y Freese, 2006)

$$\text{Cambio marginal} = \frac{\partial \Pr(Y = m/X)}{\partial X_j}$$

Dada la no linealidad del modelo, es preferible usar el cambio discreto, en lugar del cambio o efecto marginal.

Para definir el cambio discreto, se necesita conocer dos cantidades:

$\Pr(Y = m/X, x_j)$  es la probabilidad de un evento dado  $X$ , considerando un valor particular de  $X_j$ .

$\Pr(Y = m/X, x_j + \delta)$  es la probabilidad del evento, con incremento sólo de  $X_j$  en una cantidad  $\delta$ .

A partir de estos resultados, el cambio discreto para un cambio en  $\delta$  de  $X_j$ , es

$$C = \frac{\Delta \Pr(X)}{\Delta X_j} = \Pr(Y = m/X, x_j + \delta) - \Pr(Y = m/X, x_j)$$

El cual puede ser interpretado de la siguiente forma: Para un cambio en la variable  $X_j$  de  $x_j$  a  $x_j + \delta$ , la probabilidad predicha del evento de interés cambia en  $C$ , permaneciendo “controladas” las variables explicativas distintas a  $X_j$ .

El valor del cambio discreto depende de (Long y Freese, 2006):

1. El valor inicial de la variable explicativa  $X_j$
2. La cantidad de cambio en  $X_j$
3. El nivel de las otras variables explicativas en el modelo.

Williams (2012), para calcular el efecto marginal de la variable explicativa  $X_j$ , con respecto a la condición 3 considera que las variables explicativas distintas a  $X_j$  pueden tomar sus valores promedio o pueden tomar sus valores observados. Bajo este último criterio, se calcula el cambio discreto de  $X_j$  para cada observación, luego el efecto marginal de esta variable es el cambio discreto promedio

#### 2.2.4.4.2 Modelo de odds proporcionales parciales restringido

El modelo de odds proporcionales parciales dado en (2.2.4.23), requiere  $k-2$  parámetros de la forma  $(\beta_j + \gamma_{mj})$ ;  $m=1, \dots, k-2$  para representar los coeficientes de una variable explicativa  $X_j$  que no cumple el supuesto de proporcionalidad de los odds. Sin embargo, si existiera una relación lineal entre el logaritmo de los OR y los valores  $m$ ; un modelo que restringe el parámetro  $\gamma_{mj}$  a ser lineal en  $m$ , requeriría solamente un parámetro adicional. Además, si esto fuera válido para las  $q$  variables explicativas que no cumplen el supuesto de proporcionalidad de odds, el modelo dado en (2.2.4.23) se puede escribir como:

$$C_{im} = P(Y_i > m / X_1 = x_{i1}, \dots, X_p = x_{ip}) = \frac{\exp\{\tau_m + (\beta_1 + \alpha_m \gamma_1)x_{i1} + \dots + (\beta_q + \alpha_m \gamma_q)x_{iq} + \beta_{q+1}x_{i,q+1} + \dots + \beta_p x_{ip}\}}{1 + \exp\{\tau_m + (\beta_1 + \alpha_m \gamma_1)x_{i1} + \dots + (\beta_q + \alpha_m \gamma_q)x_{iq} + \beta_{q+1}x_{i,q+1} + \dots + \beta_p x_{ip}\}} \quad (2.2.4.24)$$

Donde  $m=1, \dots, k-1$ .

Así el modelo dado en la ecuación (2.2.4.24), se denomina modelo de odds proporcionales parciales restringido, donde los escalares  $\alpha_m$ , con  $\alpha_1 = 0$  son pre especificados y se les denomina restricciones. Este modelo, es apropiado si las  $q$  variables explicativas requieren restricciones idénticas.

En forma particular, si  $\alpha_m = m-1$ , el logaritmo del OR en la primera ecuación del modelo es  $\beta_j$ , en el segundo  $\beta_j + \gamma_j$ , en el tercero  $\beta_j + 2\gamma_j$ , así sucesivamente hasta  $\beta_j + (k-2)\gamma_j$  en la última ecuación.

De este ejemplo, se puede observar que las restricciones en los escalares, se pueden utilizar para establecer relaciones específicas entre los logaritmos de los OR.

También, las restricciones se pueden establecer para obtener relaciones no lineales entre los logaritmos de los OR. Así por ejemplo, si  $\alpha_1 = \dots = \alpha_{k-2} = 0$ ,  $\alpha_{k-1} = 1$ , los logaritmos de los OR son iguales en las primeros  $k-2$  ecuaciones logisticas excepto en el último. Este hecho es obvio cuando

se tiene sólo dos ecuaciones logísticas para el análisis de una respuesta ordinal de tres categorías, porque siempre se cumple  $\alpha_1 = 0$ . Por lo tanto, el uso de un modelo de odds proporcionales parciales restringido puede ser útil cuando la respuesta ordinal tiene más de tres categorías.

La prueba de significancia de los coeficientes estimados para cada variable explicativa, tanto en el modelo de odds proporcionales parciales no restringido como restringido, se puede realizar mediante la prueba de Wald (Ver Peterson y Harrell, 1990). La significancia del modelo, se evalúa mediante la prueba de razón de verosimilitud.

## **CAPÍTULO III**

### **METODOLOGÍA**

#### **3.1 TIPO Y DISEÑO DE INVESTIGACIÓN**

El tipo de investigación es descriptivo correlacional y el diseño es observacional con obtención de datos de fuente secundaria.

#### **3.2 UNIDAD DE ANÁLISIS**

La unidad de análisis fue un individuo lesionado en un accidente de tránsito, atendido en un establecimiento del Ministerio de Salud (MINSA), en la región Madre de Dios, entre enero del 2010 y noviembre del 2014.

#### **3.3 POBLACIÓN DE ESTUDIO**

La población de estudio estuvo conformada por 1954 individuos que sufrieron alguna lesión en un accidente de tránsito y que fueron atendidos en los establecimientos del MINSA, en la región de Madre de Dios entre enero del 2010 y noviembre del 2014.

#### **3.4 TAMAÑO DE MUESTRA**

La fórmula utilizada en el cálculo de tamaño de la muestra corresponde al usado en el muestreo irrestricto (Scheafer y Mendelhall (1986), pag. 181)

$$n = \frac{P(1 - P)N}{(N - 1)D + P(1 - P)} \quad D = \left( \frac{\varepsilon^2}{Z^2} \right)$$

Donde:

$P = 0,5$  : Tasa de incidencia de accidentes de tránsito

$N = 1954$  : Tamaño de la población

$\varepsilon = 0,02$  : Error relativo

$Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ : Centil correspondiente al nivel de confianza de 95%

Para el cálculo del tamaño final de muestra, se utilizó la siguiente fórmula

$$n_f = \frac{n}{(1 - TNR)}$$

Donde:

$TNR = 0,288$  : Tasa de no respuesta (registros incompletos).

De esta forma, el tamaño final de la muestra, resultó en 1514 registros.

### **3.5 OPERACIONALIZACIÓN DE VARIABLES**

Las variables en estudio, se encuentran definidas en la “Norma técnica de salud para la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidentes de tránsito”, aprobada por el Ministerio de Salud, mediante resolución ministerial N°308-2007/MINSA (Perú, Ministerio de Salud, 2007).

La “Ficha de Vigilancia Epidemiológica de Lesiones por Accidentes de Tránsito” que utiliza la DGE para obtener la información, contiene las variables explicativas de estudio ya operacionalizadas (Ver anexo F).

La operacionalización de la variable respuesta, se encuentra en el apéndice C.

### **3.6 PROCEDIMIENTO DE RECOLECCIÓN DE DATOS**

La Dirección General de Epidemiología (DGE) del Ministerio de Salud (MINSA) en coordinación con las direcciones regionales de salud (DIRESA), realiza la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidentes de tránsito a nivel nacional y en particular para la región de Madre de Dios. Por lo que fue necesario solicitar la base de datos digital para la mencionada región a la DGE - MINSA y a la Oficina Regional de Epidemiología de Madre de Dios (Anexos, G, H e I).

De esta manera, el marco de muestreo estuvo constituido por 1954 registros de vigilancia epidemiológica de lesiones por accidentes de tránsito en la región Madre de Dios ocurridas entre enero de 2010 y noviembre de 2014, enumerados en formato Excel. Los registros del marco muestral, cumplieron

los criterios de inclusión y exclusión que se indican a continuación: Se incluyeron los accidentados que fueron atendidos en los establecimientos del sector salud en la Región de Madre de Dios en el periodo considerado y se excluyeron los registros con datos incompletos y los de víctimas de accidentes de tránsito atendidos en los establecimientos de salud de la Región de Madre de Dios, ocurridos fuera del territorio de esta región.

Para la obtención de datos de la muestra, se utilizó el diseño muestral aleatorio sistemático, donde la unidad de muestreo fue un registro de la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidente de tránsito, que correspondía a una persona víctima de un accidente de tránsito.

### **3.7 PROCESAMIENTO Y ANÁLISIS DE DATOS**

Se realizaron análisis descriptivos univariados utilizando tablas y gráficos estadísticos, se analizaron asociaciones bivariadas, mediante pruebas de independencia chi cuadrado y las asociaciones multivariadas mediante la regresión logística ordinal de “odds” proporcionales parciales.

El procesamiento de datos se realizó utilizando Microsoft Excel, los software estadísticos STATA versión 13 y SPSS versión 19.

### **3.8 ASPECTOS ÉTICOS**

En el presente trabajo de investigación, se han tomado en cuenta los aspectos éticos de la Asociación Médica Mundial (AMM) promulgado en la declaración de Helsinki para la investigación del material humano y de información identificable, puesto que, como se ha menciona en la sección 3.1, los datos son de fuente secundaria y para el desarrollo del trabajo, no fue necesario ninguna identificación personal.

Además, se tomó en consideración la ley N° 29733 “Ley de protección de datos personales” que, en su artículo 14 “Limitaciones al consentimiento para el tratamiento de datos personales” y el ítem 6, que indica que, no se requiere el consentimiento del titular de datos personales para los efectos de su tratamiento cuando se trate de datos personales relativos a la salud y sea necesario para la realización de estudios epidemiológicos o análogos.

## **CAPÍTULO IV**

### **RESULTADOS Y DISCUSIÓN**

#### **4.1 ANÁLISIS DESCRIPTIVO UNIVARIADO**

El estudio se realizó con una muestra aleatoria de 1514 registros de vigilancia epidemiológica de lesiones por accidentes de tránsito, correspondientes al mismo número de personas lesionadas a causa de un accidente de tránsito ocurrido en la región de Madre de Dios entre enero del año 2010 y noviembre del año 2014 y que fueron atendidos en los establecimientos del sector salud (MINSA) de la misma región.

La mayoría de los lesionados (71%) eran de sexo masculino, cuyas edades variaban entre 3 meses y 90 años, con un promedio de 29,9 y una desviación estándar de 15,6 años.

También se ha observado que el 83,6% de lesionados, correspondían a individuos en edad potencial de trabajar (de 15 a 65 años).

Según la ubicación del lesionado al momento del accidente, el 88,1% eran conductores o pasajeros (Tabla 4.1).

**Tabla 4.1 Características demográficas y ubicación de lesionados en accidentes de tránsito. Región Madre de Dios. 2010-2014**

Variable	Número de lesionados	Porcentaje
<b>Edad (en años)</b>		
Menor de 15	219	14,50
De 15 a 29	678	44,90
De 30 a 65	585	38,74
Mayor de 65	28	1,85
<b>Sexo</b>		
Femenino	439	29,00
Masculino	1075	71,00
<b>Ubicación</b>		
En la vía/calle	177	11,86
Pasajero	584	39,14
Conductor	731	48,99

Entre las clasificaciones más frecuentes de lesiones por accidentes de tránsito en la región Madre de Dios entre los años 2010 y 2014, se encuentran los traumatismos de cabeza (36,8%), los traumatismos que afectan múltiples regiones del cuerpo ocupan el segundo lugar con 25,1% (Tabla 4.2).

**Tabla 4.2 Clasificación de lesiones en accidentes de tránsito según CIE-10. Región Madre de Dios. 2010-2014**

Clasificación	Número de lesionados	Porcentaje
Traumatismos de la cabeza	511	36,8
Traumatismos que afectan múltiples regiones del cuerpo	349	25,1
Traumatismos de la rodilla y de la pierna	130	9,4
Traumatismos de parte no especificada del tronco, miembro o región del cuerpo	72	5,2
Traumatismos del tobillo y del pie	53	3,8
Traumatismos del hombro y del brazo	47	3,4
Traumatismos del antebrazo y del codo	45	3,2
Efectos tóxicos de sustancias de procedencia principalmente no medicinal	45	3,2
Accidentes de transporte	32	2,3
Traumatismos de la cadera y del muslo	24	1,7
Otros diagnósticos <sup>(1)</sup>	80	5,8

(1) Traumatismos de: la cadera y muslo, muñeca y mano, del tórax, región lumbosacra; otros efectos no especificados de causas externas; exposición a fuerzas de la naturaleza; factores suplementarios relacionados con causas de morbilidad y de mortalidad clasificadas en otra parte; algunas complicaciones; complicaciones de la atención médica y quirúrgica no clasificadas en otra parte precoces de traumatismos

Los accidentes de tránsito mayoritariamente son ocasionados por vehículos particulares de uso personal o familiar (84,02%) (Tabla 4.3).

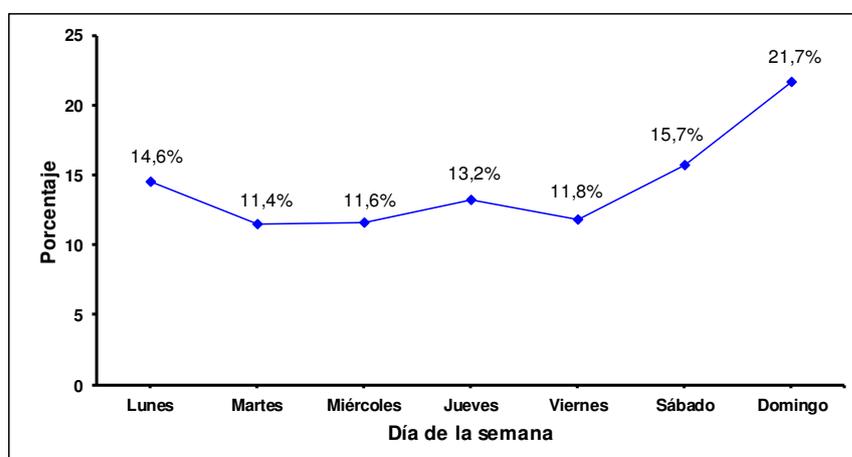
**Tabla 4.3 Lesionados en accidentes de tránsito según características del vehículo. Región Madre de Dios. 2010-2014**

Variable	Número de lesionados	Porcentaje
<b>Condición</b>		
De empresa / institución	155	15,98
Particular	815	84,02
<b>Tipo</b>		
V. M. menor	781	74,38
Automóvil	164	15,62
V. M. mayor	105	10,00

De acuerdo al tipo de vehículo, se observa que las tres cuartas partes del total de lesionados (74,4%), son producidos por motocicletas o motocar (Vehículos motorizados menores). Esto podría explicarse por el mayor uso de este tipo de vehículos debido a las características geográficas del Departamento (Tabla 4.3).

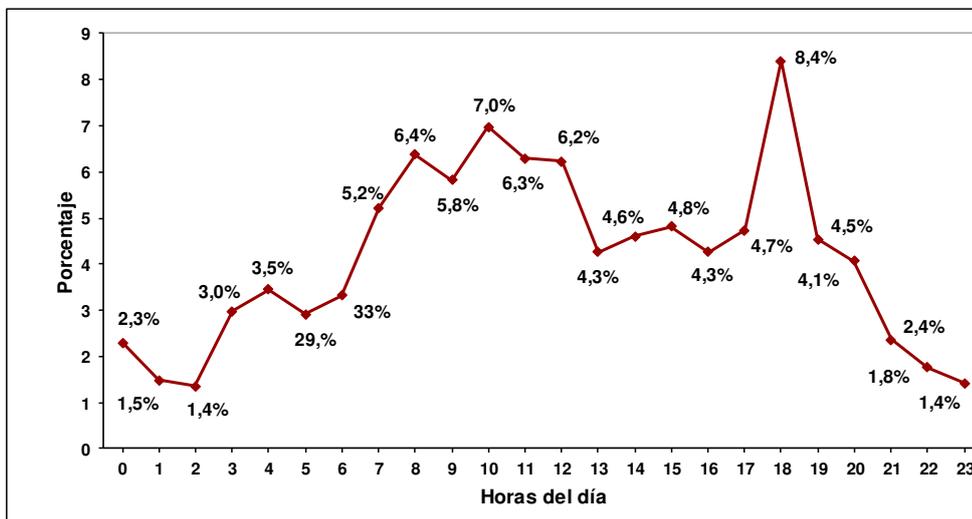
Los días de la semana en que ocurren los accidentes de tránsito, tienen una tendencia creciente de viernes a domingo y permanece relativamente alto el lunes (Gráfico 4.1).

**Gráfico 4.1 Lesionados según el día de ocurrencia del accidente de tránsito. Región Madre de Dios. 2010-2014**



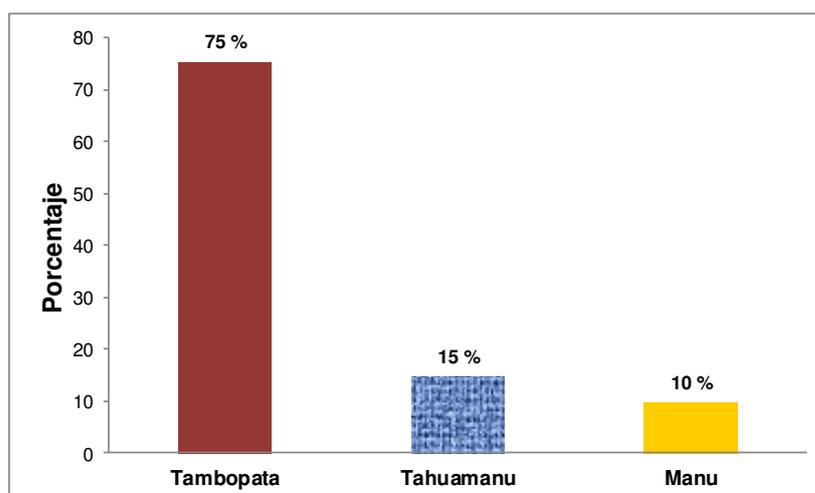
En el gráfico 4.2 se observa que los horarios en que ocurren los accidentes de tránsito están muy relacionados con las características geográficas y climáticas del departamento.

**Gráfico 4.2. Lesionados según la hora de ocurrencia del accidente de tránsito. Región Madre de Dios. 2010-2014**



Es así que, se observa una tendencia marcadamente ascendente de siete a diez de la mañana, posteriormente comienza a descender hasta las cuatro de la tarde, para luego ascender alcanzando el pico más alto a las seis de la tarde, en que se observa la mayor proporción de accidentes (8,4%).

**Gráfico 4.3 Lesionados según provincia de ocurrencia de accidente de tránsito. Región Madre de Dios. 2010-2014**



Según la ubicación geográfica, la mayor proporción de accidentes de tránsito (75,0%) ocurrieron en la provincia de Tambopata, que alberga a más de la

mitad de la población del departamento; seguido por la provincia de Tahuamanu con el 15,0%, y finalmente la provincia de Manu con el 10,0% (Gráfico 4.3 )

Los distritos de Tambopata e Inambari ubicados en la provincia de Tambopata, son los que presentaron la mayor proporción de lesionados, 48,5% y 21,3%, respectivamente (Tabla 4.4).

**Tabla 4.4 Lesionados en accidentes de tránsito según características del entorno. Región madre de Dios. 2010-2014**

<b>Variable</b>	<b>Número de lesionados</b>	<b>Porcentaje</b>
<b>Distrito</b>		
Otro distrito	437	30,22
Inambari	308	21,30
Tambopata	701	48,48
<b>Vía principal</b>		
Calle, jirón o avenida	817	54,98
Carretera	669	45,02
<b>Día</b>		
De martes a viernes	726	48,05
De sábado a lunes	785	51,95
<b>Hora</b>		
De 7 a 20	1131	76,63
De 21 a 6	345	23,37
<b>Tipo de accidente</b>		
Atropello, caída u otro	422	28,81
Volcadura	397	27,10
Choque	646	44,10
<b>Traslado</b>		
Involucrado o tercero	922	62,89
Policía o serenazgo	400	27,29
Ambulancia	144	9,82

Con respecto a la vía de tránsito principal donde ocurrió el accidente, el 55,0% de los lesionados resultaron en accidentes ocurridos en la zona urbana (calles, jirones o avenidas).

El tipo de accidente, el vehículo en movimiento que embistió contra un objeto fijo o en movimiento conocido como choque, fue la causa inicial del accidente que produjo 44,1% de lesionados. El segundo mayor porcentaje de lesionados (27,1%) resultaron a consecuencia de la volcadura del vehículo automotor.

Respecto al traslado del lesionado al establecimiento de salud para su atención, el 90,2% de lesionados fueron trasladados por personas poco especializadas en el cuidado de la salud (ocasionante o terceros (62,9%), el serenazgo o policía (27,3%)) y sólo el 9,8% fueron trasladados por una ambulancia (Tabla 4.4)

El 49,3% de los lesionados fueron atendidos en el Hospital Santa Rosa, ubicado en el distrito y provincia de Tambopata, en segundo lugar lo ocupa el Centro de Salud de Mazuko (21,0%) ubicado en el distrito de Inambari provincia de Tambopata (Tabla 4.5).

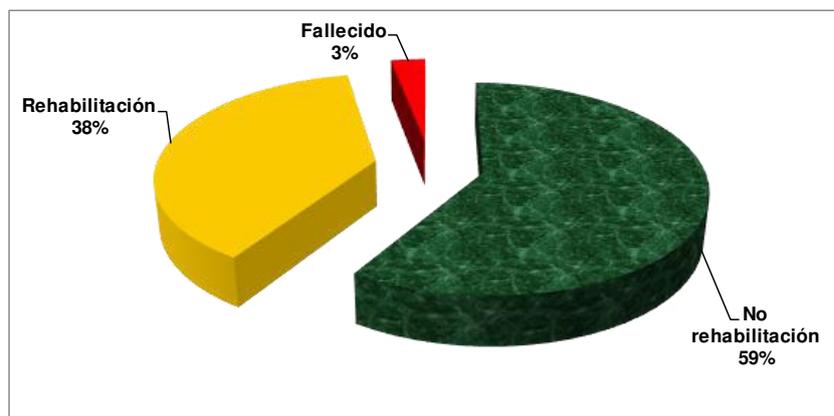
**Tabla 4.5 Lesionados en accidentes de tránsito según establecimiento de salud donde fueron atendidos. Región Madre de dios. 2010-2014**

Establecimiento de salud	Número de lesionados	Porcentaje
Hospital santa Rosa	745	49,3
Centro de salud Mazuko	317	21,0
Hospital San Martín de Porres	177	11,7
Centro de salud Nuevo Milenio	76	5,0
Centro de Salud Salvación	69	4,6
Centro de salud Huepetuhe	44	2,9
Puesto de salud Alto Libertad	23	1,5
Otros establecimientos <sup>(2)</sup>	61	4,0

(2) Centro de salud: Mavila, Alerta, Colorado, Iñapari, Planchon, Jorge Chavez, Laberinto; Puesto de salud: Shintuya, El triunfo, Caychihue, La novia, San Lorenzo, Villa Rocío

En relación a la gravedad de la lesión ocasionada por los accidentes de tránsito, se observa que 59,0% de los lesionados fueron dados de alta no requiriendo rehabilitación ni referencia a otro centro de salud, lo cual implicaría que la lesión sufrida fue leve. El 38,0% requirieron rehabilitación o fueron referidos a un establecimiento de salud de mayor nivel y 3,0% de los accidentados fallecieron (Gráfico 4.4)

**Gráfico 4.4 Lesionados en accidentes de tránsito según gravedad de lesión. Región Madre de Dios. 2010-2014**



## 4.2 ANÁLISIS BIVARIADO

Basado en la teoría epidemiológica de accidentes de tránsito y la matriz de Haddon (sección 2.2.1), en esta etapa se evalúa la asociación entre la gravedad de lesión y las características de: la víctima, del agente y del entorno.

### 4.2.1 Características individuales y gravedad de lesión

En la tabla 4.6 se observa que la gravedad de las lesiones varió significativamente según la edad del individuo ( $p < 0,05$ ).

**Tabla 4.6 Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características demográficas y ubicación del lesionado. Análisis bivariado**

Variable	Muestra	Gravedad de lesión						p <sup>€</sup>
		No rehabilitación		Rehabilitación		Fallecido		
		n	%	n	%	n	%	
<b>Edad (en años)</b>								
Menor de 15	219	153	69,9	63	28,8	3	1,4	0,000
De 15 a 29	678	409	60,3	255	37,6	14	2,1	
De 30 a 65	585	315	53,8	246	42,1	24	4,1	
Mayor de 65	28	14	50,0	10	35,7	4	14,3	
<b>Sexo</b>								
Femenino	439	269	61,3	161	36,7	9	2,1	0,269
Masculino	1075	624	58,0	415	38,6	36	3,3	
<b>Ubicación</b>								
En la vía/calle	177	99	55,9	72	40,7	6	3,4	0,350
Pasajero	584	349	59,8	225	38,5	10	1,7	
Conductor	731	431	59,0	275	37,6	25	3,4	

€ Prueba chi cuadrado significativo al 0,05

Además la mayoría de quienes requieren rehabilitación tienen edades entre 15-29 años (37,6%) y 30-65 años (42,1%). La mayor proporción de fallecimientos ocurre entre los individuos mayores de 65 años de edad (14,3%).

No se observaron diferencias significativas según sexo, ni según ubicación del sujeto en el momento del accidente (Tabla 4.6)

#### 4.2.2 Vehículo y gravedad de lesión

Respecto a las características del vehículo ocasionante del accidente de tránsito, se observa una asociación significativa entre la gravedad de lesión y la condición del vehículo ( $p < 0,05$ ).

**Tabla 4.7 Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del vehículo. Análisis bivariado**

Variable	Muestra	Gravedad de lesión						p <sup>€</sup>
		No rehabilitación		Rehabilitación		Fallecido		
		n	%	n	%	n	%	
<b>Condición</b>								
De empresa/ institución	155	109	70,3	44	28,4	2	1,3	0,006
Particular	815	465	57,1	320	39,3	30	3,7	
<b>Tipo</b>								
V. M. menor	781	487	62,4	277	35,5	17	2,2	0,001
Automóvil	164	83	50,6	72	43,9	9	5,5	
V. M. mayor	105	53	50,5	44	41,9	8	7,6	

€ Prueba chi cuadrado significativo al 0,05

También, se observa asociación significativa de la gravedad de lesiones con el tipo de vehículo ( $p < 0,05$ ). Además, se observa que la mayoría de los lesionados que requirieron rehabilitación, sufrieron accidentes ocasionados por automóviles (43,9%) y vehículos motorizados mayores (41,9%). Respecto a los fallecidos, en la mayoría de los casos, estos fueron causados por vehículos motorizados mayores (7,6%) (Ver tabla 4.7)

#### 4.2.3 Entorno y gravedad de lesión

Respecto al entorno de ocurrencia del accidente, se encontraron diferencias significativas según vía principal de ocurrencia del accidente ( $p < 0,05$ ) y la forma de traslado del lesionado a un establecimiento de salud ( $p < 0,05$ ). No

se observaron diferencias significativas según, el distrito de ocurrencia, el día, la hora del día y el tipo de accidente.

**Tabla 4.8 Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del entorno. Análisis bivariado**

Variable	Muestra	Gravedad de lesión						p <sup>€</sup>
		No rehabilitación		Rehabilitación		Fallecido		
		n	%	n	%	n	%	
<b>Distrito</b>								
Otro distrito	437	253	57,9	171	39,1	13	3,0	0,441
Inambari	308	192	62,3	110	35,7	6	1,9	
Tambopata	701	403	57,5	272	38,6	26	3,7	
<b>Vía principal</b>								
Calle, jirón o avenida	817	544	66,6	255	31,2	18	2,2	0,000
Carretera	669	330	49,3	316	47,2	23	3,4	
<b>Día</b>								
De martes a viernes	726	448	61,7	256	35,3	22	3,0	0,087
De sábado a lunes	785	442	56,3	320	40,8	23	2,9	
<b>Hora</b>								
De 7 a 20	1131	674	59,6	427	37,8	30	2,7	0,235
De 21 a 6	345	192	55,7	139	40,3	14	4,1	
<b>Tipo de accidente</b>								
Atropello, caída u otro	422	224	57,8	165	39,1	13	3,1	0,818
Volcadura	397	235	59,2	154	38,8	8	2,0	
Choque	646	379	58,7	246	38,1	21	3,3	
<b>Traslado del lesionado</b>								
Involucrado o tercero	922	598	64,9	312	33,8	12	1,3	0,000
Policía o serenazgo	400	209	52,3	166	41,5	25	6,3	
Ambulancia	144	59	41,0	81	56,3	4	2,8	

€ Prueba chi cuadrado significativo al 0,05

Además, la mayoría de lesionados que requirieron rehabilitación sufrieron accidentes de tránsito en carreteras (42,7%). Por otra parte, la mayor proporción de lesionados (6,3%) trasladados por la policía, serenazgo o bomberos, fallecieron (Tabla 4.8).

### 4.3 ANÁLISIS MULTIVARIADO

Las categorías de la variable respuesta *gravedad de la lesión* (1: No rehabilitación, 2: Rehabilitación y 3: Fallecido) presentan un orden intrínseco, por esta razón, para explicar su variabilidad según se indica en la sección 2.2.4, es necesario el ajuste de un modelo de regresión logística ordinal.

Sin embargo, una de las condiciones para el uso de este modelo, es el cumplimiento del supuesto de proporcionalidad de “odds”, para todas las

variables explicativas incluidas, de lo contrario los resultados obtenidos podrían ser incorrectos o incompletos (Sasidharan y Menendez, 2014).

En realidad, algunas variables explicativas pueden cumplir el supuesto, mientras que otras no necesariamente, por estar más asociadas con la probabilidad de ocurrencia de algún nivel de lesión (Ver subsección 2.2.4.4.1).

En este estudio se utilizó el modelo de regresión de odds proporcionales parciales, ya que este modelo permite tomar en cuenta el orden de las categorías de la gravedad de lesión y liberar del supuesto de proporcionalidad de odds algunas variables explicativas (Ver subsección 2.2.4.4).

Dado que La gravedad de lesión se operacionalizó considerando tres categorías ( $k=3$ ), el modelo de odds proporcionales parciales estaría formado por dos ecuaciones (submodelos), por lo tanto, el ajuste del modelo implica la estimación de los parámetros de dos submodelos que en adelante denominaremos *paneles de resultados*. El Panel I es similar a un modelo de regresión logístico binario, donde la variable de respuesta se reparametrizó, considerando dos categorías: *no requirió rehabilitación* (categoría de referencia) y las categorías *requirió rehabilitación o fallecido* (unidas constituyen la categoría de interés). Para el segundo panel, las categorías no requirió o requirió rehabilitación (en ambos casos el individuo está vivo, se consideraron como una categoría de referencia, mientras que la categoría fallecido, se asumió como, la categoría de interés.

En las siguientes subsecciones se muestran los resultados de los modelos de regresión ordinal ajustados.

En una primera etapa del análisis se consideraron modelos de regresión ordinal para cada uno de los grupos de factores (características): individuales, del vehículo y del entorno, posteriormente se ajustó un modelo considerando al mismo tiempo los tres tipos de factores.

Previo al ajuste de cada uno de los modelos se realizaron pruebas de hipótesis de proporcionalidad de odds para las categorías de todas las variables incluidas en el modelo.

Para la prueba de bondad de ajuste se utilizó una generalización del estadístico G dado en la sección A.1.13 del apéndice A, adaptado para la regresión logística ordinal

### 4.3.1 Características individuales y gravedad de lesión

A continuación se presentan los resultados del ajuste de un modelo de regresión logística ordinal considerando únicamente las características individuales (demográficas) del individuo involucrado en un accidente de tránsito.

La prueba de wald (Subsección 2.2.4.4.1) indica que el supuesto de proporcionalidad de odds, se verifica para todas las categorías de las variables explicativas consideradas en modelo, con excepción de la categoría edad “mayor de 65” ( $p < 0,05$ ) (Tabla 4.9).

**Tabla 4.9 Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del lesionado - Análisis multivariado (n=1489)**

Variable	Panel I		Panel II		Prueba de paralelismo
	Coef.	p <sup>§</sup>	Coef.	p <sup>§</sup>	p <sup>¶</sup>
<b>Edad</b>					
De 15 a 29	0,506	0,005	0,506	0,005	0,9767
De 30 a 65	0,765	0,000	0,765	0,000	0,1602
Mayor de 65	0,849	0,037	2,363	0,000	0,0054
<b>Sexo</b>					
Masculino	0,082	0,509	0,082	0,509	0,6308
<b>Ubicación</b>					
Pasajero	-0,252	0,152	-0,252	0,152	0,0932
Conductor	-0,314	0,081	-0,314	0,081	0,5095
Umbral	-0,711	0,000	-4,017	0,000	

Prueba de razón de verosimilitud del modelo: Chi-cuadrado = 29,25, g.l. = 7,  $p = 0,0001$

Categorías de referencia: Menor de 15 años, Femenino y ubicación en la vía / calle

§ Prueba z significativo al 0,05

¶ Prueba Wald significativo al 0,05

La prueba de bondad de ajuste del modelo indica que al menos una de las variables incluidas en el modelo explica significativamente la gravedad de las

lesiones ( $p < 0,05$ ). Precisamente, se observan diferencias significativas según el grupo de edad del lesionado ( $p < 0,05$ ) (Tabla 4.9). Por otro lado, no se observaron diferencias significativas en la gravedad de las lesiones con respecto al lugar de ubicación del individuo en el momento del accidente, ni con respecto a su sexo (Tabla 4.9).

### 4.3.2 Vehículo y gravedad de lesión

En este caso, el supuesto de proporcionalidad de odds, se verifica para todas las categorías de las variables explicativas (Tabla 4.10)

**Tabla 4.10 Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del vehículo - Análisis multivariado (n=869)**

Variable	Panel I		Panel II		Prueba de paralelismo
	Coef.	p <sup>§</sup>	Coef.	p <sup>§</sup>	p <sup>§</sup>
<b>Condición</b>					
Particular	0,787	0,000	0,787	0,000	0,344
<b>Tipo</b>					
Automóvil	0,614	0,001	0,614	0,001	0,259
V. M. mayor	0,949	0,000	0,949	0,000	0,228
Umbral	-1,167	0,000	-4,241	0,000	

Prueba de razón de verosimilitud del modelo: Chi-cuadrado = 30,5; g.l. = 3; p = 0,0000

Categorías de referencia : Vehículo de institución / empresa, V.M. menor

§ Prueba Z significativo al 0,05

§ Prueba Wald significativo al 0,05

Globalmente, se observa una asociación significativa entre la gravedad de lesión y las características del vehículo ( $p < 0,05$ ), lo cual indica que, al menos una de las características del vehículo ocasionante del accidente de tránsito, contribuye de manera significativa a explicar la gravedad de lesión.

En la tabla 4.10, se observa que, tanto la condición vehículo como el tipo de vehículo presentan asociación significativa ( $p < 0,05$ ) con la gravedad de lesión.

### 4.3.3 Entorno y gravedad de lesión

El análisis de la proporcionalidad de odds para el modelo que relaciona el entorno y la gravedad de la lesión se observa que únicamente la categoría *traslado de lesionado por policía o serenazgo* no cumple el supuesto de proporcionalidad de odds ( $p < 0,05$ ). (Tabla 4.11).

La evaluación de la bondad del ajuste del modelo indica que al menos una de las características del entorno de ocurrencia del accidente, es significativo ( $p < 0,05$ ), para explicar la gravedad de la lesión.

**Tabla 4.11 Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características del entorno - Análisis multivariado (n=1301)**

Variable	Panel I		Panel II		Prueba de paralelismo
	Coef.	p <sup>§</sup>	Coef.	p <sup>§</sup>	p <sup>§</sup>
<b>Distrito</b>					
Inambari	0,127	0,451	0,127	0,451	0,488
Tambopata	0,239	0,094	0,239	0,094	0,360
<b>Vía principal</b>					
Carretera	0,843	0,000	0,843	0,000	0,553
<b>Día</b>					
De sábado a lunes	0,250	0,030	0,250	0,030	0,490
<b>Hora</b>					
De 7 a 20	-0,139	0,306	-0,139	0,306	0,718
<b>Tipo de accidente</b>					
Volcadura	-0,294	0,063	-0,294	0,063	0,358
Choque	-0,164	0,244	-0,164	0,244	0,732
<b>Traslado</b>					
Policía o serenazgo	0,632	0,000	1,718	0,000	0,001
Ambulancia	0,717	0,000	0,717	0,000	0,840
Umbral	-0,967	0,000	-4,782	0,000	

Prueba de razón de verosimilitud del modelo: Chi-cuadrado = 108,39; g.l. = 10; p = 0,0000

Categorías de referencia: Otro distrito; calle, jirón o avenida; de martes a viernes; de 21 a 6; atropello, caída u otro; involucrado o tercero

§ Prueba Z significativo al 0,005

§ Prueba Wald significativo al 0,05

Un análisis más minucioso, permite determinar que la ocurrencia de accidentes en carreteras implica una gravedad de la lesión significativamente mayor ( $p < 0,05$ ), la ocurrencia de accidentes de lunes a sábado se relaciona con mayor gravedad de lesión ( $p < 0,05$ ) y traslado del accidentado a un centro hospitalario mediante ambulancia o serenazgo está relacionado con una gravedad de la lesión significativamente mayor ( $p < 0,05$ ).

Por otro lado, el tipo de accidente y el distrito de ocurrencia no muestran una asociación significativa con la gravedad de la lesión (Tabla 4.11)

#### **4.3.4 Características individuales, del vehículo, del entorno y gravedad de lesiones.**

Finalmente, se ajustó un modelo considerando los tres tipos de factores, individuales, del vehículo y del entorno donde ocurrió el accidente de tránsito.

En este modelo las categorías edad mayor de 65 años, vehículo motorizado mayor y traslado del lesionado por policía o serenazgo, no cumplen el supuesto de proporcionalidad de odds ( $p < 0,05$ ). En los modelos ajustados en las subsecciones 4.3.1, 4.3.2 y 4.3.3 se observó que la edad del lesionado; la condición del vehículo (particular/oficial), el tipo de vehículo; la vía de ocurrencia del accidente, el día de ocurrencia y el medio de traslado de los lesionados que corresponden a las características de la víctima, del vehículo y del entorno respectivamente, explican significativamente la variabilidad de la gravedad de lesión.

El modelo general, ajustado con las variables indicadas en el párrafo anterior, es significativo ( $p < 0,05$ ), indicando que, al menos una de estas características: de la víctima, del vehículo o del entorno, contribuye de manera significativa para explicar la variabilidad en la gravedad de la lesión.

Es así que, la edad, la condición del vehículo, el tipo de vehículo, la vía de ocurrencia y medio de traslado del lesionado, explican significativamente ( $p < 0,05$ ) la variabilidad de la gravedad de lesión (Tabla 4.12).

**Tabla 4.12 Gravedad de lesión en accidentes de tránsito según características individuales, del vehículo y del entorno - Análisis multivariado (n=839)**

Variable	Panel I		Panel II		Prueba de paralelismo
	Coef.	p <sup>§</sup>	Coef.	p <sup>§</sup>	p <sup>§</sup>
<b>Edad</b>					
De 15 a 29	0,618	0,008	0,618	0,008	0,517
De 30 a 65	0,723	0,002	0,723	0,002	0,991
Mayor de 65	1,145	0,031	2,651	0,000	0,014
<b>Condición del vehículo</b>					
Particular	0,826	0,000	0,826	0,000	0,456
<b>Tipo de vehículo</b>					
Automóvil	0,296	0,156	0,296	0,156	0,532
V. M. mayor	0,341	0,211	1,319	0,007	0,044
<b>Vía</b>					
Carretera	0,633	0,000	0,633	0,000	0,293
<b>Día</b>					
De sábado a lunes	0,229	0,122	0,229	0,122	0,922
<b>Traslado del lesionado</b>					
Policía o serenazgo	0,688	0,000	1,610	0,000	0,024
Ambulancia	1,050	0,000	1,050	0,000	0,803
Umbral	-2,350	0,000	-6,242	0,000	

Prueba de razón de verosimilitud del modelo: Chi-cuadrado = 111,61; g.l. = 13; p = 0,0000

Categorías de referencia: menor de 15 ; de empresa / institución; V. M. menor; calle , jirón o avenida;

de martes a viernes; involucrado o tercero

§ Prueba Z significativo al 0,05

§ Prueba Wald significativo al 0,05

#### 4.3.4.1 Estimación de la razón de odds (OR)

Una forma equivalente de presentar los resultados del ajuste del modelo de regresión logística ordinal de odds proporcionales es mediante indicadores de asociación, por lo que en la tabla 4.13 se presentan los resultados del ajuste expresados en Odds ratio (OR) ajustados y sus intervalos de confianza, para las variables que presentaron una asociación significativa con la gravedad de la lesión y que cumplen el supuesto de proporcionalidad de odds.

Es así que respecto a la edad, considerando como referencia a los menores de 15 años, los lesionados de 15 a 29 tienen 1,86 veces más posibilidades de sufrir accidentes de mayor gravedad (IC(95%):1,18 – 2,92). Mientras que para los del grupo de edad de 30 a 65 años el riesgo se incrementa pues, la chance de una mayor gravedad del accidente es 2,06 veces mayor (IC(95%): 1,30 – 3,27).

**Tabla 4.13 "Odds ratios" ajustados para categorías que cumplen el supuesto de proporcionalidad de "odds"**

Variables	Panel I			Panel II		
	OR <sub>ajustado</sub>	IC (95%)		OR <sub>ajustado</sub>	IC (95%)	
<b>Edad</b>						
De 15 a 29	1,86	1,18	2,92	1,86	1,18	2,92
De 30 a 65	2,06	1,30	3,27	2,06	1,30	3,27
<b>Condición del vehículo</b>						
Particular	2,29	1,48	3,54	2,29	1,48	3,54
<b>Vía de ocurrencia</b>						
Carretera	1,88	1,37	2,58	1,88	1,37	2,58
<b>Traslado de lesionado</b>						
Ambulancia	2,86	1,68	4,86	2,86	1,68	4,86

Categorías de referencia: menor de 15; de empresa / institución; calle, avenida o jirón; involucrado o tercero

Respecto a la condición del vehículo, los lesionados en accidentes de tránsito ocasionados por vehículos particulares, tienen 1,86 (IC(95%): 1,48 – 3,54) veces más posibilidades de sufrir accidentes de mayor gravedad, en comparación a los lesionados en accidentes ocasionados por vehículos de empresas o instituciones.

Con respecto al lugar de ocurrencia del accidente, los lesionados en accidentes de tránsito ocurridos en carreteras, tienen 1,9 (IC (95%): 1,37 – 2,58) veces más posibilidades de sufrir accidentes de mayor gravedad, en comparación a los lesionados en accidentes de tránsito ocurridos en calles, avenidas o jirones.

El modo de traslado lesionado para ser atendido en un establecimiento de salud es de vital importancia. En el análisis de datos se observa que los lesionados trasladados en ambulancia, tienen 2,86 (IC(95%): 1,68 – 4,86) veces mayor la posibilidad de haber sufrido una lesión más grave, comparado con los lesionados que se trasladaron por sí mismos, por el ocasionante o por terceras personas.

#### 4.3.4.2 Estimación de efectos marginales (E.M)

Para las variables explicativas que no cumplen el supuesto de proporcionalidad de los odd, se debe tener cuidado en la interpretación de los coeficientes, para las categorías intermedias de la variable respuesta, puesto que, el signo del coeficiente estimado, no siempre determina la dirección del efecto (Washington y otros, 2010; Wooldridge, 2010). Por esta razón, es necesario estimar el efecto marginal de cada variable explicativa, en cada categoría de la variable respuesta, y así determinar la dirección de efecto en las categorías intermedias.

Como se puede observar en la Tabla 4.12, las categorías mayor de 65 años años, vehículo motorizado mayor, y traslado por la policía o serenazgo, no cumplieran el supuesto de odds proporcionales, por lo que fue necesario calcular los efectos marginales (E.M.) para estas categorías (Williams, 2012).

Según los resultados obtenidos, las personas lesionadas en accidentes de tránsito con edades mayores de 65 años, tienen una mayor probabilidad estimada de fallecer (E.M.=0,154,  $p < 0,05$ ), comparado con los lesionados menores de 15 años.

**Tabla 4.14 Efectos marginales de las categorías que no cumplen el supuesto de proporcionalidad de "odds"**

Variables	Gravedad de lesión					
	No rehabilitación		Rehabilitación		Fallecido	
	E.M	p <sup>¥</sup>	E.M	p <sup>¥</sup>	E.M	p <sup>¥</sup>
<b>Edad</b>						
Mayor de 65	-0,249	0,035	0,095	0,387	0,154	0,034
<b>Tipo de vehículo</b>						
V. M. mayor	-0,076	0,217	0,017	0,780	0,059	0,051
<b>Traslado del lesionado</b>						
Policía o serenazgo	-0,157	0,000	0,102	0,011	0,055	0,002

¥ Prueba Z significativo al 0,05

E.M. Efecto marginal

De manera similar, las personas lesionadas en accidentes de tránsito ocasionados por vehículos motorizados mayores, tienen mayor probabilidad

estimada de fallecer (E.M.=0,059,  $p=0,051$ ), comparado con los lesionados en accidentes de tránsito ocasionados por motocicletas o motocar.

Los lesionados trasladados al establecimiento de salud por la policía o serenazgo, tienen mayor probabilidad estimada de requerir rehabilitación (E.M.=0,102,  $p < 0,05$ ); o fallecer (E.M.=0,055,  $p < 0,05$ ), comparado con los lesionados trasladados por terceras personas o involucradas (ver Apéndice - tabla D)

## 4.4 DISCUSIÓN

La gravedad de las lesiones por accidentes de tránsito presenta asociación con las características del entorno de ocurrencia del accidente, características del vehículo involucrado en el accidente y las características del lesionado, conforme a la teoría epidemiológica de los accidentes de tránsito y la matriz de Haddon para la fase de colisión y post-colisión (Mejías, 2011).

Respecto al sexo del lesionado, algunos estudios indican que el sexo femenino es un factor de riesgo para altos niveles de gravedad de lesiones en accidentes de tránsito (Singleton y otros, 2004; OPS, 2013), mientras que Javouhey y otros (2006), indica que los lesionados del sexo masculino tienen mayor posibilidad de sufrir lesiones graves en los accidentes de tránsito. Por otra parte, López (2007) indica que la importancia del factor sexo como predictor de la gravedad, disminuye conforme aumenta la gravedad o severidad del accidente sufrido. En el presente estudio, no se encontró asociación significativa entre el sexo y la gravedad de lesión, lo cual concuerda con la afirmación de López.

En un estudio realizado por Singleton y otros (2004), se encontró que la edad es uno de los factores de riesgo para altos niveles de gravedad de lesión, así mismo, López (2007) y Hanrahana y otros (2009) indican que el aumento de la edad se asocia fuertemente con el riesgo de sufrir graves lesiones o fallecer. También, en estudios realizados por Sasidharan y Menendez (2014), Wang y otros (2015), se determinó que la probabilidad de ocurrencia de una fatalidad o lesión grave, es alta para personas mayores. En el presente trabajo, se determinó que las personas mayores de 65 años presentan mayor probabilidad de fallecer, lo cual confirmaría que la edad avanzada es un factor de riesgo de graves lesiones en accidentes de tránsito.

En el presente estudio, se encontró asociación entre la gravedad de lesiones y el tipo de vehículo particular. En la revisión de literatura, no se ha podido encontrar resultados contrarios o similares. De alguna forma, la peculiaridad del resultado podría obedecer a dos aspectos, al tipo de vehículo y a la

responsabilidad del conductor. Puesto que, en el ámbito de estudio, los vehículos de uso frecuente son las motocicletas y motocar conducidos por personas que no cumplen con el reglamento de tránsito.

La posibilidad de ocurrencia de lesiones graves o fatales son altas en accidentes de tránsito que involucran vehículos pesados (Sasidharan y Menendez, 2014). Este mismo fenómeno se observa en la presente investigación, puesto que los lesionados en accidentes de tránsito con vehículos motorizados mayores presentaron mayor probabilidad de fallecer. Estos resultados pueden deberse a la enorme potencia destructiva de una gran masa unida a la fuerza de impacto a gran velocidad (Lam, 2004).

Con respecto al lugar de ocurrencia del accidente, Sasidharan y Menendez (2014), indican que la probabilidad de fallecer o sufrir lesión grave, es baja en zonas urbanas. De manera similar Zwerling y otros (2005) indican que la densidad de incidencia de accidentes fatales es superior en zonas rurales con respecto a zonas urbanas. Según estudios de Kmet y otros (2006), la fatalidad por accidente de tránsito, fue mayor en la zona rural comparado con la zona urbana. En el presente estudio, la posibilidad de sufrir mayor gravedad de lesión se encuentra en carreteras en comparación con calles, avenidas o jirones que se encuentran en la zona urbana, lo que concuerda con los resultados obtenidos en estudios previos. Estos resultados posiblemente obedezcan a la oportuna asistencia que tienen las víctimas de accidentes de tránsito en zonas urbanas.

Por otra parte, los lesionados que fueron trasladados al establecimiento de salud por la policía o el serenazgo, presentaron mayores probabilidades de requerir rehabilitación o fallecer.

Los resultados respecto al traslado del lesionado en el presente estudio, indicarían la falta de una atención especializada de parte de las instituciones de salud, hacia las víctimas de accidentes de tránsito, puesto que, según Gutierrez y otros (2014), muchas acciones pueden realizarse para minimizar el impacto de las lesiones producidas; siendo esencial la disponibilidad y eficiencia del cuidado prehospitalario y hospitalario.

Según Gutierrez y otros (2014), en Perú la mayor parte de discapacitados por accidentes de tránsito son personas en edades económicamente productivas. Por otra parte, según Miranda y otros (2014), la creciente incidencia de los accidentes de tránsito en Perú, afirma su creciente amenaza para la salud pública.

Es así que, los accidentes de tránsito en Perú constuirían un costo a la sociedad en términos de pérdida de vidas humanas, pérdida de productividad, gasto económico al estado por la atención médica a las víctimas, entre otros.

Para coadyuvar a la solución de este problema, se hace necesario la identificación de los factores asociados con la mayor o menor gravedad de lesiones a consecuencia de los accidentes de tránsito.

Sasidharan y Menendez (2014), Wang y otros (2008), Wang y otros (2015) utilizaron el modelo de odds proporcionales parciales, para identificar los factores asociados con la mayor o menor gravedad de lesiones por accidentes de tránsito. De la misma forma, Mooradian y otros (2013) indican que el modelo de odds proporcionales parciales, presenta mejor ajuste a comparación de otros modelos, en el estudio de la gravedad de lesión por accidentes de tránsito. En el presente estudio también, el uso de este modelo permitió una mejor identificación de los factores de riesgo asociados con la mayor gravedad de lesión

## CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Basado en la teoría epidemiológica de los accidentes de tránsito, a partir de datos de vigilancia epidemiológica de lesiones por accidentes de tránsito en la Región de Madre de Dios, utilizando la regresión logística ordinal, se ha determinado que las características individuales del lesionado, del vehículo y del entorno, presentan asociación con la gravedad de lesión.

La edad del lesionado presenta asociación con la gravedad de lesión. Además, la edad mayor de 65 años, es un factor de riesgo del mayor nivel de gravedad de lesión.

El tamaño y condición del vehículo ocasionante del accidente de tránsito, presentan asociación con la gravedad de lesión. Además, los vehículos motorizados mayores (microbuses, camiones o trailer) son factores de riesgo para el mayor nivel de gravedad de lesión.

El medio de traslado del lesionado se asocia con la gravedad de lesión. Además, los lesionados trasladados al establecimiento de salud por la policía o serenazgo, tienen mayor probabilidad de requerir rehabilitación o fallecer.

En el Perú, la gravedad de lesiones a consecuencia de los accidentes de tránsito, es un problema de salud pública vigente y una amenaza para el futuro. Por lo que se hace necesario su intervención para reducir o controlar. Para este propósito se hace necesario identificar las características asociadas a este problema.

El modelo de odds proporcionales parciales surge como una técnica de análisis de datos, útil para la identificación de los factores asociados con la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito, permitiendo identificar los factores de riesgo asociados con la mayor gravedad de lesiones así como los factores protectores.

Sería importante continuar con este trabajo, incluyendo variables explicativas consideradas importantes en la literatura como por ejemplo la velocidad del

vehículo, el consumo de alcohol o drogas, características del individuo causante del accidente, entre otros, para lo cual sería necesario modificar la ficha de vigilancia epidemiológica de lesiones por accidentes de tránsito utilizada por la DGE - MINSA. Así mismo, sería recomendable mejorar el registro de datos a fin de favorecer el desarrollo de futuras investigaciones.

También, sería recomendable desarrollar trabajos de investigación que permitan determinar el perfil epidemiológico de los accidentes de tránsito no sólo en la región de Madre de Dios, si no a nivel nacional a fin de reducir su ocurrencia mediante la prevención primaria.

En la revisión bibliográfica no se ha podido encontrar información sobre el análisis de residuos para modelos de regresión logística ordinal, por lo que, se considera importante que en próximos trabajos de investigación se aborde este.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. AGRITOURISM, I. F. (2005). *A Guide for Tennessee Farmers*. Recuperado el 17 de junio de 2014, de:  
<https://www.extension.purdue.edu/extbusiness/stories/PB1754.pdf>
2. Al-Ghamdi, A. S. (2002). Using logistic regression to estimate the influence of accident factors on accident severity. *Accident Analysis & Prevention, 34(6)*, 729–741.
3. Álvarez, F. J., González Briones, E., & Robledo de Dios, T. (2004). *Cuaderno didáctico sobre educación vial y salud*. Madrid, Ministerio de Educación y Ciencia: Ministerio de Sanidad y Consumo. Recuperado el 12 de Noviembre de 2014, de:  
<http://www.msssi.gob.es/ciudadanos/accidentes/docs/medioEscolar.pdf>
4. Anderson, J. A. (1984). Regression and ordered categorical variables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 1-30.
5. Aristizábal, D., González, G., Suárez, J. F., & Roldán, P. (2012). Factores asociados al trauma fatal en motociclistas en Medellín, 2005-2008. *Biomédica, 32(2)*, 3-37.
6. Ato, M., Loslilla, J., Navarro, J., Palmer, A., & Rodrigo, M. (2005). *Modelo lineal generalizado*. Documenta universitaria.
7. Bambarem Alatrística, C. (2004). Características epidemiológicas y económicas de los casos de accidentes de tránsito atendidos en el Hospital Nacional Cayetano Heredia. *Revista Médica Herediana, 15(1)*, 30-36.
8. Banco mundial. (2014). *Country and Lending Groups*. Recuperado el 19 de noviembre de 2014, de:  
<http://data.worldbank.org/about/country-and-lending-groups>
9. Caiaffa, W. T. (2009). Regressão logística ordinal em estudos epidemiológicos. *Rev Saúde Pública, 43(1)*, 183-194.
10. Charnes, A., Frome, E. L., & Yu, P. L. (1979). The equivalence of generalizad least squares and maximun likelihood estimates in the exponential family. *Journal of the American Statistical Association, 71(353)*, 169-171.
11. Choquehuanca-Vilca, V., Cárdenas-García, F., Collazos-Carhuay, J., & Mendoza-Valladolid, W. (2010). Perfil epidemiológico de los accidentes de tránsito en el Perú, 2005-2009. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública, 27(2)*, 162-169.

12. Chú García, M. (2014). Características de los accidentes de tránsito terrestres y sus consecuencias médicas físicas inmediatas en las personas involucradas que son atendidas en el hospital de emergencias José Casimiro Ulloa. Ministerio de Salud Enero a diciembre del 2010. Recuperado el 23 de marzo del 2014 de:  
[http://cybertesis.unmsm.edu.pe/bitstream/cybertesis/3996/1/Ch%C3%BA\\_gm.pdf](http://cybertesis.unmsm.edu.pe/bitstream/cybertesis/3996/1/Ch%C3%BA_gm.pdf)
13. Delen, D., Sharda, R., & Bessonov, M. (2006). Identifying significant predictors of injury severity in traffic accidents using a series of artificial neural networks. *Accident Analysis & Prevention*, 38(3), 434-444.
14. Elvik, R., Høy, A., Vaa, T., & Sørensen, M. (2009). *The handbook of road safety measures*. Emerald Group Publishing.
15. Espinoza, J. M. (2011). Atención básica y avanzada del politraumatizado. *Acta Médica Peruana*, 28(2), 105-111.
16. Evans, L., & Frick, M. C. (1988). Seating position in cars and fatality risk. *American Journal of Public Health*, 78(11), 1456-1458.
17. Fienberg, S. E. (2007). *The analysis of cross-classified categorical data*. Springer Science & Business Media.
18. Fundación Francisco Ferrer. (1995). *Los accidentes de tráfico una problemática juvenil*. Barcelona.
19. Gutierrez, C., Romaní, F., Wong-Chero, P., & Montenegro-Hidrogo, J. J. (2014). Perfil epidemiológico de la discapacidad por accidentes de tránsito en el Perú, 2012. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 31(2), 267-273.
20. Haddon Jr, W. (1980). Advances in the epidemiology of injuries as a basis for public policy. *Public health reports*, 95(5), 411.
21. Haddon Jr, W., & Baker, S. P. (1981). Injury control (No. HS-032 536).
22. Hanrahan, R. B., Layde, P. M., Zhu, S., Guse, C. E., & Hargarten, S. W. (2009). The Association of Driver Age with Traffic Injury Severity in Wisconsin. *Traffic Injury Prevention* 10(4), 361-367.
23. Hidalgo-Solórzano, E. D., Híjar, M., Blanco-Muñoz, J., & Kageyama-Escobar, M. D. (2005). Factores asociados con la gravedad de lesiones ocurridas en la vía pública en Cuernavaca, Morelos, México. *salud pública de México*, 47(1), 30-38.
24. Híjar, M. C., Flores, M. E., & López, V. (1996). Cinturón de seguridad y gravedad de lesiones en accidentes de tráfico en carretera. *Salud pública de México*, 38(2), 118-127.

25. Hosmer Jr, D. W., & Lemeshow, S. (2004). *Applied logistic regression*. John Wiley & Sons.
26. Huelke, D. F., & Compton, C. P. (1995). The effects of seat belts on injury severity of front and rear seat occupants in the same frontal crash. *Accident Analysis & Prevention*, 27(6), 835-838.
27. Javouhey, E., Guérin, A.-C., & Chiron, M. (2006). Incidence and risk factors of severe traumatic brain injury resulting from road accidents: a population-based study. *Accident Analysis & Prevention*, 38(2), 225-233.
28. Kmet, L., & Macarthur, C. (2006). Urban–rural differences in motor vehicle crash fatality and hospitalization rates among children and youth. *Accident Analysis & Prevention*, 38(1), 122-127.
29. Lam, L. T. (2004). Environmental factors associated with crash-related mortality and injury among taxi drivers in New South Wales, Australia. *Accident Analysis & Prevention*, 36(5), 905-908.
30. Liu, X. (2014). Fitting Stereotype Logistic Regression Models for Ordinal Response Variables in Educational Research (Stata). *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 13(2), 31.
31. Long, J. S. (2012). Regression models for nominal and ordinal outcomes. *Regression Models*.  
Recuperado el 10 de enero del 2015 de:  
[http://www.indiana.edu/~jslsoc/files\\_research/cdanor/Long%20-%20Nominal%20Ordinal%20Regression%20Models%20-%202012-05-29.pdf](http://www.indiana.edu/~jslsoc/files_research/cdanor/Long%20-%20Nominal%20Ordinal%20Regression%20Models%20-%202012-05-29.pdf)
32. Long, J. S., & Freese, J. (2006). *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Stata press.
33. López, C. D. (2007). Factores de riesgo de mortalidad y morbilidad en accidentes de tráfico de ciclomotores y motocicletas.  
Recuperado el 27 de octubre de 2014, de:  
<http://digibug.ugr.es/bitstream/10481/1400/1/16544390.pdf>
34. Lunt, M. (2005). Prediction of ordinal outcomes when the association between predictors and outcome differs between outcome levels. *Statistics in medicine*, 24(9), 1357-1369.
35. Lunt, M., & Unit, A.R.C.E. (2001). Stereotype ordinal regression. *Stata Technical Bulletin*, 61, 12-18.
36. McCullagh, P. (1980). Regression models for ordinal data. *Journal of the royal statistical society. Series B (Methodological)* , 109-142.

37. McKelvey, R. D., & Zavoina, W. (1975). A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of mathematical sociology*, 4(1), 103-120.
38. Mejías, E. J. (2011). Estudio de la movilidad, accidentalidad y sus factores asociados en estudiantes de la Universidad de Granada. Editorial de la Universidad de Granada.  
Recuperado el 27 de octubre de 2014, de:  
<http://digibug.ugr.es/bitstream/10481/15731/1/19806541.pdf>
39. Miranda, J. J., López-Rivera, L. A., Quistberg, D. A., Rosales-Mayor, E., Gianella, C., Paca-Palao, A., ... & PIAT Working Group. (2014). Epidemiology of road traffic incidents in Peru 1973–2008: incidence, mortality, and fatality.
40. Miranda, J. J., Rosales-Mayor, E., Quitsberg, D. A., Paca-Palao, A., Gianella, C., Perel, P.,... & PIAT Working Group. (2013). Patient perspectives on the promptness and quality of care of road traffic incident victims in Peru: a cross-sectional, active surveillance study. *F1000Research*, 2.
41. Mooradian, J., Ivan, J. N., Ravishanker, N., & Hu, S. (2013). Analysis of driver and passenger crash injury severity using partial proportional odds models. *Accident Analysis & Prevention*, 58, 53-58.
42. Morales Fernández, D. E. (2013). Factores de riesgo de muerte por traumatismo encefalocraneano severo en accidentes de tránsito atendidos en los Hospitales de Trujillo durante los años 2004-2011.  
Recuperado el 12 de junio del 2015, de:  
<http://dspace.unitru.edu.pe/xmlui/handle/123456789/635>
43. Muñana-Rodríguez, J. E., & Ramírez-Elías, A. (2014). Escala de coma de Glasgow: origen, análisis y uso apropiado. *Enfermería universitaria*, 11(1), 24-35.
44. Organización mundial de la salud. (2009). *Informe sobre la situación mundial de la seguridad vial: es hora de pasar a la acción*.
45. Organización mundial de la salud. (2013). *Informe sobre la situación mundial de la seguridad vial 2013 Apoyo al decenio de acción*.  
Recuperado el 07 de noviembre de 2014, de:  
[http://who.int/violence\\_injury\\_prevention/road\\_safety\\_status/2013/report/summary\\_es.pdf?ua=1](http://who.int/violence_injury_prevention/road_safety_status/2013/report/summary_es.pdf?ua=1)
46. Organización Panamericana de la Salud. (2013). *Datos sobre la seguridad vial en la Región de las Américas, 2013*.  
Recuperado el 25 de Agosto de 2014, de:

[http://www.who.int/violence\\_injury\\_prevention/road\\_safety\\_status/2013/report/factsheet\\_paho\\_es.pdf](http://www.who.int/violence_injury_prevention/road_safety_status/2013/report/factsheet_paho_es.pdf)

47. Osoro, M. E., Ng, Z., Oundo, J., Omolo, J., & Luman, E. (2011). Factors associated with severity of road traffic injuries, Thika, Kenya. *Pan African medical journal*, 8(1).
48. Peiró-Pérez, R., Seguí-Gómez, M., Pérez-González, C., Miralles-Espí, M., López-Maside, A., & Benavides, F. G. (2006). Lesiones por tráfico, de ocio y domésticas y laborales. Descripción de la situación en España. *Gaceta Sanitaria*, 20,, 32-40.
49. Permica, J. M., LeBlanc, J. C., Soto-Castellares, G., Donroe, J., Carhuancho-Meza, B. A., Rainham, D. G., & Gilman, R. H. (2012). Risk factors predisposing to pedestrian road traffic injury in children living in Lima, Peru: a case-control study. *Archives of disease in childhood*, 97(8), 709-713.
50. Perú, Ministerio de salud. (2007). Norma técnica de salud para la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidentes de tránsito. Lima: MINSA. Obtenido de Lima: MINSA.  
Recuperado el 14 de agosto del 2013, de:  
<http://www.dge.gob.pe/normas/rm/2007/RM308-2007.pdf>
51. Peterson, B., & Harrell Jr, F. E. (1990). Partial proportional odds models for ordinal response variables. *Applied statistics*, 205-217.
52. Policía Nacional del Perú. (2011). *ANUARIO ESTADÍSTICO 2010*. Recuperado el 21 de diciembre de 2013, de:  
<https://www.pnp.gob.pe/documentos/ANUARIO%20PNP%202010.pdf>
53. Policía Nacional del Perú. (2014). *ANUARIO ESTADÍSTICO 2012*. Recuperado el 20 de diciembre de 2014, de:  
[https://www.pnp.gob.pe/documentos/anuario\\_estadistico\\_PNP\\_2012.pdf](https://www.pnp.gob.pe/documentos/anuario_estadistico_PNP_2012.pdf)
54. Real Academia Española. (2001). *Diccionario de la lengua española*. Recuperado el 26 de octubre de 2014, de <http://www.rae.es/>
55. Rojas Medina, Y., & Arias Coronel, M. E. (2013). *Análisis epidemiológico de las lesiones causadas por accidentes de tránsito en el Perú, 2013*. Recuperado el 30 de octubre de 2014, de:  
<http://www.dge.gob.pe/portal/docs/tools/AsistransitoPeru2013.pdf>
56. Salas Ojeda, M. I. (2007). Factores pronóstico de la condición clínica al alta hospitalaria de pacientes con contusión cerebral post trauma: Hospital María Auxiliadora, 2007.  
Recuperado el 26 de junio de 2015, de:  
<http://200.62.146.130/handle/cybertesis/2939>

57. Sánchez Cantalejo, E. (2000). *Regresión logística en salud pública*. Escuela Andaluza de Salud Pública. Granada.
58. Sasidharan, L., & Menendez, M. (2014). Partial proportional odds model—An alternate choice for analyzing pedestrian crash injury severities. *Accident Analysis & Prevention, 72*, 330-340.
59. Scott Long, J. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Sage publications.
60. Singleton, M., Qin, H., & Luan, J. (2004). Factors Associated with Higher Levels of Injury Severity in Occupants of Motor Vehicles That Were Severely Damaged in Traffic Crashes in Kentucky, 2000-2001. *Traffic Injury Prevention, 5*(2), 144-150.
61. Smith, K. M., & Cummings, P. (2004). Passenger seating position and the risk of passenger death or injury in traffic crashes. *Accident Analysis & Prevention, 36*(2), 257-260.
62. Wackerly, D. D., Mendenhall, W., Scheaffer, R. L., Muñoz, J. R., & Hernández, A. (2010). *Estadística matemática con aplicaciones*. Cengage Learning Editores.
63. Wang, C., Lu, L., & Lu, J. (2015). Statistical Analysis of Bicyclists' Injury Severity at Unsignalized Intersections. *Traffic Injury Prevention, 16*(5), 507-512.
64. Wang, X., & Abdel-Aty, M. (2008). Analysis of left-turn crash injury severity by conflicting pattern using partial proportional odds models. *Accident Analysis & Prevention, 40*(5), 1674-1682.
65. Washington, S. P., Karlaftis, M. G., & Mannering, F. L. (2010). *Statistical and econometric methods for transportation data analysis*. CRC press.
66. Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *Stata Journal, 6*(1), 58-82.
67. Williams, R. (2012). Using the margins command to estimate and interpret adjusted predictions and marginal effects. *Stata Journal, 12*(2), 308.
68. Wong, P., & Gutiérrez, C. (2010). Autorreporte de accidentes de tránsito en una encuesta nacional en la población urbana de Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública, 27*(2), 170-78.
69. Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
70. Zwerling, C., Peek-Asa, C., Whitten, P. S., Choi, S. W., Sprince, N. L., & Jones, M. P. (2005). Fatal motor vehicle crashes in rural and urban areas: decomposing rates into contributing factors. *Injury Prevention, 11*(1), 24-28.

## ANEXOS

### A. REGRESIÓN LOGÍSTICA BINARIA Y MULTINOMIAL

#### A.1 REGRESIÓN LOGÍSTICA BINARIA

La regresión logística es un método de análisis de datos empleado para describir la relación entre una variable respuesta categórica binaria y un conjunto de variables explicativas continuas y/o categóricas.

Puesto que la variable respuesta  $Y$  en la regresión logística es categórica, es preciso indicar que, cuando ésta es dicotómica, su descripción se realiza mediante la “proporción” de casos que pertenecen a una categoría. Así, si denotamos con  $Y=1$  la categoría de interés, la proporción de casos,  $\pi(0 \leq \pi \leq 1)$  correspondientes a esta categoría, se expresa por:

$$\pi = \frac{N_1}{N} \quad (\text{A.1.1})$$

Siendo  $N_1$  la cantidad de casos que poseen la característica de interés ( $Y=1$ ) y  $N = N_1 + N_2$  el tamaño poblacional.

El valor de  $\pi$ , bajo la definición de probabilidad como frecuencia relativa, se puede interpretar como “la frecuencia relativa de ocurrencia de la característica de interés”.

##### A.1.1 Modelo de regresión logística binaria

En el análisis de regresión simple, la media de la variable respuesta dado un valor de la variable explicativa  $X=x$ , es dado por:  $E(Y/x) = \beta_0 + \beta_1 x$ . Si la variable respuesta es dicotómica con distribución Bernoulli con media  $\pi$ , su esperanza condicional se expresaría como:

$$E(Y/x) = \pi(x) = \beta_0 + \beta_1 x \quad (\text{A.1.2})$$

Puesto que el vector de parámetros  $(\beta_0, \beta_1) \in \mathbb{R}^2$ , entonces el predictor lineal  $\beta_0 + \beta_1 x$  puede tomar cualquier valor real. Por otra parte el parámetro  $\pi$  sólo puede tomar valores en  $[0,1]$ ; por lo tanto la relación (A.1.2) carecería de sentido.

Para superar este inconveniente, se considera la transformación  $\ln \left[ \frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} \right] \in \mathbb{R}$ , puesto que  $\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}$  puede tomar cualquier valor en el intervalo  $(0, +\infty)$ .

Luego el modelo de regresión para respuesta binaria se puede expresar como:

$$\ln \left[ \frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 x \quad (\text{A.1.3})$$

La transformación  $\ln \left[ \frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} \right]$ , se denomina transforma logit y se denota por

$$g(x) = \text{logit}(\pi(x)) = \ln \left[ \frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} \right].$$

Así, a partir de la ecuación (A.1.3), el modelo de regresión logística se puede expresar como:

$$\pi(x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} \quad (\text{A.1.4})$$

La elección de la distribución logística para el análisis de una variable respuesta dicotómica, se apoya en su uso fácil desde el punto de vista matemático y por la interpretabilidad de sus resultados.

Si las categorías de la variable explicativa  $X$ , se codifican con 0 y 1. El logit para  $X=0$ , según la ecuación (A.1.3) es:

$$\ln \left[ \frac{\pi_0}{1-\pi_0} \right] = \beta_0 + \beta_1(0) = \beta_0 \quad (\text{A.1.5})$$

Donde  $\pi_0$  es la probabilidad que ocurra la característica de interés  $Y = 1$  cuando la variable explicativa es  $X = 0$ . Luego  $\frac{\pi_0}{1-\pi_0}$  denominado “odds”, es la chance o ventaja de ocurrencia de la característica de interés, cuando  $X = 0$ . Por lo tanto,  $\beta_0$  es el logaritmo del “odds”

Por otra parte, si  $X = 1$ , el logit dado en la ecuación (A.1.3) es:

$$\ln \left[ \frac{\pi_1}{1-\pi_1} \right] = \beta_0 + \beta_1(1) = \beta_0 + \beta_1 \quad (\text{A.1.6})$$

Donde  $\pi_1$  es la probabilidad que ocurra la característica de interés  $Y = 1$  cuando  $X = 1$ . Luego  $\frac{\pi_1}{1-\pi_1}$ , es la chance o ventaja de ocurrencia de la característica de interés cuando  $X = 1$ .

Restando la ecuación (A.1.5) de (A.1.6), y, después de algunas operaciones se tiene

$$\ln \left[ \frac{\pi_1}{1-\pi_1} \right] - \ln \left[ \frac{\pi_0}{1-\pi_0} \right] = \ln \left[ \frac{\frac{\pi_1}{1-\pi_1}}{\frac{\pi_0}{1-\pi_0}} \right] = \ln[OR] = \beta_1 \quad (\text{A.1.7})$$

Por lo tanto,  $\beta_1$ , corresponde al logaritmo del cociente de “odds” o es el logaritmo del “odds ratio”. Como se puede observar, los parámetros del modelo no tienen interpretación inmediata; sin embargo, a partir de la expresión (A.1.7) se puede obtener el “odds ratio” (OR) como

$$OR = e^{\beta_1} \quad (\text{A.1.8})$$

El cual, es una medida de asociación de variables, que si tiene interpretación inmediata.

Si  $\beta_1 = 0$ ; a partir de (A.1.4) se puede decir que el valor esperado de  $Y$ , dado un valor de  $X = x$ , es constante ( $E(Y/x) = \pi(x) = \frac{e^{\beta_0}}{1+e^{\beta_0}}$ ). Es decir, el hecho

que  $\beta_1 = 0$ , significa que la variable respuesta  $Y$ , y la variable explicativa  $X$  son independientes.

De otra forma, si se reemplaza  $\beta_1 = 0$  en (A.1.8), el odds ratio resultante es 1, es decir, si  $OR = 1$ , la variable respuesta  $Y$ , y la variable explicativa  $X$  son independientes.

### A.1.2 Ajuste del modelo

Supongamos que se tiene una muestra de  $n$  pares de observaciones  $\{(x_i, y_i), i = 1, 2, \dots, n\}$  donde  $y_i$  es el valor de la variable respuesta dicotómica,  $x_i$  es el valor de la variable explicativa correspondiente al  $i$ -ésimo sujeto.

Para ajustar el modelo de regresión dado en (A.1.4), al conjunto de datos indicados, se requiere la estimación de los parámetros desconocidos  $\beta_0, \beta_1$ .

Dado que el modelo de regresión logística binaria, es miembro de la familia de los modelos lineales generalizados, la estimación de parámetros se realiza por el método de máxima verosimilitud iterativo mediante los algoritmos de Newton Raphson y Score de Fisher.

La función de verosimilitud a ser utilizado es:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \left[ y_i \ln \{ \pi(x_i) \} + (1 - y_i) \ln \{ 1 - \pi(x_i) \} \right] \quad (\text{A.1.9})$$

Donde,  $\pi(x_i)$  es la contribución del par  $(x_i, y_i)$  a la función de verosimilitud cuando  $y_i = 1$ . En cambio  $1 - \pi(x_i)$ , es la contribución a la función de verosimilitud de un par con  $y_i = 0$ .

Los estimadores de máxima verosimilitud y de mínimos cuadrados son equivalentes (Charnes, Frome, y Yu, 1979), por lo que la estimación de parámetros del modelo de regresión se realiza utilizando el segundo método.

Denotando con  $\hat{\beta}_0$  y  $\hat{\beta}_1$  los estimadores de  $\beta_0$  y  $\beta_1$  que maximizan el logaritmo de la función de verosimilitud (A.1.9), el modelo de regresión logística ajustado es:

$$\hat{\pi}(x) = \frac{e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x}}{1 + e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x}} \quad (\text{A.1.10})$$

### A.1.3 Evaluación de la bondad de ajuste

Para determinar si una variable explicativa en el modelo está “significativamente” relacionada a la variable respuesta, se deben comparar los valores observados de la variable respuesta con los valores estimados por los modelos con y sin variable explicativa (modelo nulo).

En el contexto de los modelos lineales generalizados, para la evaluación de la bondad de ajuste se utiliza la desviación, que es el cociente de la verosimilitud del modelo propuesto y el modelo saturado<sup>5</sup>

$$D = -2 \ln \left[ \frac{\text{verosimilitud de modelo ajustado}}{\text{verosimilitud de modelo saturado}} \right] \quad (\text{A.1.11})$$

La cantidad dentro de los corchetes se denomina razón de verosimilitud. La multiplicación por  $-2 \ln$  es necesaria para obtener una estadística cuya distribución de probabilidades se aproxime a una chi cuadrada.

Para evaluar la significancia de una variable explicativa, se compara la desviación  $D$ , con y sin la variable independiente en el modelo.

El cambio en la desviación debido a la inclusión de la variable independiente en el modelo, es dada por:

$$G = D(\text{modelo sin la variable}) - D(\text{modelo con la variable}) \quad (\text{A.1.12})$$

Debido a que la verosimilitud del modelo saturado es común en la definición de las desviaciones para los modelos con y sin la variable explicativa, la expresión equivalente al cambio de desviación (A.1.12), es

---

<sup>5</sup> El modelo saturado, es aquel modelo que tiene tantos parámetros como observaciones. Por lo tanto reproduce exactamente las observaciones realizadas.

$$G = -2 \ln \left[ \frac{\text{verosimilitud sin la variable}}{\text{verosimilitud con la variable}} \right] \quad (\text{A.1.13})$$

Bajo la hipótesis de que el coeficiente asociado con la variable explicativa  $\beta_1$  es igual a cero, la estadística  $G$  sigue una distribución chi cuadrado con 1 grado de libertad para una muestra suficientemente grande.

Otra estadística de prueba que se puede usar para evaluar la significancia de las variables explicativas es la prueba de Wald, dada por:

$$W = \left( \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{SE}(\hat{\beta}_1)} \right)^2 \quad (\text{A.1.14})$$

Donde  $\hat{\beta}_1$  es el estimador de máximo verosímil de  $\beta_1$ , con error estándar estimado  $SE(\hat{\beta}_1)$ , cuya definición general se da en (A.1.25). El estadístico dado en (A.1.14), bajo la hipótesis  $\beta_1 = 0$ , sigue una distribución chi cuadrado con un grado de libertad.

#### A.1.4 Estimación por intervalos de confianza

La estimación por intervalos para los coeficientes del modelo de regresión logística se basa en el supuesto de normalidad asintótica de los coeficientes estimados (normalidad asintótica de los estimadores máximo verosímiles). Así, para el intercepto, los límites del intervalo estimado a un nivel de confianza del  $100(1-\alpha)\%$  son:

$$\hat{\beta}_0 \pm z_{1-\alpha/2} SE(\hat{\beta}_0) \quad (\text{A.1.15})$$

Y para la pendiente

$$\hat{\beta}_1 \pm z_{1-\alpha/2} SE(\hat{\beta}_1) \quad (\text{A.1.16})$$

El intervalo de confianza estimado para el  $OR$  definido en (A.1.8) es:

$$\exp \left[ \hat{\beta}_1 \pm z_{1-\alpha/2} SE(\hat{\beta}_1) \right] \quad (\text{A.1.17})$$

En forma general, si la variable explicativa  $X$  toma dos valores diferentes tales como  $x_1$  y  $x_2$ , entonces, el OR correspondiente es:

$$OR = e^{(x_2 - x_1)\beta_1} \quad (\text{A.1.18})$$

Con intervalo de confianza estimado, dado por:

$$\exp\left[(x_2 - x_1)\hat{\beta}_1 \pm |x_2 - x_1| z_{1-\alpha/2} SE(\hat{\beta}_1)\right] \quad (\text{A.1.19})$$

En las estimaciones de los intervalos de confianza,  $Z_{1-\alpha/2}$  es el cuantil asociado con el percentil  $1-\alpha/2$  en una distribución normal estándar

### A.1.5 Modelo de regresión logística múltiple

La regresión logística simple se puede generalizar para  $p$  variables explicativas  $X^T = (x_1, x_2, \dots, x_p)$ . El modelo logit múltiple es dado por:

$$g(X) = \ln\left(\frac{\pi(X)}{1-\pi(X)}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (\text{A.1.20})$$

Por lo que, el modelo de regresión logística múltiple se expresa como:

$$\pi(X) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p}} \quad (\text{A.1.21})$$

Donde  $\pi(X) = P(Y=1/X)$  es la probabilidad condicional que ocurra el evento de interés  $Y=1$ , dado que  $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_p = x_p$ .

Una variable explicativa categórica, no puede ser incluida directamente en el modelo, porque los números utilizados representando sus niveles, son simplemente identificadores sin ningún significado cuantitativo; en esta situación, una variable explicativa con  $k$  categorías, se puede transformar en  $k-1$ , variables artificiales, definiendo una de las categorías como referencia. Si un modelo con  $p$  variables explicativas, tiene la  $j$ -ésima variable categórica con  $k_j$  categorías, entonces el predictor correspondiente, se puede expresar como:

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \sum_{l=1}^{k_j-1} \beta_{jl} D_{jl} + \cdots + \beta_p x_p \quad (\text{A.1.22})$$

Donde  $D_{jl}$ ,  $l=1, \dots, k_j-1$  son variables artificiales.

### A.1.5.1 Ajuste del modelo

Si se tiene una muestra de  $n$  observaciones independientes  $\{(x_i, y_i), i=1, \dots, n\}$ , con  $x_i$  un vector  $p$  dimensional. Para obtener los estimadores de los parámetros del modelo  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$  se utiliza el mismo criterio de estimación utilizado en el modelo de regresión logística simple, por lo tanto bajo el supuesto que los estimadores de los parámetros son  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_p$ , el modelo de regresión logística múltiple ajustado es:

$$\hat{\pi}(x_i) = \frac{e^{\hat{\eta}}}{1 + e^{\hat{\eta}}} = \frac{e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \hat{\beta}_2 x_{i2} + \cdots + \hat{\beta}_p x_{ip}}}{1 + e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \hat{\beta}_2 x_{i2} + \cdots + \hat{\beta}_p x_{ip}}} \quad (\text{A.1.23})$$

Las varianzas y covarianzas asintóticas de los estimadores de máxima verosimilitud  $\hat{\beta}_j$  de  $\beta_j$  ( $j=0, \dots, p$ ), se obtienen a partir de la matriz de covarianzas del estimador de máxima verosimilitud  $\hat{\beta}$ , denotada por:

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = [\hat{I}(\hat{\beta})]^{-1} \quad (\text{A.1.24})$$

En esta matriz cuadrada de orden  $(p+1)$ , los elementos de su diagonal principal denotados por  $\text{Var}(\hat{\beta}_j)$ , son las varianzas de los estimadores  $\hat{\beta}_j$ , en cambio, las covarianzas denotadas por  $\text{Cov}(\hat{\beta}_j, \hat{\beta}_l)$ ;  $j, l=0, \dots, p$  se encuentran fuera de la diagonal principal.

De esta forma, el error estándar del estimador  $\hat{\beta}_j$  es

$$SE(\hat{\beta}_j) = \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_j)} \quad (\text{A.1.25})$$

### A.1.5.2 Evaluación del modelo

Como en regresión logística con una sola variable, la evaluación de la bondad del ajuste del modelo, se realiza utilizando el estadístico de razón de verosimilitud  $G$ , dada en (A.1.13), con la diferencia de que en este caso, en el ajuste del modelo dado en la expresión (A.1.23) se tienen  $p+1$  parámetros estimados, por lo que, la hipótesis a probar es:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

Bajo la hipótesis  $H_0$ , el estadístico  $G$ , sigue una distribución chi cuadrado con  $p$  grados de libertad.

Si se rechaza la hipótesis nula el siguiente paso es evaluar la significancia de cada una de las variables explicativas, es decir, se deben probar las hipótesis.

$$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 0, 1, \dots, p$$

Para este propósito, el estadístico de prueba a utilizar, puede ser el estadístico de Wald, dada por:

$$W_j = \left( \frac{\hat{\beta}_j}{\hat{SE}(\hat{\beta}_j)} \right)^2 \quad j = 0, 1, \dots, p \quad (\text{A.1.26})$$

### A.1.5.3 Estimación por intervalos de confianza

Los intervalos de confianza para los coeficientes del modelo de regresión logística múltiple son obtenidos de la misma forma que para el modelo logístico simple (Ver ecuaciones A.1.15 y A.1.16).

Para el cálculo del OR ajustado se expresa el modelo logístico en la forma del modelo logit

$$\ln \left[ \frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j x_j + \dots + \beta_p x_p$$

Si se considera una variable explicativa binaria  $X_j$ , con categorías codificadas como 0 y 1, además, las restantes  $p-1$  variables explicativas no varían. Entonces, los logit correspondientes a  $X_j = 0$  y  $X_j = 1$  son respectivamente

$$\ln \left[ \frac{\pi_0}{1 - \pi_0} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_j (0) + \cdots + \beta_p x_p$$

y

$$\ln \left[ \frac{\pi_1}{1 - \pi_1} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_j (1) + \cdots + \beta_p x_p$$

Restando convenientemente las igualdades anteriores y después de algunas operaciones, se obtiene

$$\ln \left[ \frac{\pi_1}{1 - \pi_1} \right] - \ln \left[ \frac{\pi_0}{1 - \pi_0} \right] = \ln[OR] = \beta_j; \quad j = 1, 2, \dots, p \quad (\text{A.1.27})$$

Así,  $\beta_j$  es la variación del logaritmo de “odds”, a consecuencia de la variación en  $X_j$ , permaneciendo invariables o controladas las restantes variables explicativas del modelo.

A partir de la expresión dada en (A.1.27) se obtiene el odds ratio ajustado  $OR = e^{\hat{\beta}_j}$ , el cual es la comparación de las chances de ocurrencia de la característica de interés  $Y = 1$ , para los valores  $X_j = 1$  y  $X_j = 0$  de variable explicativa  $X_j$ , controlando las restantes  $(p-1)$  variables explicativas del modelo

Si  $X_j$  es una variable numérica cuyo valor cambia de  $x_j$  a  $x_j + d$ . Entonces el odds ratio ajustado correspondiente a la variación de  $X_j$ , controlando las restantes  $(p-1)$  variables explicativas, es dado por:

$$OR = e^{(x_j + d - x_j)\hat{\beta}_j} = e^{d\hat{\beta}_j} \quad (\text{A.1.28})$$

El intervalo de confianza estimado, se calcula de la misma forma que en (A.1.19).

## A.2 REGRESIÓN LOGÍSTICA MULTINOMIAL

Con frecuencia se presentan situaciones en las que la variable respuesta tiene más de dos categorías. Al respecto, en 1974, Mc Fadden, propuso una extensión del modelo de regresión logística para respuesta binaria, al cual denominó modelo de elección discreta, aunque en las ciencias de la salud y de la vida es conocido como modelo de regresión logística multinomial, o modelo de regresión politómico. Este modelo considera variables respuesta con escala de medición nominal, con tres o más categorías.

La extensión del modelo de regresión logístico dicotómico a politómico consiste en elegir una de las categorías como referencia para luego construir funciones logit binarias. Por ejemplo, si la variable respuesta  $Y$  tiene tres categorías (0,1 y 2), y sea  $X$  el vector de variables explicativas de dimensión  $p+1$ , con  $x_0=1$ . Las funciones logit binarias que comparan las categorías  $Y=1$  y  $Y=2$  con la categoría de referencia  $Y=0$ , son:

$$g_1(X) = \ln \left[ \frac{P(Y=1/X)}{P(Y=0/X)} \right] = \beta_{10} + \beta_{11}x_1 + \beta_{12}x_2 + \cdots + \beta_{1p}x_p \quad (\text{A.2.1})$$

$$g_2(X) = \ln \left[ \frac{P(Y=2/X)}{P(Y=0/X)} \right] = \beta_{20} + \beta_{21}x_1 + \beta_{22}x_2 + \cdots + \beta_{2p}x_p \quad (\text{A.2.2})$$

Luego, las probabilidades condicionales de cada una de las categorías de respuesta, dado el vector de variables explicativas, son:

$$P(Y=0/X) = \frac{1}{1 + \exp[g_1(X)] + \exp[g_2(X)]} \quad (\text{A.2.3})$$

$$P(Y=1/X) = \frac{g_1(X)}{1 + \exp[g_1(X)] + \exp[g_2(X)]} \quad (\text{A.2.4})$$

$$P(Y=2/X) = \frac{g_2(X)}{1 + \exp[g_1(X)] + \exp[g_2(X)]} \quad (\text{A.2.5})$$

Siguiendo la notación utilizada en el modelo binario,  $\pi_m(X) = P(Y = m/X)$ , para  $m = 0, 1, 2$ . Cada probabilidad es una función del vector de  $2(p+1)$  parámetros  $\beta^T = (\beta_1^T, \beta_2^T)$  (Hosmer y Lemeshow, 2000).

Una expresión general para la probabilidad condicional en un modelo multinomial con tres categorías es

$$P(Y = m/X) = \frac{\exp[g_m(X)]}{\sum_{k=0}^2 \exp[g_k(X)]}$$

Donde el vector  $\beta_0 = 0$  y  $g_0(X) = 0$

Asumiendo que la respuesta  $Y$  etiquetada con 0 es la respuesta de referencia, el subíndice del  $OR$  indica la respuesta que se está comparando a la respuesta de referencia. Así, el “odds ratio” de la respuesta  $Y = m$  versus la respuesta  $Y = 0$ , para valores de la variable explicativa  $x = a$  versus  $x = b$ , es:

$$OR_m(a, b) = \frac{P(Y = m/x = a)/P(Y = 0/x = a)}{P(Y = m/x = b)/P(Y = 0/x = b)} \quad (\text{A.2.6})$$

En un modelo de respuesta binaria, con una sola variable explicativa dicotómica codificada como 0 o 1, el parámetro estimado  $\beta_1$  es idéntico al logaritmo del odds ratio obtenido de una tabla 2X2 de clasificación cruzada según la variable respuesta y la variable explicativa.

### A.2.1 Ajuste del modelo

Para construir la función de verosimilitud, se crean las variables binarias codificadas como 0 o 1 para indicar el grupo de pertenencia de una observación. Notamos que estas variables son introducidas solamente para clarificar la función de verosimilitud y no son utilizadas en el actual análisis de regresión logística multinomial. Por ejemplo, para  $k = 3$  categorías, las variables son codificadas como sigue:  $Y = 0$  entonces  $Y_0 = 1, Y_1 = 0$  y  $Y_2 = 0$ ; si

$Y = 1$ , entonces  $Y_0 = 0$ ,  $Y_1 = 1$  y  $Y_2 = 0$ ; y si  $Y = 2$ , entonces  $Y_0 = 0$ ,  $Y_1 = 0$  y  $Y_2 = 1$ . La suma de estas variables es  $\sum_{m=0}^2 Y_m = 1$ .

Usando esta notación, la función de verosimilitud condicional, para una muestra de  $n$  observaciones independientes es:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[ \pi_0(x_i)^{y_{0i}} \pi_1(x_i)^{y_{1i}} \pi_2(x_i)^{y_{2i}} \right]$$

Tomando el logaritmo y usando el hecho que  $\sum_{m=0}^2 Y_{mi} = 1$  para cada  $i$ , el logaritmo de la función de verosimilitud es:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \left[ y_{1i} g_1(x_i) + y_{2i} g_2(x_i) - \ln \left( 1 + e^{g_1(x_i)} + e^{g_2(x_i)} \right) \right] \quad (\text{A.2.7})$$

Las ecuaciones de verosimilitud se encuentran tomando las primeras derivadas parciales de  $L(\beta)$  con respecto a cada una de los  $2(p+1)$  parámetros desconocidos. La forma general de estas ecuaciones es:

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_{mj}} = \sum_{i=1}^n \left[ x_{ji} (y_{mi} - \pi_{mi}) \right] \quad (\text{A.2.8})$$

Para  $m = 1, 2$  y  $j = 0, 1, 2, \dots, p$  con  $x_{0i} = 1$  para cada sujeto. Además para simplificar la notación se considera  $\pi_{im} = \pi_m(x_i)$ .

Para estimar los parámetros del modelo, primero se igualan a cero las ecuaciones de verosimilitud dadas en (A.2.8), luego, resolviendo mediante métodos iterativos (método de Newton Raphson; Score de Fisher), se obtienen el estimador de máxima de verosimilitud de  $\beta$  denotada por  $\hat{\beta}$

La matriz de segundas derivadas parciales se utiliza para obtener la matriz de información de Fisher y a partir de esta, el estimador de la matriz de covarianza del estimador de máxima verosimilitud. La forma general de los elementos en la matriz de segundas derivadas parciales, es como sigue:

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_{mj} \partial \beta_{mj'}} = - \sum_{i=1}^n x_{ji} x_{ji'} \pi_{ji} (1 - \pi_{mi}) \quad (\text{A.2.9})$$

y

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_{mj} \partial \beta_{m'j'}} = \sum_{i=1}^n x_{ji} x_{ji'} \pi_{mi} \pi_{m'i} \quad (\text{A.2.10})$$

Para  $m=1,2$ ;  $m'=1,2$  y  $j=0,1,2,\dots,p$ ,  $j'=0,1,2,\dots,p$ . La matriz de información de Fisher observada,  $\hat{I}(\hat{\beta})$ , es una matriz cuadrada de orden  $2(p+1)$ , cuyos elementos son los negativos de los resultados de (A.2.9) y (A.2.10) evaluados en  $\hat{\beta}$ .

La estimación de la matriz de covarianza del estimador de máxima verosimilitud, es el inverso de la matriz de información de Fisher observada. Es decir:

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = [\hat{I}(\hat{\beta})]^{-1} \quad (\text{A.2.11})$$

## A.2.2 Evaluación del modelo

Como se puede observar en (A.2.1) y (A.2.2), cuando la respuesta tiene tres categorías, se construyen dos funciones logit. Estas funciones se definen de tal forma que los dos parámetros estimados para cada variable explicativa (uno de cada función logit), son iguales a los logaritmos de odds ratio de dos tablas 2X2 obtenidas por clasificación cruzada de las respuestas  $Y=j$  y  $Y=0$  y la variable explicativa dicotómica.

Los límites del intervalo de confianza se obtienen exactamente de la misma forma como para el caso de respuesta binaria. Primero se obtiene el intervalo de confianza para el coeficiente de regresión, seguidamente los límites de este intervalo son elevados al exponencial para obtener los límites del intervalo de confianza para el *OR*.

Cada "odds ratio" estimado y su correspondiente intervalo de confianza se interpretan como si la respuesta fuera binaria (Hosmer y Lemeshow, 2000).

Para un modelo con variable respuesta de tres categorías y variable explicativa binaria, un indicio preliminar sobre la importancia de esta última en el modelo, se puede obtener de los dos estadísticos de Wald (uno para cada función logit); pero como es el caso con cualquier variable con múltiples grados de libertad, se debe utilizar la prueba de razón de verosimilitud para evaluar la significancia. Por lo tanto, para probar la significancia de los coeficientes asociados a la variable explicativa, se compara el logaritmo de la verosimilitud del modelo conteniendo la variable explicativa, con el logaritmo de la verosimilitud del modelo conteniendo sólo los términos constantes o interceptos, uno para cada función logit. Bajo la hipótesis nula, que los coeficientes asociados a la variable explicativa son iguales a cero; El estadístico de prueba (la prueba de razón de verosimilitud  $G$ ), sigue una distribución chi-cuadrado con 2 grados de libertad.

En general, el estadístico  $G$  para probar la significancia de los coeficientes asociados a una variable, tiene grados de libertad igual al número de categorías de respuesta menos uno, multiplicado por los grados de libertad de la variable explicativa en cada logit. Por ejemplo, si se tiene una respuesta con cuatro categorías y una variable explicativa que es modelada como continua, entonces el estadístico de prueba tiene  $(4-1) \times 1 = 3$  grados de libertad. Si se tiene una variable explicativa categórica con cinco niveles, entonces se definen cuatro variables artificiales, luego el estadístico de prueba, tiene  $(4-1) \times (5-1) = 12$  grados de libertad (Hosmer y Lemeshow, 2000).

## **B. GLOSARIO**

### **B.1 Accidente**

Según la Real Academia Española (2001), accidente, se define como el “suceso eventual o acción del que involuntariamente resulta daño para las personas o cosas”. Según Prather (Agritourism, 2005), la mayoría de los eventos que llamamos accidentes en realidad no lo son, puesto que en muchos casos, son resultado de una cadena de acontecimientos que se puede predecir.

## **B.2 Accidente de tránsito**

El accidente de tránsito es un acontecimiento que ocurre de una manera muy brusca a consecuencia de la transferencia anormal de energía (esencialmente mecánica) de un vehículo en movimiento, el cual resulta potencialmente nocivo para la salud humana. De acuerdo a la Convención de Viena, la definición internacional estándar de un accidente de tránsito con lesión, es la colisión de un vehículo en movimiento en la vía pública, en la que, el usuario de la vía es lesionado (López, 2007).

Según la norma técnica de salud para la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidente de tránsito (Perú, Ministerio de Salud, 2007), el accidente de tránsito es la “Colisión en la que participa al menos un vehículo en movimiento por un camino público o privado y deja al menos una persona herida o muerta”.

Por otro lado, los accidentes de tránsito no son tales accidentes sino un cúmulo de propósitos culturales. Ante ello parece claro asumir que los accidentes de tránsito son evitables, ya que no son fenómenos naturales sino culturales (Fundación Francisco Ferrer, 1995)

## **B.3 Lesión**

Según la Real Academia española (2001), lesión es el “Daño o detrimento corporal causado por una herida, un golpe o una enfermedad”.

De una manera más general, por lesión o traumatismo, se entiende como el daño corporal agudo producido por la interacción de la energía con el organismo, en otros casos, por la insuficiencia aguda de un elemento vital para el funcionamiento del organismo.

De forma operativa se define como todas aquellas patologías incluidas en los capítulos XIX y XX de la clasificación internacional de enfermedades (CIE - 10).

## **B.4 Lesión a consecuencia de tránsito**

Específicamente, en el caso de accidentes de tránsito, la lesión se produce mayormente por la súbita liberación de energía cinética, pero también pueden

coexistir lesiones producidas por otro tipo de energía (térmica, por combustión post-colisión, o química, por la exposición a agentes químicos liberados) a consecuencia del accidente de tránsito (López, 2007).

Cuando se pretende enfatizar en las consecuencias del accidente de tránsito, el término habitualmente utilizado es el de lesión o daño por accidente de tránsito (“Injury”) (López, 2007).

### **B.5 Gravedad de lesión por accidente de tránsito**

La gravedad de lesión provocada por un accidente de tránsito, es la magnitud del daño o lesión corporal ocasionada en la persona que sufre el accidente.

Con respecto a datos relacionados a la gravedad de lesiones causadas por accidentes de tránsito, la OMS (2009), indica que:

La evaluación fiable de la gravedad del traumatismo requiere cierta experiencia clínica o pericia médica. Pocos países emplean personal hospitalario para codificar las lesiones cuando un paciente recibe el alta usando un método normalizado de clasificación como la Escala Abreviada de Lesiones, el Índice de Gravedad de Lesiones o los códigos de la Clasificación Internacional de Enfermedades, y luego vinculan estos registros con las bases de datos de la policía/transporte.

No obstante, en muchos países la policía registra el grado de gravedad de un traumatismo en el lugar del accidente, lo que da lugar a una menor fiabilidad de la clasificación de las lesiones. La falta de armonización de la terminología usada también dificulta las comparaciones entre países. En algunos de ellos, el concepto de «grave» se define como una situación que «necesita atención hospitalaria», mientras que en otros requiere «atención hospitalaria durante por lo menos 24 horas», e incluso hay otros países que especifican periodos de hospitalización más prolongados. Por lo general hay poca vinculación entre la policía y los centros de salud para efectuar el seguimiento del tiempo de hospitalización de un paciente y, por lo tanto, la categoría de grave puede abarcar desde unos pocos cortes y contusiones a traumatismos craneales graves. Para complicarlo aún más, en la mayoría de los países de ingresos altos las personas involucradas en un siniestro con algún tipo de lesión

suelen ser examinadas en alguna sala de urgencias a efectos de sus pólizas de seguros, mientras que en los países de ingresos bajos y medianos esto depende del acceso a la atención, de un buen sistema de atención pre hospitalaria, de los recursos financieros y de otras variables (pp. 31-32).

Es así por ejemplo que Bambarem Alatrística (2004), según la “Clasificación Funcional” de las lesiones por accidentes, considera: **lesión leve**, aquella que no amerita que la persona quede hospitalizada, **lesión grave**, aquella que amerita que la persona quede hospitalizada o pase a la sala de operaciones; y **lesión fatal**, aquella que ocasiona el fallecimiento del paciente dentro de los treinta días posteriores al accidente (p. 32).

Por otra parte, la gravedad de lesiones por accidentes de tránsito según Rojas Medina y Arias Coronel (2013), se clasifican en tres categorías, como sigue:

**\*Leve**, Siempre que éste sea el diagnóstico más grave en un poli traumatizado, el paciente no precisa a priori atención hospitalaria obligatoria (aunque se realice). Comprende luxaciones, esguinces, lesiones superficiales y contusiones. Incluye la conmoción cerebral.

**\*Potencialmente Grave:** Siempre que éste sea el diagnóstico más grave, en un politraumatizado, puede precisar atención hospitalaria en función de la gravedad, pero el diagnóstico no es suficiente para establecerla, o bien es más probable la complicación. Comprende fracturas (excepto cráneo y raquis), lesiones de órganos (excepto sistema nervioso central, corazón y pulmón), heridas abiertas de miembros y los traumatismos no especificados, así como los problemas no especificados, (V49, V65 y V71), incluye la contusión cerebral.

**\*Grave:** Cumplen criterios de ingreso en hospital con servicio de traumatología y/o neurocirugía (no se necesita conocer ningún otro dato, el diagnóstico es suficiente) o suponen un riesgo vital inmediato. Comprende fracturas de cráneo y columna vertebral, lesión intracraneal (excepto conmoción y contusión cerebral), lesión de corazón y pulmón, heridas abiertas de cabeza, cuello y tronco, amputaciones de miembros, lesiones de vasos, efectos tardíos de lesiones, lesiones por aplastamiento y las

complicaciones precoces. Se incluye el nivel II de todas lesiones intracraneales (XVII7), así como las no especificadas (854).

Según Chú García (2014), la definición operacional de la variable gravedad de la lesión, se basa en la condición final del lesionado (según su historia clínica), considerando como: **leve**, a los heridos dados de alta; **grave**, a los que quedan hospitalizados o pasan a la sala de operaciones, y **fatal**, a los que llegan fallecidos o fallecen en servicio de emergencia del hospital.

## B.6 Escala de coma de Glasgow

La escala de coma de Glasgow (Glasgow coma scale ) es una herramienta útil para evaluar a todos los pacientes con riesgo de alteración del estado de consciencia. Su valoración está basado en 3 aspectos conductuales: La apertura ocular en un rango de 1 a 4 puntos, la respuesta verbal en rango de 1 a 5 puntos y la respuesta motora que va de 1 a 6 puntos. El puntaje se da con base en la mejor respuesta obtenida en cada uno de los aspectos (Muñana-Rodríguez y Ramírez-Elías (2014)). Es así que, el traumatismo encéfalo craneano se clasifica como leve, moderado y grave si la puntuación en la escala de coma de Glasgow es de 14 a 15, 9 a 13 y de 3 a 8 respectivamente (Salas Ojeda, 2007)

## C. OPERACIONALIZACIÓN DE LA VARIABLE RESPUESTA

La variable respuesta gravedad de lesión, se operacionaliza en función a la “condición de egreso” definida en la ficha de “vigilancia epidemiología de lesiones por accidentes de tránsito” del DGE-MINSA, como sigue:

**Tabla C. Operacionalización de la variable respuesta**

Variable	Definición conceptual	Definición operacional	Escala de medición	Valores finales
<b>Gravedad de lesión.</b>	Nivel de daño corporal en el ser humano a consecuencia del accidente de tránsito	Revisión de la condición de egreso del lesionado en su correspondiente registro de vigilancia epidemiológica	Ordinal	No rehabilitación.
				Rehabilitación
				Fallecido

Donde:

- No rehabilitación, si el lesionado fue dado de alta, no requirió rehabilitación o no fue referido
- Rehabilitación, si el lesionado, requirió rehabilitación o fue referido a otro establecimiento de salud de mayor nivel
- Fallecido, si el lesionado fue registrado como fallecido

#### D. VALORES FINALES DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

**Tabla D. Valores finales de las variables explicativas en estudio**

<b>Características</b>	<b>Indicadores</b>	<b>Categorías finales</b>
<b>Individuales</b>	Edad	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Menor de 15</li> <li>▪ De 15 a 29</li> <li>▪ De 30 a 65</li> <li>▪ Mayor de 65</li> </ul>
	Sexo	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Femenino</li> <li>▪ Masculino</li> </ul>
	Ubicación	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ En la vía / calle</li> <li>▪ Pasajero</li> <li>▪ Conductor</li> </ul>
<b>Del vehículo</b>	Tipo	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ V.M. menor</li> <li>▪ Automóvil</li> <li>▪ V. M. mayor</li> </ul>
	Condición	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ De empresa/institución</li> <li>▪ Particular</li> </ul>
<b>Del entorno</b>	Día	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ De martes a viernes</li> <li>▪ De sábado a lunes</li> </ul>
	Hora	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ De 7 a 20</li> <li>▪ De 21 a 6</li> </ul>
	Distrito	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Tambopata</li> <li>▪ Inambari</li> <li>▪ Otro distrito</li> </ul>
	Vía principal	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Calle, Jirón o avenida</li> <li>▪ Carretera</li> </ul>
	Tipo de accidente	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Atropello, caída u otro</li> <li>▪ Volcadura</li> <li>▪ Choque</li> </ul>
	Traslado	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Involucrado o tercero</li> <li>▪ Policía o serenazgo</li> <li>▪ Ambulancia</li> </ul>

## E. USO DEL SOFTWARE ESTADÍSTICO

El programa “gologit2”, opción “autofit” desarrollado por Richard Williams (Williams, 2006 y Williams, 2012), que forma parte de la opción “estadísticas” del software STATA versión 13, permite estimar los parámetros del modelo de odds proporcionales parciales, así mismo, permiten estimar el OR y los efectos marginales como medidas de intensidad de asociación.

En el presente trabajo, para el procesamiento de datos se utilizó este programa, es así que, las sintaxis utilizadas y las correspondientes salidas en el análisis multivariado se presentan a continuación:

### Ajuste de los modelos

- gologit2 gravedad i.edad i.sexo i.ubicalessi, autofit nolog

Testing parallel lines assumption using the .05 level of significance...

```
Step 1: Constraints for parallel lines imposed for 2.edadagru (P Value = 0.9767)
Step 2: Constraints for parallel lines imposed for 1.sexo (P Value = 0.6308)
Step 3: Constraints for parallel lines imposed for 3.ubicalessi (P Value = 0.5095)
Step 4: Constraints for parallel lines imposed for 3.edadagru (P Value = 0.1602)
Step 5: Constraints for parallel lines imposed for 2.ubicalessi (P Value = 0.0932)
Step 6: Constraints for parallel lines are not imposed for
       4.edadagru (P Value = 0.00536)
```

```
Generalized Ordered Logit Estimates          Number of obs   =      1,489
                                             LR chi2(7)      =      29.25
                                             Prob > chi2     =      0.0001
Log likelihood = -1144.1888                 Pseudo R2       =      0.0126
```

gravedad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Norehabili						
edadagru						
De 15 a 29	.5061041	.1782344	2.84	0.005	.1567711	.8554371
De 30 a 65	.7648305	.1780495	4.30	0.000	.4158598	1.113801
De 66 a más	.8494794	.408215	2.08	0.037	.0493928	1.649566
sexo						
Masculino	.082464	.1247572	0.66	0.509	-.1620556	.3269836
ubicalessi						
Pasajero	-.2523926	.1760565	-1.43	0.152	-.5974571	.0926719
Conductor	-.3141736	.1800476	-1.74	0.081	-.6670604	.0387132
_cons	-.7110221	.2006284	-3.54	0.000	-1.104247	-.3177977





## Continuación...

Rehabili							
distriacci							
Inambari	.1266099	.1678943	0.75	0.451	-.2024568	.4556767	
Tambopata	.2393394	.1430053	1.67	0.094	-.0409459	.5196246	
viadeocurr							
Carretera	.8429612	.1252015	6.73	0.000	.5975708	1.088352	
diaacengrup							
De sábado a lunes	.2504692	.1155988	2.17	0.030	.0238997	.4770387	
horaccigrup							
De 21 a 6	-.1385864	.1353715	-1.02	0.306	-.4039097	.126737	
tipoacci							
Volcadura	-.2943781	.1582161	-1.86	0.063	-.6044758	.0157197	
Choque	-.1637151	.1405946	-1.16	0.244	-.4392755	.1118454	
traslesiona							
Policía/serenazgo	1.718042	.3418154	5.03	0.000	1.048096	2.387987	
Ambulancia	.7174335	.1966933	3.65	0.000	.3319217	1.102945	
_cons	-4.782096	.3305486	-14.47	0.000	-5.429959	-4.134232	

- gologit2 gravedad i.edad i.tipovehi i.condvehi i.viadeocurr i.diaacci i.traslesiona , autofit nolog

Testing parallel lines assumption using the .05 level of significance...

```

Step 1: Constraints for parallel lines imposed for 3.edadagru (P Value = 0.9909)
Step 2: Constraints for parallel lines imposed for 2.diaacengrup (P Value = 0.9218)
Step 3: Constraints for parallel lines imposed for 3.traslesiona (P Value = 0.8029)
Step 4: Constraints for parallel lines imposed for 2.edadagru (P Value = 0.5166)
Step 5: Constraints for parallel lines imposed for 2.condvehi (P Value = 0.4564)
Step 6: Constraints for parallel lines imposed for 2.viadeocurr (P Value = 0.2927)
Step 7: Constraints for parallel lines imposed for 2.tipovehil (P Value = 0.3794)
Step 8: Constraints for parallel lines are not imposed for
      4.edadagru (P Value = 0.01379)
      3.tipovehil (P Value = 0.04439)
      2.traslesiona (P Value = 0.02448)

```

```

Generalized Ordered Logit Estimates          Number of obs   =          839
                                             LR chi2(13)     =          111.61
                                             Prob > chi2     =           0.0000
Log likelihood = -614.17233                 Pseudo R2      =           0.0833

```

## Continuación...

gravedad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Norehabili						
edadagru						
De 15 a 29	.6180965	.2318441	2.67	0.008	.1636904	1.072503
De 30 a 65	.7226217	.2357983	3.06	0.002	.2604655	1.184778
De 66 a más	1.144511	.5304593	2.16	0.031	.1048303	2.184192
tipovehil						
Automóvil	.296102	.208688	1.42	0.156	-.112919	.705123
V. M. mayores y otros	.3410201	.2723513	1.25	0.211	-.1927786	.8748189
condvehi						
Particular	.8264841	.2232264	3.70	0.000	.3889683	1.264
viadeocurr						
Carretera	.6327394	.1610124	3.93	0.000	.317161	.9483179
diaacengrup						
De sábado a lunes	.2293528	.1484029	1.55	0.122	-.0615114	.5202171
traslesiona						
Policía/serenazgo	.6875283	.17454	3.94	0.000	.3454362	1.02962
Ambulancia	1.049873	.2712331	3.87	0.000	.5182657	1.58148
_cons	-2.350425	.3086599	-7.61	0.000	-2.955387	-1.745462
Rehabili						
edadagru						
De 15 a 29	.6180965	.2318441	2.67	0.008	.1636904	1.072503
De 30 a 65	.7226217	.2357983	3.06	0.002	.2604655	1.184778
De 66 a más	2.651031	.6532484	4.06	0.000	1.370687	3.931374
tipovehil						
Automóvil	.296102	.208688	1.42	0.156	-.112919	.705123
V. M. mayores y otros	1.318814	.4873095	2.71	0.007	.3637048	2.273923
condvehi						
Particular	.8264841	.2232264	3.70	0.000	.3889683	1.264
viadeocurr						
Carretera	.6327394	.1610124	3.93	0.000	.317161	.9483179
diaacengrup						
De sábado a lunes	.2293528	.1484029	1.55	0.122	-.0615114	.5202171
traslesiona						
Policía/serenazgo	1.610267	.4140751	3.89	0.000	.7986943	2.421839
Ambulancia	1.049873	.2712331	3.87	0.000	.5182657	1.58148
_cons	-6.24197	.4624592	-13.50	0.000	-7.148373	-5.335567

## Estimación de la razón de odds

- gologit2 gravedad i.edad i.tipovehi i.condvehi i.viadeocurr i.diaacci  
i.traslesiona , autofit or nolog

gravedad	Odds Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Norehabili						
edadagru						
De 15 a 29	1.855393	.4301619	2.67	0.008	1.17785	2.922685
De 30 a 65	2.059826	.4857036	3.06	0.002	1.297534	3.269961
De 66 a más	3.140906	1.666123	2.16	0.031	1.110522	8.883472
tipovehil						
Automóvil	1.344607	.2806034	1.42	0.156	.893223	2.024096
V. M. mayores y otros	1.406382	.3830299	1.25	0.211	.8246645	2.398441
condvehi						
Particular	2.28527	.5101326	3.70	0.000	1.475458	3.539551
viadeocurr						
Carretera	1.882761	.3031479	3.93	0.000	1.373224	2.581364
diaacengrup						
De sábado a lunes	1.257786	.186659	1.55	0.122	.9403422	1.682393
traslesiona						
Policía/serenazgo	1.988794	.347124	3.94	0.000	1.412606	2.800003
Ambulancia	2.857287	.7749908	3.87	0.000	1.679113	4.862145
_cons	.0953287	.0294241	-7.61	0.000	.0520585	.1745643
Rehabili						
edadagru						
De 15 a 29	1.855393	.4301619	2.67	0.008	1.17785	2.922685
De 30 a 65	2.059826	.4857036	3.06	0.002	1.297534	3.269961
De 66 a más	14.16863	9.255638	4.06	0.000	3.938057	50.97697
tipovehil						
Automóvil	1.344607	.2806034	1.42	0.156	.893223	2.024096
V. M. mayores y otros	3.738984	1.822042	2.71	0.007	1.438649	9.717446
condvehi						
Particular	2.28527	.5101326	3.70	0.000	1.475458	3.539551
viadeocurr						
Carretera	1.882761	.3031479	3.93	0.000	1.373224	2.581364
diaacengrup						
De sábado a lunes	1.257786	.186659	1.55	0.122	.9403422	1.682393
traslesiona						
Policía/serenazgo	5.004145	2.072092	3.89	0.000	2.222637	11.26656
Ambulancia	2.857287	.7749908	3.87	0.000	1.679113	4.862145
_cons	.001946	.0009	-13.50	0.000	.0007861	.0048172



## F. MUESTRA DE LA ESTRUCTURA DE DATOS UTILIZADOS EN EL ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Como se indica en la página 40, para el análisis de datos, no fue necesario ninguna identificación personal de las víctimas de accidentes de tránsito. Este hecho se puede observar en la muestra de la estructura de la base de datos utilizada, que se presenta a continuación

ID	edad	sexo	gravedad	diaacci	horacci	distriacci	viadeocurr	tipoacci	ubicalessi	condvehi	tipovehi	traslesiona	.	.	.	mesacci	añoacci	
1	2	0	2	2	1	3	1	1	1	2	1	1	.	.	.	9		
2	2	1	2	2	1	3	2	1	2	2		2	.	.	.	9	2010	
3	2	1	2	1	1	3	2	1	1	2	3	1	.	.	.	9	2010	
4	2	1	1	2	2		1	3	3	2	3	1	.	.	.	10	2010	
5	2	1	2	2	2	3	2	3	3	2	2	1	.	.	.	10	2010	
6	2	1	2	1	1	1	2	3	3		1		.	.	.	9	2010	
7	3	1	2	2	2	3	1	3	3	1		2	.	.	.	9	2010	
8	3	0	3	1	2	3	1	1	2	2	1	2	.	.	.	9	2010	
9	2	1	2	1	2	3	2	1	3	2	1	1	.	.	.	9	2010	
10	3	1	3	1	2	3	1	3	2	1		1	.	.	.	9	2010	
11	2	1	3	2	2	3	2	1	2	2	2	1	.	.	.	9	2010	
12	2	1	2	2	1	3	2	3	3	2	1	1	.	.	.	9	2010	
13	2	0	2	2		3	1	1	2	2	1	1	.	.	.	9	2010	
14	2	1	1	2	1		2	1	2	2	1	1	.	.	.	8	2010	
15	2	1	2	1	1	2	2	3	3	2	2	1	.	.	.	9	2010	
16	3	1	2	1	2	3	1	1		2	1		.	.	.	9	2010	
17	2	1	2	1	1	3	1	3	3	2	1	1	.	.	.	7	2010	
18	4	1	2	1	1	3	1	3	3	2	1	2	.	.	.	8	2010	
19	2	1	2	1	1	3	2	1	1	2	3	1	.	.	.	8	2010	
20	3	0	2	1	2	3	1	3	3	1	1	1	.	.	.	9	2010	
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
1494	2	0	1	1	2	2	1	1	1	2	1	1	.	.	.	1	2014	
1495	3	0	2	2	1	2	2	3	2	2	2	1	.	.	.	1	2014	
1496	2	1	2	2	1	3	2	3	3	2	2	1	.	.	.	1	2014	
1497	3	1	2	1	1	3	2	3	3	2	1	2	.	.	.	1	2014	
1498	2	1	2	2	1	1	2	1	3	2	1	1	.	.	.	1	2014	
1499	3	0	1	1	1	1	2	3	3	2		3	.	.	.	1	2014	
1500	4	1	3	1	1	1	2	3	3	2	1	3	.	.	.	1	2014	
1501	2	1	2	1	2	1	2	2	3	2		3	.	.	.	1	2014	
1502	2	1	1	2	2	1	2	2	2	2	2	1	.	.	.	1	2014	
1503	3	1	2	2	2	1	2	2	2	2		1	.	.	.	1	2014	
1504	3	1	1	2	2	3	1	3	3	2	1	2	.	.	.	1	2014	
1505	2	1	2	2	2	1	2	3	3	2	2	2	.	.	.	1	2014	
1506	3	1	1	2	1	1	2	3	2	2	2	3	.	.	.	1	2014	
1507	3	1	2	2	1	3	2	3	3	2	1	2	.	.	.	1	2014	
1508	3	1	1	1	1	3	1	1	3	2	1	2	.	.	.	1	2014	
1509	1	0	2	1	1	3	1	1	2	2	1	2	.	.	.	1	2014	
1510	3	1	2	2	2	3	1	3	3	2	1	2	.	.	.	1	2014	
1511	3	1	2	1	1	1	2	2	3	2		1	.	.	.	1	2014	
1512	2	1	2	2	1	3	2	3	3	2	1	1	.	.	.	1	2014	
1513	3	0	1	2	1	3	1	1	2	2	1	2	.	.	.	1	2014	
1514	2	0	2	2	1	3	2	2	2	1	2	2	.	.	.	1	2014	



## H. Solicitud de datos a la Dirección General de Epidemiología del Ministerio de Salud (DGE-MINSA), Lima



UNIVERSIDAD NACIONAL MAYOR DE SAN MARCOS  
Universidad del Perú, DECANA DE AMÉRICA

FACULTAD DE CIENCIAS MATEMÁTICAS

UNIDAD DE POST GRADO

Lima, 11 de mayo de 2015

Doctor  
**MARTÍN JAVIER ALFREDO YAGUI MOSCOSO**  
Director General de Epidemiología del  
Ministerio de Salud - MINSA  
Presente

Es grato dirigirme a usted con la finalidad de expresarle mi cordial saludo

La presente tiene a bien presentar a don **RONALD QUISPE FLORES**, egresado de la Maestría en Bioestadística.

El Bachiller Ronald Quispe Flores se encuentra desarrollando el proyecto de tesis titulado "*Regresión Logística Ordinal Aplicado al Estudio de la Gravedad de lesiones por accidente de tránsito en la Región de Madre de Dios 2011 - 2013*", para optar el Grado Académico de Magister en dicha especialidad, motivo por el cual solicito a su Despacho, se le brinde datos de la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidente de tránsito en la región de Madre de Dios desde el año 2011 hasta el año 2014, a fin que pueda culminar su trabajo de investigación.

Agradeciendo su amable atención a la presente, hago propicia la oportunidad para expresarle los sentimientos de mi distinguida consideración.

Atentamente



*Alfonso Pérez Salvatierra*  
Dr. Alfonso Pérez Salvatierra  
DIRECTOR

/gladys

## I. Respuesta de la DGE-MINSA a la solicitud de datos



PERÚ Ministerio de Salud

Dirección General de Epidemiología

"DECENIO DE LAS PERSONAS CON DISCAPACIDAD EN EL PERÚ"  
"Año de la Diversificación y del Fortalecimiento de la Educación"

**OFICIO N° 342 2015- DGE-DVE-JVSP/MINSA**

Lima,

29 MAYO 2015

Señor Doctor

**ALFONSO PÉREZ SALVATIERRA**

Director

Facultad de Ciencias Matemáticas - Unidad de Post Grado

Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Calle Germán Amézaga N° 375 – Ciudad Universitaria

Lima.-

Asunto: Datos epidemiológicos de lesiones por accidentes de tránsito

Referencia: Carta s/n – Expediente N° 15-046459-001

Es grato dirigirme a usted para saludarle cordialmente y en relación al documento de la referencia, remitirle un CD que contiene la información epidemiológica correspondiente a la DIRESA Madre de Dios del 2011 al 2014 sobre las lesiones por accidentes de tránsito.

Agradeciendo la atención al presente, aprovecho la oportunidad para reiterarle los sentimientos de mi consideración y estima personal.

Atentamente,



MINISTERIO DE SALUD  
Dirección General de Epidemiología  
MARTÍN YAGUAMOSCO  
DIRECTOR GENERAL

MYM/JAA/CBC/rpe

## J. Solicitud de datos de accidentes de tránsito a la Oficina Regional de Epidemiología de Madre de Dios

AÑO DE LA DIVERSIFICACIÓN PRODUCTIVA Y DEL FORTALECIMIENTO DE LA  
EDUCACIÓN

**SOLICITA: Datos de vigilancia epidemiológica de lesiones  
por accidentes de tránsito en la Región  
Madre de Dios**

**Sr. Med. CARLOS H. MANRIQUE DE LARA ESTRADA**

**DIRECTOR DE LA OFICINA REGIONAL DE EPIDEMIOLOGÍA DE MADRE DE DIOS**

Yo **Ronald Quispe Flores**, con D.N.I. 24490428,  
domiciliado en el Jr. Zoila Ancora N -11 de esta  
ciudad, con el debido respeto me presento y  
expongo.

Que, habiendo concluido mis estudios de maestría en “Bioestadística” en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos – Lima, y habiendo inscrito mi proyecto de tesis “Regresión Logística Ordinal Aplicado al: Estudio de la Gravedad de Lesiones por Accidente de tránsito en la Región Madre de Dios”, a la Facultad de Ciencias Matemáticas de la misma Universidad (adjunto copia de resolución). Tengo la necesidad de contar con la “data” correspondiente para el desarrollo de mi proyecto de tesis, por lo que **solicito a Usted**, tenga a bien proporcionarme los **datos de la vigilancia epidemiológica de lesiones por accidente de tránsito en la región de Madre de Dios, desde el año 2010 hasta el año 2014.**

Concedor de su altísimo espíritu colaborador, quedo agradecido de antemano por la atención que pueda dar al presente

Puerto Maldonado, 29 de mayo del

2015



Ronald Quispe Flores

