

مقایسه تحلیل مدل لجستیک لجیت و پروبیت در تفکیک پذیری انواع روغن روی سوروم بر حسب قد و وزن

پروین اژداری^{*۱}

۱- دانشکده علوم پایه، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران

*par_azhdari@yahoo.com

تاریخ پذیرش: تیر ۱۳۹۶

تاریخ دریافت: مهر ۱۳۹۵

چکیده

در این مقاله هدف برآورد گروه‌های تیماری تغذیه ماهی زینتی سوروم (*Herosseverous*) براساس شاخص‌های مشاهده شده قد، وزن و سن می‌باشد. بدین منظور ۳۰۰ عدد ماهی به ترتیب با میانگین وزن و طول اولیه 0.5 ± 0.2 گرم و 2.2 ± 0.25 سانتی‌متر در غالب سه گروه تیمار هر گروه با شش تکرار (تیمار تغذیه شده با مخلوط مساوی روغن ماهی و روغن سویا C: و تیمار تغذیه شده با روغن سویا B: و تیمار تغذیه شده با روغن ماهی A:) با جیره‌های آزمایشی ایزونايتروژنوس و ایزوکالریک تغذیه و هر پانزده روز یکبار زیست‌سنجی شدند. داده‌های به دست آمده به منظور برآورد تفکیک پذیری سه گروه تیمار (هر گروه با شش تکرار) از دو تحلیل پرکاربرد مدل‌های «لجیت تجمعی» و «پروبیت تجمعی» استفاده گردید. هدف در این مقاله، تشخیص کارکرد و تاثیر نوع تغذیه (روغن مصرفی) با توجه به بازده رشد ماهی‌ها در تعیین رده بندی این روغن‌ها می‌باشد. همچنین در هر یک از این دو مدل با حذف پسرو (*Backward elimination*) مدل‌های بهینه بدست آمده و در نهایت دو مدل حاصل با هم مقایسه و بهترین آن‌ها مشخص گردید، و مدل لجستیک با تابع ربط لجیت به عنوان برآورد بهتر معرفی می‌گردد.

کلمات کلیدی: رگرسیون لجستیک، لجیت تجمعی، پروبیت تجمعی، تیمار، حذف پسرو، ماهی زینتی سوروم

مقدمه

محتوی چربی رژیم غذایی به عنوان یکی از مهمترین مسائل در تغذیه آزیان مطرح شده است (Jauncey and Ross, 1982) و نقش مهمی در تأمین انرژی مورد نیاز برای رشد و فعالیت‌های داوطلبانه موجود دارد (NRC, 1993)، بنابراین تأمین نوع مناسب لیپید و مقدار کافی آن در رژیم غذایی برای رشد سریع و سلامت آبی لازم می‌باشد (Lovell, 1989). ترکیبات لیپیدی از اجزای ضروری بدن هستند که نقش مهمی در ساختمان و عملکرد موجود زنده دارند. لیپید به منظور تأمین اسیدهای چرب به ویژه اسیدهای چرب ضروری در جیره مورد استفاده قرار می‌گیرند و البته ترکیبات لیپیدی حاوی اسیدهای چرب ضروری مانند روغن ماهی از اجزاء گران قیمت جیره است، بدین لحاظ اتخاذ استراتژی مناسب برای فرمولاسیون بین طیف اپتیمم و قابل اجرا با توجه به نیازهای زیستی آبی و تحلیل‌های آماری بهینه می‌باشد (مورکی و همکاران، ۱۳۹۵). به طور سنتی، روش‌های رگرسیون خطی و تحلیل تمایزات برای پیش بینی احتمال تعلق مشاهدات به رده‌های دو یا چند سطحی به کار گرفته شده است. از چهار دهه پیش تاکنون، توجه آماردانان از به کارگیری شیوه‌های رگرسیون خطی به دلیل فرض‌های دست و پاگیر آن‌ها، به روش دیگری که به آن رگرسیون لجستیک گفته می‌شود، تغییر کرده است.

فرض‌های خطی بودن، توزیع چند متغیری نرمال، پیوستگی داده‌ها و برابری ماتریس واریانس و کوواریانس از جمله محدودیت‌هایی هستند که آماردانان را به فکر گسترش شیوه‌های تحلیلی کارآمدتر سوق داده است. رگرسیون لجستیک یک فن آماری است که برای پیش‌بینی متغیر وابسته چند سطحی طراحی شده است (Hosmer et al., 2013)، برای مثال متغیر پاسخ می‌تواند یک متغیر دوسویی مانند بیماری یا سلامت، مرگ یا زندگی در نظر گرفته شود. در عین حال متغیرهای پیشگو می‌توانند هم کمی و هم کیفی باشند. مدل رایج داده‌هایی که دارای پاسخ دودویی باشند، رگرسیون لجستیک باینری است. اگر تعداد این طبقات بیش از دو حالت باشد، آنکاه با توجه به جنس متغیر پاسخ (یعنی اسمی و ترتیبی) مدل‌های رگرسیون لجستیک اسمی و ترتیبی حاصل می‌شود. این مدل را می‌توان به عنوان مدل خطی تعمیم یافته‌ای که از تابع لجبت به عنوان تابع پیوند استفاده می‌کند و خطایش از توزیع چندجمله‌ای پیروی می‌کند، به

حساب آورد.

از آنجایی که مطالعه روی داده‌های چندسطحی و مدل‌بندی آن‌ها حائز اهمیت می‌باشد، آماردانان و محققین بسیاری به این مهم همت گمارده‌اند (Agresti, 2007; Power and Xie, 2000; Long and Scott, 1997). از مهم‌ترین مزیت‌های تحلیل رگرسیون لجستیک نسبت به سایر تحلیل‌ها، فراهم آوردن امکان استفاده از متغیرهای پیوسته و رسته‌ای به عنوان متغیرهای مستقل می‌باشد (Christensen, 1997). از جمله روش‌های رده‌بندی و جداسازی مشاهدات می‌توان به تحلیل ممیزی و رگرسیون لجستیک اشاره کرد (مورکی و نهاوندی، ۱۳۹۶) که معمولاً رگرسیون لجستیک برازش بهتری به داده‌ها دارد. از جمله تحقیقات صورت گرفته در زمینه مقایسه رده‌بندی توسط تحلیل ممیزی و سایر روش‌های تفکیک‌پذیری در زمینه آبی‌پروری می‌توان به تفکیک‌پذیری سه گونه ماهی کفال، تیلاپیا و آکاراس اشاره نمود (Hauser-Davis et al., 2010). رگرسیون لجستیک در بخش محیط زیست نیز کاربردهای مناسبی دارد به طوری که Real و همکاران در سال ۲۰۰۶ با استفاده از رگرسیون لجستیک اقدام به محاسبه توابع مطلوب زیست محیطی نمودند. همچنین Davis Hauser- و همکاران در سال ۲۰۱۲ از رگرسیون لجستیک و منطقی فازی برای طبقه بندی نواحی نمونه برداری از ماهیان وحشی و ارزیابی ذخایر استفاده نمودند. مورکی و نهاوندی (۱۳۹۶) از دو تحلیل آماری ممیزی خطی و نزدیک‌ترین همسایه برای دسته بندی ماهیان باتوجه به رژیم غذایی استفاده کردند. در مقاله حاضر دو تحلیل پرکاربرد در مدل‌های لجستیک با بکارگیری دو تابع ربط استفاده می‌شود که شامل مدل لگاریتم بخت «لجبت تجمعی» و دیگری مدل احتمالی «پروبیت تجمعی» می‌باشد. در مدل اول، بیشینه بخت قرارگیری در هر رده (منظور سه تیمار غذایی A, B, C) مورد بررسی قرار می‌گیرد و آن مشاهده‌ای که لگاریتم بخت بیشتری داشته باشد به عنوان رده حساب می‌شود و در مدل دوم فرض می‌شود که قرارگیری در هر رده نرمال بوده و آن رده‌ای انتخاب می‌گردد که احتمال آن به احتمال نرمال نزدیک‌تر باشد (Johnson and Wichem, 2007; Bender and Grouven, 1997; Anderson 1984). از این رو در مطالعه حاضر هدف برآورد تفکیک‌پذیری ماهیان پرورش یافته با سه تیمار تغذیه‌ای متفاوت از نقطه نظر نوع روغن می‌باشد،

مدل کامل بدون متغیر زمان و متغیر توأم زمان و قد، حضور داشته و تغییرات را نشان می‌دهند (جدول ۱). همچنین با آزمون نیز تفاوت در رده‌ها تشخیص داده می‌شود (جدول ۲).

جدول ۱: آزمون اتوبوسی برای مدل لجستیک با تابع ربط لجیت

تجمعی		
نسبت درست‌نمایی کای دو	درجه آزادی	معناداری
۵۲/۷۸۲	۱۱	۰/۰۰۰

جدول ۲: اثر متغیرهای مدل لجستیک با تابع ربط لجیت تجمعی

نوع ۳			منبع
کای دو والد	درجه آزادی	معناداری	
۱۰/۴۳۳	۱	۰/۰۰۱	قد
۱۸/۴۲۵	۱	۰/۰۰۰	وزن
۲۱/۶۰۷	۴	۰/۰۰۰	وزن در سن
۲۸/۴۳۹	۱	۰/۰۰۰	وزن قدی
۲۵/۰۷۸	۱	۰/۰۰۰	وزن قدی در سن

ب: مدل لجستیک با تابع ربط پروبیت تجمعی

در این روش که رابطه آن بصورت زیر است:

$$\Phi^{-1}(p_i) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (2)$$

که در آن Φ توزیع نرمال استاندارد است.

مدل کامل بدون متغیر زمان و متغیر توأم زمان و قد، در مدل حضور داشته و تغییرات را نشان می‌دهند (جدول ۳). همچنین با آزمون نیز تفاوت در رده‌ها مشخص می‌گردد (جدول ۴).

جدول ۳: آزمون اتوبوسی برای مدل لجستیک با تابع ربط پروبیت

تجمعی		
نسبت درست‌نمایی کای دو	درجه آزادی	معناداری
۵۳/۱۳۷	۱۱	۰/۰۰۰

جدول ۴: اثر متغیرهای مدل لجستیک با تابع ربط پروبیت تجمعی

نوع ۳			منبع
کای دو والد	درجه آزادی	معناداری	
۱۰/۵۴۵	۱	۰/۰۰۱	قد
۱۹/۱۹۱	۱	۰/۰۰۰	وزن
۲۲/۰۴۰	۴	۰/۰۰۰	وزن در سن
۲۹/۲۶۱	۱	۰/۰۰۰	وزن قدی
۲۵/۶۳۹	۴	۰/۰۰۰	وزن قدی در سن

و تعیین اینکه با توجه به تحلیل‌های آماری و وضعیت رشد ماهیان میزان بخت دسته‌بندی آن‌ها تعیین شود.

مواد و روش‌ها

تهیه جیره، تغذیه ماهیان و زیست‌سنجی: جیره غذایی ایزونایتروژنوس و ایزوکالریک با کاربرد سه ترکیب متفاوت روغنی شامل: رده (تیمار) یک (A) حاوی روغن ماهی، رده (تیمار) دو (B) حاوی روغن سویا و رده (تیمار) سه (C) حاوی حاوی مخلوط مساوی از دو روغن ماهی و سویا با استفاده از مواد اولیه معمول بر مبنای فرمول تهیه شده توسط نرم‌افزار Win feed ۲/۸ آماده شدند. تهیه جیره‌ها به روش Fowler (۱۹۹۱) صورت گرفت. جیره‌های غذایی مورد نظر پس از آماده‌سازی برای حصول اطمینان از کیفیت و ترکیب تقریبی با روش‌های آزمایشگاهی AOAC (۱۹۹۰) ارزیابی شدند. ۲۸۵ عدد ماهی سوروم (*Heros severous*) به ترتیب با میانگین وزن و طول اولیه 0.5 ± 0.2 گرم و 2.5 ± 0.2 میلی‌متر همگی از یک والد تهیه و در قالب سه تیمار هرکدام با شش تکرار در آکواریوم‌ها به طور کاملاً تصادفی رهاسازی شدند. ماهیان متناسب با میزان اشتها روزانه حدود ۵ درصد بیوماس دو مرتبه در روز (۹ و ۱۸) به مدت ۹۰ روز تغذیه شدند. ماهیان هر ۱۵ روز یکبار زیست‌سنجی شدند.

تحلیلی آماری

مدل لجستیک: رگرسیون لجستیک از تکنیک‌های کاربردی برای تحلیل داده‌های طبقه‌بندی شده است، شبیه رگرسیون خطی با این تفاوت که نحوه محاسبه ضرایب در این دو روش یکسان نمی‌باشد. بدین معنی که رگرسیون لجستیک، به جای حداقل کردن مجذور خطاها (کاری که رگرسیون خطی انجام می‌دهد)، احتمالی را که یک واقعه رخ می‌دهد، حداکثر می‌کند. همچنین، در تحلیل رگرسیون خطی، برای آزمون برازش مدل و معنی‌دار بودن اثر هر متغیر در مدل، به ترتیب از آماره‌های F و t استفاده می‌شود، در حالی که در رگرسیون لجستیک، از آماره‌های خی دو و والد استفاده می‌شود.

الف: مدل لجستیک با تابع ربط لجیت تجمعی

در این روش که رابطه آن بصورت زیر می‌باشد:

$$\ln(p_i/1-p_i) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (1)$$

نتایج

برآورد رده ها (تیمارهای A, B, C) که توسط رابطه (۱) و (۲) محاسبه و تعریف شده، به ترتیب در جدول ۵ و ۷ نمایش داده شده است.

جدول ۵: برآورد رده ها در مدل لجستیک با تابع ربط لجبت تجمعی

رده واقعی	A برآورد شده	B برآورد شده	C برآورد شده	مجموع
A	۱۸۱	۴۲	۲۰۹	۴۳۲
B	۱۲۲	۴۶	۲۴۸	۴۱۶
C	۱۲۷	۴۷	۲۳۹	۴۱۳
مجموع	۴۳۰	۱۳۵	۹۶۹	۱۲۶۱

که می توان اطلاعات جدول ۵ را با محاسبه نسبت مقدار A برآورده شده به کل نمونه ها به عنوان برآورد صحیح A و محاسبه نسبت مجموع مقادیر برآورد شده B و C به کل نمونه ها به عنوان برآورد غلط A و متعاقبا محاسبه برآوردهای صحیح و غلط B و C به صورت جدول ۶ خلاصه نمود، لازم به ذکر است که با محاسبه نسبت مقدار برآورد صحیح به غلط، بخت برآورد محاسبه می شود.

جدول ۶: دقت در تعیین رده با استفاده از مدل لجستیک با تابع

رده	برآورد صحیح (درصد)	برآورد غلط (درصد)	بخت برآورد صحیح
A	۴۱/۹۰	۵۸/۱۰	۰/۷۲۱۱
B	۱۱/۰۶	۸۸/۹۴	۰/۱۲۴۳
C	۵۷/۸۷	۴۲/۱۳	۱/۳۷۳۶
کل	۳۶/۹۵	۶۳/۰۵	۰/۵۸۶۲

برآورد رده های تعریف شده با استفاده از رابطه ۲ در جدول ۷ نمایش داده شده است.

جدول ۷: برآورد رده ها در مدل لجستیک با تابع ربط پروبیت

رده واقعی	A برآورد شده	B برآورد شده	C برآورد شده	مجموع
A	۱۸۶	۳۰	۲۱۶	۴۳۲
B	۱۲۹	۳۲	۲۵۵	۴۱۶
C	۱۳۱	۳۵	۲۴۷	۴۱۳
مجموع	۴۴۶	۹۷	۷۱۸	۱۲۶۱

که می توان اطلاعات جدول ۷ را با محاسبه نسبت مقدار A برآورده شده به کل نمونه ها به عنوان برآورد صحیح A و محاسبه نسبت مجموع مقادیر برآورد شده B و C به کل نمونه ها به عنوان برآورد غلط A و متعاقبا محاسبه برآوردهای صحیح و غلط B و C به صورت جدول ۸ خلاصه نمود، لازم به ذکر است که با محاسبه نسبت مقدار برآورد صحیح به غلط، بخت برآورد محاسبه می شود.

جدول ۸: دقت در تعیین رده با استفاده از مدل لجستیک با تابع

رده	برآورد صحیح (درصد)	برآورد غلط (درصد)	بخت برآورد صحیح
A	۴۳/۰۶	۵۶/۹۴	۰/۷۵۶۱
B	۷/۶۹	۹۲/۳۱	۰/۰۸۳۳
C	۵۹/۸۱	۴۰/۱۹	۱/۴۸۸۰
کل	۳۶/۸۸	۶۳/۱۲	۰/۵۸۴۲

بحث

مدل های لجستیک معمولا از برخی مدل های رده بندی و ممیزی دیگر بهتر عمل می کنند. در تحقیق حاضر ملاحظه می گردد که در بین دو مدل مطرح شده برای رده بندی، مدل لجستیک با تابع ربط لجبت تجمعی عملکرد بهتری دارد. زیرا در این مدل با استفاده از جداول ۶ و ۸ متوسط برآورد صحیح هر سه روغن ۳۶/۹۵ درصد بیشتر و متوسط برآورد غلط برای هر سه روغن کمتر ۶۳/۰۵ درصد است و طبیعتا بخت برآورد صحیح مدل لجبت که تابع ربط آن تابع لجستیک است بیشتر از بخت برآورد صحیح مدل پروبیت که تابع ربط آن نرمال است، می باشد. البته این اختلاف کم است و از آن جایی که موضوع این مقاله مقایسه مدل لجستیک با سایر مدل های ممیزی نیست امکان نمایش عملکرد بهتر هر دو مدل لجستیک لجبت و پروبیت نمی باشد، هرچند در مقاله مورکی و نهاوندی (۱۳۹۶) که به مقایسه دو روش تحلیل ممیزی خطی و k-آمین نزدیک ترین همسایه در خصوص رشد ماهی سوروم پرداختند، متوسط برآورد صحیح دو مدل به ترتیب ۳۴/۳۴ و ۲۹/۹۸ بود که نشان می دهد مدل های لجستیک متوسط برآورد صحیح بیشتری دارد. لازم به ذکر است که با توجه به جدول ۶ و ۸، که خلاصه آن یعنی دقت برآورد و

روغن ماهی با اختلاف زیاد از روغن سویا بیشتر است. این نشان دهنده تاثیر روغن ترکیبی (C) در شاخص‌های رشد می‌باشد که آن را از سایر تیمارها قابل تفکیک کرده است.

جدول ۹: خلاصه دقت و خطای دو مدل مورد بررسی

شاخص	رده	مدل لجستیک با تابع ربط (درصد) پروبیتم تجمعی	مدل لجستیک با تابع ربط (درصد) لجیت تجمعی
برآورد صحیح	A	۴۳/۰۶	۴۱/۹۰
	B	۷/۶۹	۱۱/۰۶
	C	۵۹/۸۱	۵۷/۸۷
برآورد غلط	A	۵۶/۹۴	۵۸/۱۰
	B	۹۲/۳۱	۸۸/۹۴
	C	۴۰/۱۹	۴۴/۱۳
بخت تعیین صحیح رده	A	۰/۷۵۶۱	۰/۷۲۱۱
	B	۰/۰۸۳۳	۰/۱۲۴۳
	C	۱/۴۸۸۰	۱/۳۷۳۶
کل	نرخ رده‌بندی صحیح	۳۶/۸۸٪	۳۶/۹۵
	نرخ خطای واضح	۶۳/۱۲٪	۶۳/۰۵
	بخت رده‌بندی صحیح	۰/۵۸۴۲	۰/۵۸۶۲

حال به برآورد ضرایب مدل رگرسیون لجستیک می‌پردازیم. از آن جا که مدل رگرسیون لجستیک لجیت طبق جدول ۶، ۸ و ۹ عملکرد نسبتاً بهتری داشت فقط ضرایب مدل لجیت و

جدول ۱۰: ضرایب مدل لجستیک با تابع ربط لجیت تجمعی

پارامتر	ضریب	خطای استاندارد	بازه اطمینان ۹۵ والد		آزمون فرض		Exp(B)	بازه اطمینان والد برای نمای		
			کران پایین	کران بالا	کای دو والد	درجه آزادی		معناداری	کران پایین	کران بالا
برای A	۱/۶۷۶	۰/۶۱۵۱	۰/۴۷۱	۲/۸۸۲	۷/۴۲۶	۱	۰/۰۰۶	۵/۳۴۵	۱/۶۰۱	۱۷/۸۴۳
آستانه										
برای B	۳/۰۸۸	۰/۶۱۸۹	۱/۸۷۵	۴/۳۰۱	۲۴/۹۰۱	۱	۰/۰۰۰	۲۱/۹۴۰	۶/۵۲۳	۷۳/۷۹۶

ادامه جدول ۱۰:

۲/۸۰۴	۱/۲۸۷	۱/۹۰۰	۰/۰۰۱	۱	۱۰/۴۳۳	۱/۰۳۱	۰/۲۵۲	۰/۱۹۸۷	۰/۶۴۲	قد
۲/۳۶۰	۰/۴۶۱	۱/۰۴۳	۰/۹۲۰	۱	۰/۰۱۰	۰/۸۵۹	-۰/۷۷۵	۰/۴۱۶۷	۰/۰۴۲	وزن
۵۵۵۰/۶۲۷	۱۸/۱۷۸	۱/۶۴۳	۰/۰۰۰	۱	۱۵/۵۷۸	۸/۶۲۲	۲/۹۰۰	۱/۴۵۹۶	۵/۷۶۱	وزن در سن ۱۵
۲۴۱/۵۱۰	۶/۵۹۵	۳۹/۹۰۹	۰/۰۰۰	۱	۱۶/۱۰۹	۵/۴۸۷	۱/۸۸۶	۰/۹۱۸۵	۳/۶۸۷	وزن در سن ۳۰
۱۱/۹۶۴	۱/۳۸۹	۴/۰۷۶	۰/۰۱۱	۱	۶/۵۴۲	۲/۴۸۲	۰/۳۲۸	۰/۵۴۹۴	۱/۴۰۵	وزن در سن ۴۵
۳/۹۲۶	۰/۷۹۳	۱/۷۶۵	۰/۱۶۴	۱	۱/۹۳۸	۱/۳۶۸	-۰/۲۳۲	۰/۴۰۸۰	۰/۵۶۸	وزن در سن ۶۰
۱/۰۳۳	۰/۸۵۵	۰/۹۴۰	۰/۱۹۷	۱	۱/۶۶۳	۰/۰۳۲	-۰/۱۵۷	۰/۰۴۸۲	-۰/۰۶۲	وزن قدی
۰/۴۵۱	۰/۰۹۸	۰/۲۱۰	۰/۰۰۰	۱	۱۵/۹۹۰	-۰/۷۹۵	-۲/۳۲۵	۰/۳۹۰۲	-۱/۵۶۰	قد وزنی در سن ۱۵
۰/۶۲۰	۰/۲۷۱	۰/۴۱۰	۰/۰۰۰	۱	۱۷/۸۴۰	-۰/۴۷۸	-۱/۳۰۵	۰/۲۱۱۱	-۰/۸۹۱	قد وزنی در سن ۳۰
۰/۹۱۲	۰/۶۰۰	۰/۷۴۰	۰/۰۰۵	۱	۷/۹۴۵	-۰/۰۹۲	-۰/۵۱۱	۰/۱۰۷۰	-۰/۳۰۲	قد وزنی در سن ۴۵
۱/۰۲۳	۰/۷۷۸	۰/۸۹۲	۰/۱۰۳	۱	۲/۶۵۸	۰/۰۲۳	-۰/۲۵۱	۰/۰۶۹۸	-۰/۱۱۴	قد وزنی در سن ۶۰

(A,B,C) توسط ماهیان براساس متغیرهای رشد روش‌های رگرسیون لجستیک عملکرد بهتری دارند زیرا دارای خطای کمتر و دقت برآورد بهتر می‌باشند. مخصوصاً که در این مقاله نشان داده شد که مدل لجستیک لجبت نسبتاً به مدل پروبیت ارجحیت دارد. در مقالات بعدی در این خصوص، می‌توان سایر روش‌های رده‌بندی و ممیزی را ارائه نمود که برای این ماهی با این شیوه تغذیه تفکیک پذیری بهتری داشته باشند.

منابع

مورکی، ن. و معینی، س.، ۱۳۹۵. مبانی تغذیه و جیره-نویسی آبزیان. انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد لاهیجان، ۴۰۰ صفحه.

مورکی، ن. و نهاوندی، ر.، ۱۳۹۶. مقایسه تحلیل ممیزی خطی و نزدیک‌ترین هماسیه برای دسته‌بندی تیمارهای تغذیه ای ماهی سوروم (*Heros severous*) با توجه به متغیرهای رشد. مجله آبزیان زینتی، ۳۸-۳۳: ۴(۲).

Agresti, A., 2007. An introduction to categorical data analysis, Wiley-Interscience, Vol. 423.

Anderson, J.A., 1984. Regression and ordered categorical variables, Journal of the royal statistical society Series B (Methodological), pp: 1-30.

همانطور که ملاحظه می‌شود در تمام سطوح عوامل قد، وزن، اثر متقابل وزن در سطوح مختلف سن، اثر متقابل وزن و قد، اثر متقابل قد و وزن در سطوح مختلف درستون اول این جدول نمایش داده شده است. ستون دوم ستون ضرایب ضرایب متغیرها را در معادله رگرسیون لجستیک براساس رابطه (۱) نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، برای ساخت معادله رگرسیونی (۱) از مقادیر این ستون بعنوان β_i استفاده می‌شود، ستون سوم خطای استاندارد ستون ضرایب به حساب می‌آیند. همچنین فاصله اطمینان ۹۵ درصد و آزمون معنی‌داری برای آماره والد (Wald) ارائه شده است. آن دسته از متغیرهایی که آماره Wald ضرایب آنها معنی‌دار است، باید در پیش‌بینی عضویت گروهی مشارکت نمایند. مواردی که معنی‌دار نیست با رنگ زرد پس زمینه مشخص می‌شود که مانند رگرسیون معمولی می‌توان معادله را بدست آورد. بدین معنی که اطلاعات بیومتری شامل وزن در روز ۶۰ و همچنین اثر متقابل قد و وزن در روز ۶۰ اثر معنی‌داری بر معادله رگرسیون نداشته و در نتیجه نیاز به صرف وقت و هزینه برای ادامه تحقیق پس از روز ۴۵ وجود ندارد؛ و اثر $\text{Exp}(B)$ مقادیر (شانس) لگاریتم متغیر را نشان می‌دهند.

به طور کلی در خصوص حسن استفاده از این روش باید عنوان نمود که در مقایسه با سایر روش‌های تحلیل ممیزی مانند تحلیل ممیزی خطی و K -نزدیکترین همسایه برای رده‌بندی و تفکیک‌بندی تغذیه ترکیب روغن‌های مصرفی

- Bender, R. and Grouven, U., 1997.** Ordinal logistic regression in medical research, J.R Coll Physicians Lond. Sep-Oct; 31: 546-51.
- Christensen, R., 1997.** Log-linear models and logistic regression, Springer.
- Fowler, L.G., 1991.** Poultry by-product meal as a dietary protein source in fall Chinook salmon diets. Aquaculture, 99: 309-321.
- Hauser-Davis, R.A., Oliveir, T.F., Silveira, A.M. and Zioli R.M., 2010.** Case study: Comparing the use of nonlinear discriminating analysis and Artificial Neural Networks in the classification of three fish species: acaras (*Geophagus brasiliensis*), tilapias (*Tilapia rendalli*) and mullets (*Mugil liza*), Ecological informatics, 6(5): 474-478.
- Hauser- Davis, R.A., Oliveir, T.F., Silveira, A.M. and Zioli, R.M., 2012.** Logistic regression and fuzzy logic as a classification method for feral fish sampling sites, 19(4): 473-483.
- Hosmerd, W., Jr, Lemeshow S. and Sturdivan, T.R.X., 2013.** Applied logistic regression, 3rd Edition, Wiley.
- Jauncey, K. and Ross, B., 1982.** A guide to tilapia feeds and feeding. Institute of Aquaculture, University of Stirling, Stirling, Scotland, 111 p.
- Johnson, R.A. and Wichern, D.W., 2007.** Applied multivariate statistical analysis, Pearson education, Inc., 6th edition.
- Long, J. Scott., 1997.** Regression models for categorical and limited dependent variables, Vol. 7. Sage.
- Lovell, R.T., 1989,** Nutrition and feeding in fish. Van Nostrand Reinhold, New York, USA.
- Powers, D. and Xie, Y., 2000.** Statistical method for categorical data analysis, 2000. Academic Press. San Diego, CA.
- National Research Council (NRC), 1993.** Nutrient requirements of fish. Washington, D. C., National Academy Press, 114 p.
- Real, R., Marcia Barbosa, A. and Mario Vargas, J., 2006.** Obtaining environmental favorability functions from logistic regression, Environmental and Ecological Statistics, 13(2): 237-245.