ORIGINAL ARTICLE

# *Timing the Incidence of Restenosis and Some Effective Factors in Patients Undergoing Angioplasty Using Extended Cox Regression Model*

Farzad Ebrahimzadeh[1],
Ebrahim Hajizadeh[2],
Ahmadreza Baghestani[3],
Javad Nasseryan[4]

[1] PhD Student in Biostatistics, Faculty of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
[2] Professor, Department of Biostatistics, Faculty of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
[3] Assistant Professor, Department of Biostatistics, Faculty of Paramedical Sciences, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran
[4] Assistant Professor, Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Basic Sciences, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran

(Received January 3, 2017 ; Accepted February 13, 2017)

## *Abstract*

**Background and purpose:** Restenosis after percutaneous transluminal angioplasty is a prevalent phenomenon that might lead to repetition of angioplasty, open heart surgery, myocardial infarction, and death. This study, drawing on extended Cox regression model, pursues examining effective factors on the time to incidence of restenosis.

**Materials and methods:** In this historical cohort study, 421 patients attending Ayatollah Moosavi Hospital, Zanjan, Iran (from April 2009 to June 2011) for drug-eluting stent implementation were followed up until June 2015 for time of incidence of restenosis. In next stage, some demographic variables and clinical records were studied. The proportional hazards assumption did not hold, so, to model this survival data, extended Cox regression was applied.

**Results:** Compared to other patients, the hazard ratio of restenosis in patients with drug abuse and hyperlipidemia was 2.09 times and 1.91 times more, respectively. Also, two years after angioplasty, the hazard ratio of restenosis in patients over 60 years old 2 times, diabetic patients 2.91 times, and in patients suffering from hypertension was 2.49 times more than those of other patients ($P<0.05$).

**Conclusion:** In this study, drug abuse and a history of hyperlipidemia constitute effective factors on the incidence of restenosis. Compared to these, being over 60 years of age and suffering from diabetes and hypertension had lower effects. Accordingly, preventing the risk factors mentioned and periodic follow-ups are highly suggested in patients with such conditions.

***Keywords:*** angioplasty, drug-eluting stent, restenosis, proportional hazards assumption, extended cox regression

**J Mazandaran Univ Med Sci 2017; 26 (146): 56-67 (Persian).**

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

پژوهشی

مجله دانشگاه علوم پزشکی مازندران
دوره بیست و ششم شماره ۱۴۶ اسفند سال ۱۳۹۵ (۶۷-۵۶)

# بررسی مدت زمان بروز تنگی مجدد عروق در بیماران تحت آنژیوپلاستی و برخی عوامل موثر بر آن با استفاده از مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته

فرزاد ابراهیم زاده[۱]
ابراهیم حاجی زاده[۲]
احمدرضا باغستانی[۳]
جواد ناصریان[۴]

## چکیده

**سابقه و هدف:** تنگی مجدد عروق پس از آنژیوپلاستی از راه پوست پدیده شایعی است که می‌تواند موجب تکرار آنژیوپلاستی، جراحی قلب باز، سکته قلبی و یا مرگ گردد. این مطالعه با هدف بررسی عوامل موثر بر زمان بروز تنگی مجدد عروق با استفاده از مدل کاکس تعمیم یافته انجام شده است.

**مواد و روش‌ها:** در این مطالعه هم گروهی تاریخیتمامی ۴۲۱ بیماری که طی فروردین ۱۳۸۸ لغایت خرداد ۱۳۹۰ جهت تعبیه استنت دارویی به بیمارستان آیت اله موسوی زنجان مراجعه کرده بودند تا خرداد ۱۳۹۴ از نظر زمان انتظار بروز تنگی مجدد عروق پی‌گیری شدند. متغیرهای جمعیت شناختی و بالینی موجود در پرونده استخراج گردید و با توجه به برقرار نبودن پیش فرض مخاطرات متناسب از رگرسیون کاکس تعمیم یافته برای مدل‌بندی این داده‌های بقاء استفاده شد.

**یافته‌ها:** نسبت مخاطره تنگی مجدد در افراد مصرف کننده مواد مخدر ۲/۰۹ برابر و در افراد دارای سابقه چربی خون بالا ۱/۹۱ برابر بیش‌تر بوده است. درضمن با گذشت دو سال پس از آنژیوپلاستی، نسبت مخاطره تنگی مجدد در افراد بالای ۶۰ سال ۲/۰۰ برابر، افراد دیابتی ۲/۹۱ برابر و مبتلایان پرفشاری خون ۲/۴۹ برابر بیش‌تر از سایرین بوده است ($P<0/05$).

**استنتاج:** در این مطالعه مهم‌ترین عوامل موثر بر تنگی مجدد، مصرف مواد مخدر و ابتلا به چربی خون بالا بوده که سن بالای ۶۰ سال و ابتلا به دیابت و پرفشاری خون در اولویت بعدی قرار می‌گیرند لذا پیشگیری از مواجهه با عوامل خطرزای فوق و پی‌گیری‌های دوره‌ای در افراد مواجهه یافته توصیه می‌گردد.

**واژه های کلیدی:** آنژیوپلاستی، استنت دارویی، تنگی مجدد عروق، پذیره مخاطرات متناسب، رگرسیون کاکس تعمیم یافته

## مقدمه

قلب به عنوان عضو اصلی خون رسانی بدن، خود نیازمند مصرف اکسیژن و مواد غذایی است که این نیاز اساسی بیش‌تر از طریق سرخرگ‌های کرونر تامین می‌شود. گرفتگی یا تنگ شدن این رگ‌ها با ایجاد نقص در خون‌رسانی قلب موجب بروز نارسایی و حملات قلبی می‌گردد. هم زمان با افزایش سن و در حضور عواملی

**مولف مسئول: ابراهیم حاجی زاده** – تهران: دانشکده علوم پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس E-mail: hajizadeh@modares.ac.ir
۱. دانشجوی دکتری آمار زیستی، دانشکده علوم پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲. استاد، گروه آمار زیستی، دانشکده علوم پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۳. استادیار، گروه آمار زیستی، دانشکده پیراپزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، تهران، ایران
۴. استادیار، گروه ریاضی-آمار، دانشکده علوم پایه، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران
تاریخ دریافت : ۱۳۹۵/۱۰/۱۴ تاریخ ارجاع جهت اصلاحات : ۱۳۹۵/۱۱/۲ تاریخ تصویب : ۱۳۹۵/۱۱/۲۵



[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

نظیر سابقه فامیلی، استعمال دخانیات، بالا بودن چربی‌های خون، پرفشاری خون و دیابت شیرین، چربی به صورت غیرطبیعی در رگ‌ها تجمع پیدا می‌کند که موجب باریک و سخت شدن دیواره آن‌ها شده و خون‌رسانی را دچار اختلال می‌نماید که این پدیده آترو اسکلروز نامیده می‌شود(۱).

مهم‌ترین تظاهرات بالینی آترو اسکلروز شامل بیماری قلبی ایسکمیک، سکته مغزی ایسکمیک و بیماری شریانی محیطی است که از مهم‌ترین علل مرگ و میر در ایالات متحده، بریتانیا و بیش‌تر کشورهای اروپایی محسوب می‌شود(۲). معمولاً برای درمان گرفتگی عروق کرونر از جراحی قلب باز و آنژیوپلاستی عروق کرونری از راه پوست با استفاده از استنت‌های دارویی و غیر دارویی استفاده می‌شود. آنژیوپلاستی عروق کرونر از راه پوست، روشی کم‌تر تهاجمی و ارزان‌تر از جراحی بای‌پس عروق کرونر محسوب می‌شود که بیمار می‌تواند زودتر فعالیت‌های روزمره خود را شروع کند(۳). متاسفانه طی مدت زمان شش ماهه اول بعد آنژیوپلاستی از راه پوست، حدود ۱۲ تا ۴۰ بیماران دچار تنگی مجدد عروق می شوند که این مشکل می‌تواند باعث پیامدهای معکوسی چون تکرار آنژیوپلاستی از راه پوست، جراحی قلب باز، بیماری قلبی ایسکمیک و یا حتی مرگ گردد(۵،۴). در بروز تنگی مجدد عروق عوامل خطرزای زیادی چون جنسیت، سن، مصرف سیگار، دیابت، سابقه چربی خون بالا، سابقه پرفشاری خون، سابقه بیماری‌های مزمن کلیوی، سابقه آنژین صدری ناپایدار، سابقه سکته قلبی و هم‌چنین عواملی نظیر محل ضایعه، طول ضایعه، تعداد شریان کرونر درگیر، نوع استنت، تعداد استنت و طول استنت تعبیه شده تاثیر گذارند(۹-۶). بررسی مطالعات قبلی حاکی از وجود برخی تناقض‌ها بین نتایج آن‌هاست که علت عمده این ناهم خوانی‌ها را می‌توان در استفاده از جامعه‌های آماری متفاوت و خصوصاً بهره‌گیری از روش‌های آماری مختلف در مدل بندی و آنالیز داده‌ها جستجو کرد.

عمده روش‌های آماری مورد استفاده در مطالعات قبلی شامل آزمون استقلال مجذور کای(۴، ۱۰-۱۲)، مدل رگرسیون لوجستیک(۱۳-۱۹)، مدل رگرسیون دوجمله‌ای منفی(۲۰) و نیز مدل رگرسیون کاکس(۲۱-۲۴) بوده است که آزمون اول جزء روش های مدل بندی محسوب نمی شود، مدل دوم فقط به وقوع یا عدم وقوع تنگی مجدد توجه می‌کند، مدل سوم به تعداد وقوع تنگی مجدد در یک بازه زمانی می‌پردازد و مدل چهارم زمان انتظار تا وقوع اولین تنگی مجدد در حضور داده‌های سانسور شده را مورد تاکید قرار می دهد.

یکی از روش‌های آماری که برای مطالعه زمان انتظار تا وقوع یک پیشامد در حضور داده‌های سانسور شده به کار می‌رود، تحلیل بقاست که عمدتاً برای بررسی بقاء و یا مخاطره بیماران بر اساس متغیرهای کمکی مختلف به کار می‌رود(۲۵). در تحلیل بقاء اگر هدف بررسی اثر متغیرهای کمکی روی زمان بقاء یا تابعی از آن باشد، معمولاً از مدل‌های رگرسیونی نیمه پارامتری مانند مدل مخاطرات متناسب کاکس استفاده می شود. این مدل متداول هیچ پذیره‌ای در مورد تابع مخاطره مبدا در نظر نمی‌گیرد و زمانی استفاده می‌شود که پذیره مخاطرات متناسب برقرار باشد. حال اگر به ازای یک یا چند متغیر کمکی این پذیره برقرار نباشد از مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته استفاده می‌شود(۲۶). حال با توجه به اهمیت تنگی مجدد عروق در بیماران تحت آنژیوپلاستی، وجود برخی عدم توافق‌ها بین نتایج مطالعات مشابه و با عطف به این که تاکنون در هیچ یک از مدل های رگرسیون کاکس معرفی شده در این خصوص به برقراری یا عدم برقراری پذیره مخاطرات متناسب توجه یا اشاره‌ای نشده است، لذا این مطالعه با هدف مدل‌بندی زمان وقوع تنگی مجدد عروق پس از آنژیوپلاستی از راه پوست و بررسی عوامل جمعیت شناختی و بالینی مرتبط با آن روی بیماران شهر زنجان بر اساس مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته انجام شده است.

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

## مواد و روش ها

*داده‌ها و جمعیت مورد مطالعه*

جامعه آماری در این مطالعه هم‌گروهی کلیه بیمارانی بودند که طی اول فروردین ۱۳۸۸ لغایت انتهای خردادماه ۱۳۹۰ جهت انجام آنژیوپلاستی و تعبیه استنت دارویی به بیمارستان آیت ا... موسوی زنجان مراجعه کرده و درضمن به علت بیماری ایسکمیک قلب بستری مجدد شده بودند. کلیه بیماران به روش تمام شماری از بدو انجام آنژیوپلاستی تا انتهای خرداد ۱۳۹۴ از نظر زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق مورد پی‌گیری قرار گرفتند (براساس اطلاعات موجود در پرونده). در مرحله نخست از طریق پرونده‌های موجود در اسناد پزشکی بیمارستان و نیز شماره تماس موجود در پرونده جهت مصاحبه تلفنی، اطلاعات جمعیت‌شناختی و برخی متغیرهای بالینی بیمار در یک فرم اطلاعاتی محقق ساخته ثبت گردید که قبلاً در یک مطالعه مشابه، روایی صوری و محتوایی آن بر اساس نظر سه نفر از اعضای هیات علمی دانشگاه علوم پزشکی زنجان (دو نفر متخصص قلب و عروق و یک نفر دکترای تخصصی آمار زیستی) و پایایی فرآیند پرونده خوانی و ثبت داده‌ها نیز توسط دو مشاهده‌گر مستقل و با استفاده از آزمون توافق کاپا تایید گردیده بود(۲۰). متغیرهای مستقل موجود در فرم اطلاعاتی فوق شامل رده سنی، جنسیت، وضعیت اشتغال، محل سکونت، سطح تحصیلات، سطح رضایت‌مندی از درآمد، مصرف سیگار، مصرف مواد مخدر، کد پزشک معالج، سابقه دیابت، سابقه پر فشاری خون، سابقه چربی خون بالا، سابقه بیماری مزمن کلیوی، سابقه آنژین صدری ناپایدار و سابقه سکته قلبی و درضمن متغیر وابسته، زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد پس از تعبیه استنت دارویی بوده است. برای تشخیص تنگی مجدد عروق نیز ابتدا توسط متخصصان قلب و عروق برای بیمار دارای علائم ایسکمی قلب تست ورزش تجویز شد و در صورت مثبت شدن نتیجه، بیمار موردآنژیوگرافی مجدد قرار گرفت و در نهایت تنگی مجدد عروق به صورت وجود حداقل ۵۰درصد تنگی در محل آنژیوپلاستی قبلی تعریف گردید(۲۷). درضمن اگر بیماری در انتهای مطالعه (خرداد ۱۳۹۴) هم چنان دچار تنگی مجدد عروق نشده بود، سانسور شده از راست تلقی گردید. لازم به ذکر است که کلیه مراحل جمع‌آوری و آنالیز آماری داده‌ها بدون ذکر نام بیماران انجام شد و برای مصاحبه تلفنی با بیمار از پرسش گر هم جنس وی استفاده گردید.

روش‌های آماری

*آنالیز تک متغیره و انتخاب متغیرها جهت مدل بندی*

در مواردی که منحنی‌های بقا در زیر گروه ها یکدیگر را قطع نمی‌کردند برای مقایسه منحنی‌های بقاء به ازای سطوح متغیرهای مستقل از آزمون لگ-رتبه استفاده گردید و در مواردی که منحنی‌های بقای مذکور یکدیگر را قطع می‌کردند از آزمون رِنیی (Renyi) استفاده شد(۲۸). آن دسته از متغیرهای مستقل که در آنالیز تک متغیره دارای p-مقدار کم‌تر از ۰/۲ بودند، جهت مدل‌بندی چند متغیره مدنظر قرار گرفتند. با وجود این متغیرهای وضعیت اشتغال و محل سکونت که با سایر متغیرهای مستقل هم خطی بالایی داشتند نیز از مدل نهایی کنار گذاشته شدند. در نهایت متغیرهای سن، سطح رضایت از درآمد، مصرف مواد مخدر، دیابت، پرفشاری خون، چربی خون بالا، بیماری مزمن کلیوی، آنژین ناپایدار و سابقه آنفارکتوس میوکارد وارد مدل نهایی شدند.

*بررسی پذیره های مدل*

در این مطالعه پذیره مخاطرات متناسب با استفاده از نمودارهای $LOG-LOG$ و آزمون هارل ولی بررسی گردید(۲۶). آزمون هارل و لی که بر اساس ضریب همبستگی بین باقیمانده های شونفلد و زمان های شکست مرتب شده بنا می‌شود نشان داد که پذیره

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

مخاطرات متناسب به ازای متغیرهای سن، دیابت و پرفشاری خون برقرار نمی‌باشد (p =۰/۰۱۷، p =۰/۰۹۵ و p=۰/۰۱۸). هم‌چنین براساس روش نموداری *LOG-LOG* مشخص گردید که نسبت مخاطرات در برخی زیرگروه‌ها تا قبل از روز ۷۳۰ام و بعد از روز ۷۳۰ام پس از آنژیوپلاستی کاملاً متفاوت است.

*مدل کاکس تعمیم یافته*

این مدل نیمه پارامتری دارای فرم کلی به صورت زیر است:

$$h(t, X(t)) = h_0(t) \times \exp[\sum_{i=1}^{p_1} \beta_i X_i + \sum_{j=1}^{p_2} \delta_j X_j(t)]$$

که در آن، h(t) تابع مخاطره، $h_0(t)$ تابع مخاطره مبدا، $\beta_i$ ضریب رگرسیونی متغیر کمکی iام، $x_i$ مقدار متغیر کمکی مستقل از زمان iام، $\delta_j$ ضریب رگرسیونی متغیر کمکی وابسته به زمان jام و $x_j(t)$ مقدار متغیر کمکی وابسته به زمان jام می باشند(۲۶). با توجه به عدم برقراری پذیره مخاطرات متناسب به ازای متغیرهای سن، دیابت و پرفشاری خون در این مطالعه از مدل کاکس تعمیم یافته زیر استفاده گردید:

$$h(t; Age, Income, Drug\ Abuse, Diabet, Hypertension, Hyperlipidemia, Renal\ Disease, Angina, MI\ History) = h_0(t) \times \exp[\beta_0 + \beta_1 \times Income + \beta_2 \times Drug\ Abuse + \beta_3 \times Hyperlipidemia + \beta_4 \times Renal\ Disease + \beta_5 \times Angina + \beta_6 \times MI\ History + \delta_1 \times Age \times g(t) + \delta_2 \times Diabet \times g(t) + \delta_3 \times Hypertension \times g(t)];$$

$$g(t) = \begin{cases} 1 & if\ t \geq 730 \\ 0 & if\ t < 730 \end{cases}$$

لازم به ذکر است که کلیه تجزیه و تحلیل‌های مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار SAS نسخه ۹/۲ و R نسخه ۳,۱,۰ تحت سطح معنی‌داری ۰/۰۵ انجام گردیده است.

## یافته ها

از بین ۴۲۱ بیمار مورد مطالعه، ۵۱/۸درصد در گروه سنی ۶۰ سال یا بیش‌تر قرار داشتند، ۶۸/۶درصد دارای جنسیت مذکر، ۴۱/۱درصد شاغل، ۸۰/۰ درصد ساکن شهر، ۸۱/۵ درصد افراد دارای تحصیلات زیر دیپلم، ۷۸/۵ درصد از نظر سطح رضایت از درآمد در حد متوسط یا زیاد، ۲۹/۵ درصد مصرف‌کننده سیگار، ۵/۵ درصد مصرف‌کننده مواد مخدر، ۱۸/۸ درصد دارای سابقه دیابت، ۵۷/۵ درصد دارای سابقه پرفشاری خون، ۹۰/۰درصد دارای سابقه هیپر لیپیدمی، ۴/۳درصد دارای سابقه بیماری‌های مزمن کلیوی، ۸۶/۲ درصد دارای سابقه آنژین ناپایدار و ۳۹/۴ درصد بیماران دارای سابقه سکته قلبی بودند. در حدود ۳۰/۴ درصد افراد (۱۲۸ نفر)، حداقل یک مورد تنگی مجدد عروق در بازه زمانی مورد مطالعه اتفاق افتاده بود. بر اساس نتایج آزمون‌های لگ- رتبه و رِنیی، عوامل مرتبط با زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ شامل رده سنی (p=۰/۰۴۷ و سابقه چربی خون بالا (p=۰/۰۳۱) بوده‌اند. هم‌چنین زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق در ارتباط معنی‌دار با متغیرهای جنسیت، وضعیت اشتغال، سطح تحصیلات، سطح رضایت از درآمد، مصرف سیگار، مصرف مواد مخدر، پزشک معالج، سابقه دیابت، سابقه پرفشاری خون، نارسایی مزمن کلیوی، آنژین ناپایدار و آنفارکتوس میوکارد نبود (p>۰/۰۵). برای جزئیات بیش‌تر به جدول شماره ۱ مراجعه شود.

در جدول شماره ۲ نتایج مدل‌بندی هم زمان عوامل موثر بر زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق با استفاده از مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته آمده است. یافته‌ها نشان داد که رده سنی در ارتباط معنی‌دار با مدت زمان انتظار تا وقوع تنگی مجدد عروق بوده است به طوری که پس از طی زمان بقای ۷۳۰ روز (۲ سال بعد از آنژیوگرافی)، نسبت مخاطره تنگی مجدد عروق در بیماران بیش‌تر یا مساوی ۶۰ سال حدود ۲/۰۰ برابر بیش‌تر از بیماران کم تر از ۶۰ سال بوده است (۳/۸۹۱- ۱/۰۲۹ :CI ۹۵ درصد، p=۰/۰۳۱). درضمن نسبت مخاطره فوق، قبل و بعد از زمان بقای ۷۳۰ روز تفاوت معنی‌داری داشته است (p=۰/۰۴۰). نمودار شماره ۱ این یافته را به خوبی نمایش می‌دهد.

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

**جدول شماره ۱ :** مقایسه زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق در بیماران مراجعه کننده به بیمارستان آیت ا... موسوی شهر زنجان جهت انجام آنژیوپلاستی به تفکیک برخی متغیرهای جمعیت شناختی و بالینی

| نام متغیر | نام رده | تعداد (درصد) | زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق | | | | مقدار احتمال |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | میانگین زمان بقاء | خطای معیار میانگین زمان بقاء | میانه زمان بقاء | خطای معیار میانه زمان بقاء | |
| رده سنی | بیش تر یا مساوی ۶۰ | ۲۱۸ (۵۱/۸) | ۶۸۵/۰ | ۴۵/۴ | ۶۸۰/۰ | ۷۴/۸ | ۰/۰۴۷* |
| | کم تر از ۶۰ | ۲۰۳ (۴۸/۲) | ۷۶۷/۷ | ۵۲/۶ | ۸۱۹/۰ | ۱۰۶/۲ | |
| جنسیت | مرد | ۲۸۹ (۶۸/۶) | ۷۳۵/۰ | ۴۳/۰ | ۷۵۲/۰ | ۴۸/۵ | ۰/۸۳۴** |
| | زن | ۱۳۲ (۳۱/۴) | ۷۱۳/۱ | ۶۲/۱ | ۶۹۲/۰ | ۸۰/۶ | |
| وضعیت اشتغال | شاغل | ۱۷۳ (۴۱/۱) | ۶۵۱/۶ | ۵۰/۴ | ۶۶۲/۰ | ۶۹/۱ | ۰/۱۰۳** |
| | بی کار یا خانه دار | ۱۴۵ (۳۴/۴) | ۷۲۸/۵ | ۵۶/۷ | ۶۹۲/۰ | ۹۹/۰ | |
| | بازنشسته | ۱۰۳ (۲۴/۵) | ۸۶۶/۱ | ۸۲/۰ | ۹۱۵/۰ | ۹۴/۳ | |
| محل سکونت | روستا | ۸۴ (۲۰/۰) | ۶۵۱/۱ | ۶۲/۹ | ۶۳۱/۰ | ۱۰۹/۶ | ۰/۱۷۶** |
| | شهر | ۳۳۷ (۸۰/۰) | ۷۵۷/۹ | ۴۲/۹ | ۷۵۲/۰ | ۴۱/۰ | |
| سطح تحصیلات | زیر دیپلم | ۳۴۳ (۸۱/۵) | ۷۳۰/۱ | ۳۹/۵ | ۷۳۶/۰ | ۵۱/۶ | ۰/۹۹۵** |
| | دیپلم یا بالاتر | ۷۸ (۱۸/۵) | ۷۴۲/۳ | ۸۳/۱ | ۷۵۰/۰ | ۱۷۹/۱ | |
| سطح رضایت از درآمد | کم | ۸۹ (۲۱/۱) | ۶۵۸/۰ | ۷۲/۴ | ۵۴۷/۰ | ۱۵۸/۰ | ۰/۱۹۸** |
| | متوسط یا زیاد | ۳۳۲ (۷۸/۹) | ۷۴۸/۱ | ۴۰/۵ | ۷۵۲/۰ | ۴۳/۹ | |
| مصرف سیگار | بلی | ۱۲۴ (۲۹/۵) | ۷۲۱/۷ | ۵۸/۹ | ۷۶۵/۰ | ۹۶/۲ | ۰/۴۳۱* |
| | خیر | ۲۹۷ (۷۰/۵) | ۷۳۰/۵ | ۴۳/۰ | ۶۹۲/۰ | ۵۰/۰ | |
| مصرف مواد مخدر | بلی | ۲۳ (۵/۵) | ۴۸۷/۹ | ۷۵/۸ | ۵۰۴/۰ | ۱۲۴/۴ | ۰/۱۰۴** |
| | خیر | ۳۹۸ (۹۴/۵) | ۷۴۰/۱ | ۳۶/۳ | ۷۵۰/۰ | ۴۴/۹ | |
| پزشک معالج | کد ۱ | ۳۴۷ (۸۲/۴) | ۷۴۵/۶ | ۳۸/۴ | ۷۵۲/۰ | ۴۶/۸ | ۰/۲۰۶** |
| | کد ۲ یا ۳ | ۷۴ (۱۷/۶) | ۵۹۱/۱ | ۵۲/۴ | ۵۹۳/۰ | ۷۲/۲ | |
| سابقه دیابت | بلی | ۷۹ (۱۸/۸) | ۶۷۹/۳ | ۶۸/۵ | ۷۵۳/۰ | ۸۷/۲ | ۰/۱۵۳* |
| | خیر | ۳۴۲ (۸۱/۲) | ۷۴۱/۰ | ۴۰/۴ | ۷۳۶/۰ | ۴۴/۵ | |
| سابقه پرفشاری خون | بلی | ۲۴۲ (۵۷/۵) | ۷۵۷/۸ | ۴۹/۸ | ۶۹۳/۰ | ۶۹/۳ | ۰/۰۷۰* |
| | خیر | ۱۷۹ (۴۲/۵) | ۶۹۶/۸ | ۴۶/۳ | ۷۵۰/۰ | ۴۸/۶ | |
| سابقه هپر لیپیدمی | بلی | ۳۷۹ (۹۰/۰) | ۷۵۲/۱ | ۳۷/۶ | ۷۵۲/۰ | ۴۶/۸ | ۰/۰۳۱** |
| | خیر | ۴۲ (۱۰/۰) | ۵۲۸/۸ | ۹۴/۰ | ۴۰۹/۰ | ۱۴۷/۰ | |
| سابقه نارسایی مزمن کلیوی | بلی | ۱۸ (۴/۳) | ۵۱۷/۱ | ۱۰۸/۸ | ۴۱۷/۰ | ۲۵۵/۹ | ۰/۰۸۶** |
| | خیر | ۴۰۳ (۹۵/۷) | ۷۳۸/۱ | ۳۶/۳ | ۷۵۰/۰ | ۴۴/۷ | |
| سابقه آنژین ناپایدار | بلی | ۳۶۳ (۸۶/۲) | ۷۳۱/۰ | ۳۷/۶ | ۷۳۶/۰ | ۴۰/۰ | ۰/۱۸۲* |
| | خیر | ۵۸ (۱۳/۸) | ۷۳۰/۹ | ۱۰۳/۸ | ۹۸۷/۰ | ۳۵۳/۸ | |
| سابقه سکته قلبی | بلی | ۱۶۶ (۳۹/۴) | ۷۲۶/۶ | ۵۳/۷ | ۸۱۹/۰ | ۵۳/۴ | ۰/۱۹۵* |
| | خیر | ۲۵۵ (۶۰/۶) | ۷۲۹/۶ | ۴۵/۴ | ۶۷۶/۰ | ۶۹/۰ | |

*: آزمون مورد استفاده، آزمون رنیی بوده است.

**: آزمون مورد استفاده، آزمون لگ-رتبه بوده است.

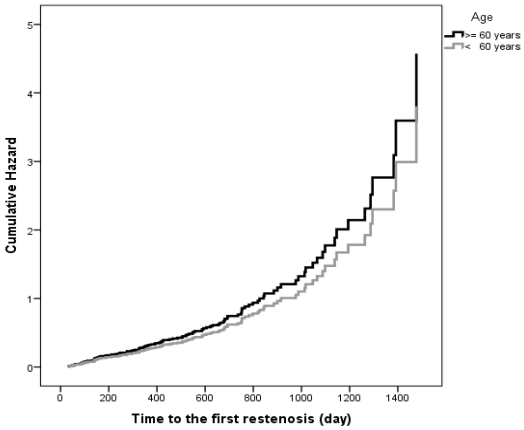
**جدول شماره ۲:** مدل بندی عوامل موثر بر مدت زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق در بیماران مراجعه کننده به بیمارستان آیت ا... موسوی شهر زنجان جهت انجام آنژیوپلاستی با استفاده از مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته

| نام متغیر | | نام رده | برآورد ضریب | برآورد خطای معیار | برآورد نسبت مخاطره | فاصله اطمینان ۹۵درصد برای نسبت مخاطره | | مقدار احتمال |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | کران پایین | کران بالا | |
| رده سنی | t<730* | بیش تر یا مساوی ۶۰ | ۰/۰۶۸ | ۰/۲۵۰ | ۱/۰۷۱ | ۰/۶۵۵ | ۱/۷۴۹ | ۰/۷۸۵ |
| | | کم تر از ۶۰ | رده مرجع | | | | | |
| | t≥730** | بیش تر یا مساوی ۶۰ | ۰/۶۹۳ | ۰/۳۳۹ | ۲/۰۰۰ | ۱/۰۲۹ | ۳/۸۹۱ | ۰/۰۳۱ |
| | | کم تر از ۶۰ | رده مرجع | | | | | |
| سطح رضایت از درآمد | | کم | ۰/۳۶۳ | ۰/۲۲۲ | ۱/۴۳۷ | ۰/۹۲۹ | ۲/۲۲۲ | ۰/۰۸۳ |
| | | متوسط یا زیاد | رده مرجع | | | | | |
| مصرف مواد مخدر | | بلی | ۰/۷۳۶ | ۰/۳۶۷ | ۲/۰۸۸ | ۱/۰۱۶ | ۴/۲۹۲ | ۰/۰۳۵ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| سابقه دیابت | t<730* | بلی | ۰/۰۴۵ | ۰/۲۶۷ | ۱/۰۴۶ | ۰/۶۱۹ | ۱/۷۶۷ | ۰/۸۶۸ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| | t≥730** | بلی | ۱/۰۶۷ | ۰/۴۹۶ | ۲/۹۰۷ | ۱/۱۰۰ | ۷/۶۹۲ | ۰/۰۳۱ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| سابقه پرفشاری خون | t<730* | بلی | -۰/۰۴۷ | ۰/۲۳۹ | ۰/۹۵۴ | ۰/۵۹۸ | ۱/۵۲۳ | ۰/۸۴۴ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| | t≥730** | بلی | ۰/۹۱۴ | ۰/۴۰۷ | ۲/۴۹۴ | ۱/۱۲۳ | ۵/۵۴۰ | ۰/۰۲۵ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| سابقه هپر لیپیدمی | | بلی | ۰/۶۴۶ | ۰/۲۶۸ | ۱/۹۰۸ | ۱/۱۲۹ | ۳/۲۲۵ | ۰/۰۱۶ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| سابقه نارسایی مزمن کلیوی | | بلی | ۰/۳۵۴ | ۰/۳۹۳ | ۱/۴۲۵ | ۰/۶۵۹ | ۳/۰۷۷ | ۰/۳۶۸ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| سابقه آنژین ناپایدار | | بلی | ۰/۱۹۷ | ۰/۳۳۵ | ۱/۲۱۷ | ۰/۶۳۲ | ۲/۳۴۶ | ۰/۵۵۷ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |
| سابقه سکته قلبی | | بلی | ۰/۳۵۳ | ۰/۲۴۴ | ۱/۴۲۳ | ۰/۸۸۳ | ۲/۲۹۴ | ۰/۱۴۷ |
| | | خیر | رده مرجع | | | | | |

*: منظور زمان های بقای کمتر از ۷۳۰ روز می باشد.

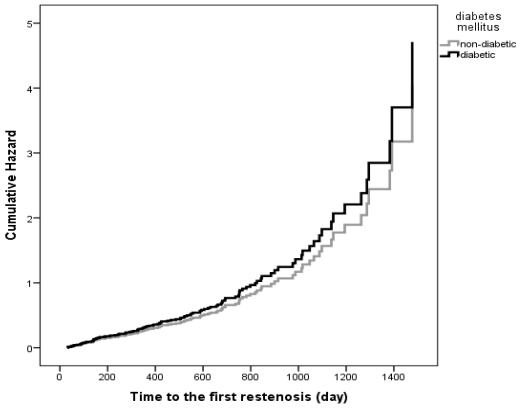
**: منظور زمان های بقای بزرگتر یا مساوی ۷۳۰ روز می باشد.

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]



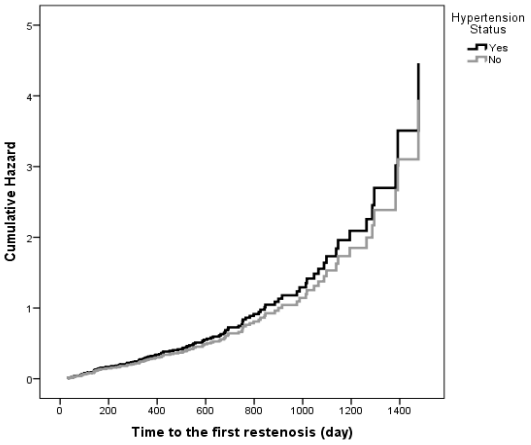

**نمودار شماره ۱:** تابع مخاطره تعدیل شده تنگی مجدد عروق در بیماران تحت آنژیوپلاستی شهر زنجان به تفکیک گروه سنی

سابقه دیابت نیز با مدت زمان انتظار تا وقوع تنگی مجدد عروق در ارتباط بوده است به طوری که پس از طی زمان بقای ۷۳۰ روز، نسبت مخاطره تنگی مجدد عروق در بیماران دیابتی ۲/۹۱ برابر بیش تر از بیماران غیر دیابتی بوده است (۱/۱۰۰-۷/۶۹۲ :CI ۹۵درصد، p=۰/۰۳۱). لازم به ذکر است که نسبت مخاطره فوق‌الذکر، قبل و بعد از زمان بقای ۷۳۰ روز نیز متفاوت بوده است (p=۰/۰۴۵). نمودار شماره ۲ این تفاوت را قبل و بعد از روز ۷۳۰ ام به خوبی به نمایش می گذارد.




**نمودارشماره ۲:** تابع مخاطره تعدیل شده تنگی مجدد عروق در بیماران تحت آنژیوپلاستی شهر زنجان به تفکیک ابتلا به دیابت

هم‌چنین یافته‌ها حاکی از آن بود که سابقه پرفشاری خون در ارتباط معنادار با مدت زمان انتظار تا وقوع تنگی مجدد عروق بوده است به طوری که پس از طی زمان بقای ۷۳۰ روز، نسبت مخاطره تنگی مجدد عروق در بیماران مبتلا به پرفشاری خون حدود ۲/۴۹ برابر بیشتر از بیماران دارای فشارخون طبیعی بوده است (۱/۱۲۳-۵/۵۴۰ :CI ۹۵درصد، p=۰/۰۲۵). در ضمن نسبت مخاطره فوق، قبل و بعد از زمان بقای ۷۳۰ روز نیز از نظر آماری متفاوت بوده است (p=۰/۰۱۸). برای درک جزئیات این تفاوت به نمودار شماره ۳ مراجعه گردد.




**نمودارشماره ۳:** تابع مخاطره تعدیل شده تنگی مجدد عروق در بیماران تحت آنژیوپلاستی شهر زنجان به تفکیک ابتلا به پرفشاری خون

هم‌چنین مدل نامبرده نشان داد که سابقه مصرف مواد مخدر در ارتباط معنادار با مدت زمان انتظار تا وقوع تنگی مجدد عروق بوده است به طوری که نسبت مخاطره تنگی مجدد عروق در بیماران دارای سابقه مصرف مواد مخدر حدود ۲/۰۹ برابر بیش‌تر از سایر بیماران غیر مصرف‌کننده مواد مخدر بوده است (۱/۰۱۶-۴/۲۹۲ :CI ۹۵درصد، p=۰/۰۳۵). سرانجام یافته‌ها حاکی از آن بود که سابقه چربی خون بالا نیز در ارتباط معنی‌دار با مدت زمان انتظار تا وقوع تنگی مجدد عروق بوده است به نحوی که نسبت مخاطره تنگی مجدد عروق در بیماران مبتلا به چربی خون بالا حدود ۱/۹۰۸ برابر بیش تر از بیماران غیر مبتلا به هیپرلیپیدمی بوده است (۱/۱۲۹-۳/۲۲۵ :CI ۹۵درصد، p=۰/۰۱۶). یافته‌های

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

مدل کاکس تعمیم یافته نشان داد که نسبت مخاطره تنگی مجدد عروق در بیمارانی که میزان رضایت از درآمدشان در حد کم بوده حدود ۴۳/۷درصد بیش‌تر از بیمارانی بوده که سطح رضایت از درآمدشان را در حد متوسط یا بالا اعلام کرده‌اند که البته این تفاوت از نظر آماری معنی‌دار نبوده است (۲/۲۲۲-۰/۹۲۹ :CI ۹۵ درصد، p=۰/۰۸۳). بر اساس مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته، سایر متغیرها شامل سابقه بیماری مزمن کلیوی، سابقه آنژین ناپایدار و سابقه آنفارکتوس میوکارد در ارتباط معنادار با مدت زمان انتظار تا وقوع تنگی مجدد عروق نبودند (p>۰/۰۵۰). سایر جزئیات این مدل‌بندی در جدول شماره ۲آمده است.

## بحث

در این مطالعه که با هدف بررسی تاثیر برخی متغیرهای جمعیت شناختی و بالینی بر مدت زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق در بیماران تحت آنژیوپلاستی صورت گرفته است، نشان داده شد که متغیرهای سابقه مصرف مواد مخدر و سابقه چربی خون بالا بر کاهش زمان تنگی مجدد بیماران به طور معناداری اثرگذار بوده‌اند و البته عواملی چون سن بیش‌تر از ۶۰ سال، سابقه ابتلا به دیابت و سابقه ابتلا به پرفشاری خون نیز پس از گذشت دو سال بعد از آنژیوگرافی، اثر معنی‌دار خود بر کاهش زمان تنگی مجدد عروق را نشان داده‌اند. به عبارت بهتر اثر خطرزای سه متغیر اخیر در مقایسه با مصرف مواد مخدر و چربی خون بالا، کندتر بروز پیدا کرده است. لازم به ذکر است که اثر متغیرهایی چون سطح رضایت مندی از درآمد، سابقه ابتلا به بیماری‌های مزمن کلیوی، سابقه آنژین ناپایدار و سابقه آنفارکتوس میوکارد روی زمان بروز تنگی مجدد عروق غیر معنادار نشان داده شده است.

در این مطالعه نقش سن بالای ۶۰ سال به عنوان یک عامل خطرزا در کاهش مدت زمان بروز تنگی مجدد مورد تایید قرار گرفت که در تایید مطالعه حسنی و همکاران و نیز مطالعه مروری Dangas و همکاران می‌باشد(۴،۳).

با وجود این در مطالعه Mohan و همکاران، Rathore و همکاران، Wihanda و همکاران، Cassese و همکاران و سرانجام دو مطالعه اخیر ناصریان و همکاران اثر سن بر وقوع تنگی مجدد عروق معنادار نبوده است(۱۲،۱۷-۱۵،۱۹،۲۰). علت عدم هم‌خوانی‌ها را می‌توان در این مساله جستجو کرد که چون در مطالعه حاضر، پذیره مخاطرات متناسب به ازای متغیر سن برقرار نبوده لذا استفاده صحیح از مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته موجب افزایش توان مدل در شناسایی اثر بالقوه متغیر سن شده و بنابراین اثر سن را معنادار تشخیص داده است.

در برخی مطالعات نظیر مطالعه Wihanda و همکاران و نیز مطالعه ناصریان و همکاران اثر مصرف دخانیات بر تنگی مجدد عروق مورد تایید قرار گرفته که از نظر معنی‌داری در تایید مطالعه فعلی است(۱۵،۱۷). با وجود این در برخی مطالعات دیگر اثر مصرف دخانیات از جمله مواد مخدر بر تنگی مجدد عروق معنادار تشخیص داده نشده است که بارزترین این مطالعات، متا آنالیز انجام شده توسط Hu و همکاران بوده است(۱۲،۱۶،۱۹،۲۰،۲۲،۲۹). علت این عدم توافق‌ها را می‌توان در تفاوت الگوی مصرف دخانیات در بین مطالعات مختلف دانست.

در اکثر مطالعات صورت گرفته، اثر سابقه دیابت بر بروز تنگی مجدد عروق مورد تایید قرار گرفته که تا حدی نتیجه مطالعه حاضر را تایید می‌کنند(۴،۱۴،۱۶،۱۷، ۱۹،۲۰،۲۳،۳۰). البته در مطالعه Cosottini وهمکاران، Mohan و همکاران، Lee و همکاران و هم‌چنین دو مطالعه متفاوت از ناصریان و همکاران اثر دیابت غیر معنی‌دار تشخیص داده شده است(۱۲،۱۵،۲۱،۲۴،۳۱) که علت این تفاوت‌ها را می‌توان در شیوع کم تر دیابت در مطالعه فعلی نسبت به مطالعات فوق (حدود ۱۹ درصد) و یا تعاریف متفاوت از متغیر وابسته در مدل‌بندی داده‌ها دانست.

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

در برخی پژوهش ها اثر بیماری های مزمن کلیوی بر بروز تنگی مجدد عروق مورد تایید قرار گرفته که موید نتایج مطالعه حاضر نمی‌باشند(۷-۹،۱۱،۱۶،۲۰،۳۲). هم‌چنین در مرورهای سیستماتیک صورت گرفته توسط Skelly و همکاران و نیز Golukhova و همکاران، اثر بیماری‌های مزمن کلیوی بر بروز تنگی مجدد عروق تایید شده است(۱۴،۲۲). علت این عدم هم‌خوانی را می‌توان در شیوع بسیار پایین بیماری‌های مزمن کلیوی در مطالعه حاضر دانست (حدود ۴ درصد) که باعث شده تا تفاوت زمان بقای افراد مبتلا و غیر مبتلا به بیماری های مزمن کلیوی معنی‌دار نشان داده نشود. در اکثر مطالعات صورت گرفته اثر سابقه آنژین ناپایدار بر بروز تنگی مجدد عروق معنی‌دار گزارش شده که با یافته‌های مطالعه فعلی هم‌خوانی ندارد(۱۲،۱۳،۱۵،۲۰،۲۱). با وجود این مطالعه حسنی و همکاران و نیز Rathore و همکاران از نظر عدم تاثیر متغیر نامبرده موید نتایج مطالعه فعلی است(۴،۱۶). علت احتمالی این عدم توافق‌ها می‌تواند ناشی از تفاوت جامعه‌های آماری از نظر ساختار جمعیت شناختی و یا شیوع بسیار بالای آنژین ناپایدار در بیماران مطالعه فعلی در مقایسه با سایر مطالعات قبلی باشد (حدود ۸۶ درصد).

در بسیاری از مطالعات قبلی، معنی‌داری اثر سابقه سکته قلبی بر بروز تنگی مجدد به تایید نرسیده است که با مطالعه فعلی هم‌خوانی دارد(۴،۱۶،۱۹،۲۱-۲۳). با وجود این نتایج مطالعه مروری Kim و همکاران و دو مطالعه اخیر ناصریان و همکاران دال بر وجود ارتباط معنادار بین سابقه آنفارکتوس میوکارد و بروز تنگی مجدد عروق بوده است(۷،۱۵،۲۰). علت احتمالی این تفاوت‌ها را نیز می‌توان در استفاده از آزمون‌های آماری متفاوت و نیز ترکیب متفاوت متغیرهای مستقل مورد استفاده در فرآیند مدل‌بندی داده‌ها جستجو کرد. در برخی مطالعات اثر سابقه پرفشاری خون بر وقوع تنگی مجدد عروق معنادار تشخیص داده شده که تا حد زیادی نتیجه مطالعه حاضر را تایید می‌کنند(۱۲،۱۷،۲۰،۲۱،۳۰). با وجود این در مطالعات متعددی نیز اثر این متغیر بر وقوع تنگی مجدد عروق به تایید نرسیده است(۱۵،۱۶،۱۹،۲۲،۲۳) که عمده‌ترین علت این تفاوت‌ها را می‌توان به ترکیب متفاوت متغیرهای مستقل مورد استفاده در مدل‌بندی داده‌ها و خصوصاً تعاریف متفاوت از تنگی مجدد عروق نسبت داد.

در مطالعه Gröschel و همکاران و نیز مطالعه Sukhija و همکاران، اثر چربی خون بالا بر وقوع تنگی مجدد عروق معنی‌دار تشخیص داده شده که نتیجه مطالعه حاضر را تایید می‌کنند(۱۸،۳۰). با وجود این در برخی از مطالعات قبلی، اثر متغیر نامبرده بر وقوع تنگی مجدد عروق به تایید نرسیده است(۱۵،۱۶،۱۹،۲۳) که عمده‌ترین علت این عدم هم‌خوانی را می‌توان در شیوع بسیار بالاتر چربی خون بالا در مطالعه حاضر نسبت به مطالعات نامبرده (۹۰ درصد) و یا تفاوت ماهیتی موجود بین مدل‌های رگرسیونی مورد استفاده جهت آنالیز داده‌ها (رگرسیون لجستیک و رگرسیون کاکس) دانست.

مهم‌ترین دلیل احتمالی دیگری که ممکن است باعث برخی عدم هم‌خوانی‌ها بین نتیجه مطالعه حاضر و سایر مطالعات مشابه شده باشد، استفاده از مدت زمان انتظار تا بروز اولین تنگی مجدد عروق به عنوان متغیر وابسته و خصوصاً بهره‌گیری از مدل رگرسیون کاکس تعمیم یافته در فرآیند مدل‌بندی داده‌ها است. چرا که این مدل در صورت عدم برقراری پذیره مخاطرات متناسب، توان آماری بالاتری نسبت به رگرسیون مخاطرات متناسب کاکس در شناسایی اثرات بالقوه متغیرهای مستقل دارد. دلیل عمده دیگری که ممکن است باعث ایجاد برخی ناهم خوانی‌ها بین نتیجه این مطالعه و سایر مطالعات قبلی شده باشد، عدم توجه به مشکل هم خطی چندگانه (همبستگی بالای بین متغیرهای مستقل مورد استفاده) در فرآیند مدل‌بندی داده‌ها در مطالعات مشابه بوده است. مهم‌ترین نقاط قوت این مطالعه استفاده از مدل‌های تحلیل بقاء و به تبع آن توجه به مشاهدات سانسور شده، توجه ویژه به پذیره مخاطرات متناسب در مدل‌بندی داده‌ها، مدت زمان نسبتاً طولانی پی‌گیری

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

بیماران و توجه توام به متغیرهای جمعیت شناختی و بالینی در مدل‌بندی داده‌ها بوده است. مهم‌ترین محدودیت مطالعه حاضر نیز ناقص بودن پرونده برخی بیماران و فقدان برخی متغیرهای مهم تاثیرگذار نظیر محل ضایعه، طول ضایعه، تعداد رگ‌های درگیر و هم‌چنین نوع، سایز، طول و تعداد استنت‌های دارویی تعبیه شده در فرآیند تجزیه و تحلیل تحلیل داده‌ها می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌گردد با استفاده از مطالعات هم گروهی آینده نگر، اثر متغیرهای نامبرده اندازه‌گیری و کنترل گردد. از دیدگاه آماری نیز توصیه می‌شود تا در مطالعات آتی به وقوع تنگی‌های مجدد به عنوان یک فرآیند تکرارپذیر در طول زمان توجه شود و در نتیجه در آنالیز داده‌ها از مدل بقای خاصی تحت عنوان مدل وقایع بازگشت‌پذیر استفاده گردد.

در این مطالعه بر نقش عوامل خطرزایی نظیر سن بالای ۶۰ سال، مصرف مواد مخدر، سابقه دیابت، سابقه پرفشاری خون و سابقه چربی خون بالا در کاهش مدت زمان بروز تنگی مجدد عروق در بیماران تحت آنژیوپلاستی تاکید گردید. لذا ضروری است تا در وهله اول با ارائه آموزش‌های لازم در جهت ارتقای آگاهی و نگرش بیماران قلبی- عروقی تلاش شود تا حتی الامکان از مواجهه این افراد با عوامل خطر شناسایی شده پیشگیری گردد. در گام بعدی نیز لازم است تا در بیماران مواجهه یافته با عوامل خطرزا، پی‌گیری‌های دوره‌ای و مراقبت‌های مداوم بیش از پیش صورت گردد.

## References

1. Smeltzer SC, Bare BG, Hinkle JL, Cheever KH. Brunner and Suddarth's Textbook of Medical-Surgical Nursing, 12th ed. Philadelphia (USA): Lippincott Williams & Wilkins; 2009.
2. Herrington W, Lacey B, Sherliker P, Armitage J, Lewington S. Epidemiology of Atherosclerosis and the Potential to Reduce the Global Burden of Atherothrombotic Disease. Circ Res 2016; 118(4): 535-546.
3. Dangas GD, Claessen BE, Caixeta A, Sanidas EA, Mintz GS, Mehran R. In-stent restenosis in the drug-eluting stent era. J Am Coll Cardiol 2010; 56(23): 1897-1907.
4. Hasani H. Clinical Evaluation of Instent Restenosis in Coronary Artery Disease. Feyz 2005; 9(1): 40-44 (Persian).
5. Steinberg DH, Pinto Slottow TL, Buch AN, Javaid A, Roy PK, Garg S, et al. Impact of in-stent restenosis on death and myocardial infarction. Am J Cardiol 2007; 100(7): 1109-1113.
6. Jukema JW, Verschuren JJ, Ahmed TA, Quax PH. Restenosis after PCI. Part 1: pathophysiology and risk factors. Nat Rev Cardiol 2011; 9(1): 53-62.
7. Kim MS, Dean LS. In-stent restenosis. Cardiovascular Therapeutics 2011; 29(3): 190-198.
8. Ashrith G, Elayda MA, Wilson JM. Revascularization options in patients with chronic kidney disease. Tex Heart Inst J 2010; 37(1):9-18.
9. Athappan G, Ponniah T. Clinical outcomes of dialysis patients after implantation of DES: meta-analysis and systematic review of literature. Minerva Cardioangiol 2009; 57(3): 291-297.
10. Nematipour E, Hashemifard O. Evaluation of Early and Late Results of Percutaneous Coronary Intervention of Long Coronary Lesions. Tehran University Medical Journal (TUMJ) 2005; 63(8): 685-691 (Persian).
11. Aoyama Y, Hirayama H, Ishii H, Kobayashi K, Ishikawa K, Takigawa M, et al. Impact of chronic kidney disease on a re-percutaneous coronary intervention for sirolimus-eluting

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

stent restenosis. Coron Artery Dis 2012; 23(8): 528-532.

12. Mohan S, Dhall A. A comparative study of restenosis rates in bare metal and drug-eluting stents. Int J Angiol 2010; 19(2): e66-72.
13. Leimgruber PP, Roubin GS , Hollman J, Cotsonis GA, Meier B, Douglas JS, et al. Restenosis after successful coronary angioplasty in patients with single-vessel disease. Circulation 1986; 73(4): 710-717.
14. Golukhova EZ, Grigorian MV, Ryabinina MN, Bulaeva NI, Fortmann S, Serebruany VL. Independent Predictors of Major Adverse Events following Coronary Stenting over 28 Months of Follow-Up. Cardiology 2015; 132(3): 176-181.
15. Nasseryan J, Hajizadeh E, Rasekhi A, Ahangar H. Assessment of the clinical factors related to the prevalence of restenosis in patients undergone angioplasty using logistic regression. JHPM 2016; 5(2): 1-9 (Persian).
16. Rathore S, Terashima M, Katoh O, Matsuo H, Tanaka N, Kinoshita Y, et al. Predictors of angiographic restenosis after drug eluting stents in the coronary arteries: contemporary practice in real world patients. EuroIntervention 2009; 5(3): 349-354.
17. Wihanda D, Alwi I, Yamin M, Shatri H, Mudjaddid E. Factors Associated with In-stent Restenosis in Patients Following Percutaneous Coronary Intervention. Acta Med Indones 2015; 47(3): 209-215.
18. Sukhija R, Aronow WS, Sureddi R, Aleti S, Molavi B, Sachdeva R, et al. Predictors of in-stent restenosis and patient outcome after percutaneous coronary intervention in patients with diabetes mellitus. Am J Cardiol 2007; 100(5): 777-780.
19. Cassese S, Byrne RA, Tada T, Pinieck S, Joner M, Ibrahim T, et al. Incidence and predictors of restenosis after coronary stenting in 10 004 patients with surveillance angiography. Heart 2014; 100(2): 153-159.
20. Nasseryan J, Hajizadeh E, Rasekhi A, Ahangar H. The Association of Demographic and Clinical Factors with the Frequency of Restenosis in Patients Undergoing Angioplasty Using Negative Binomial Regression. IRJE 2016; 12(2): 9-17 (Persian).
21. Nasseryan J, Hajizadeh E, Rasekhi A, Ahangar H. Investigation factors affecting the first recurrence of coronary artery disease in patients undergone angioplasty using cox survival model. Med J Islam Repub Iran 2016; 30 (1): 1019-1025.
22. Skelly CL, Gallagher K, Fairman RM, Carpenter JP, Velazquez OC, Parmer SS, et al. Risk factors for restenosis after carotid artery angioplasty and stenting. J Vasc Surg 2006; 44(5): 1010-1015.
23. Yusefnezhad K, Shabankhani B, Etemadinezhad S, Yazdani Cherati J, Masoomi S. Analysis of Survival Data in Coronary Artery Disease Patients after Angioplasty Using Cox Regression Model. J Mazandaran Univ Med Sci 2012; 21(86): 100-106 (Persian).
24. Cosottini M, Michelassi MC, Bencivelli W, Lazzarotti G, Picchietti S, Orlandi G, et al. In stent restenosis predictors after carotid artery stenting. Stroke Res Treat 2010; 2010pii: 864724.
25. Kalbfleisch J, Prentice RL. The Statistical Analysis of Failure Time Data, 2nd ed. Wiley: New York; 2002.
26. Kleinbaum DG, Klein M. Survival Analysis: A Self-Learning Text, 3rd ed (Statistics for Biology and Health). Springer: New York; 2012.
27. Topol E, Teirstein P. Textbook of Interventional Cardiology. 6th ed. Philadelphia (USA): Elsevier Saunders; 2012.

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]

28. Klein JP, Moeschberger ML. Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data, 2nd ed. Springer: New York; 2003.
29. Hu RT, Liu J, Zhou Y, Hu BL. Association of smoking with restenosis and major adverse cardiac events after coronary stenting: A meta-analysis. Pak J Med Sci 2015; 31(4): 1002-1008.
30. Gröschel K,Riecker A, Schulz JB, Ernemann U, Kastrup A. Systematic Review of Early Recur-rent Stenosis After Carotid Angioplasty and Stenting. Stroke 2005; 36: 367-373.
31. Lee CW, Park SJ. Predictive Factors for Restenosis after Drug-Eluting Stent Implantation. Korean Circ J 2007; 37(3): 97-102.
32. Ota T, Umeda H, Yokota S, Miyata S, Takamura A, Sugino S, et al. Relationship between severity of renal impairment and 2-year outcomes after sirolimus-eluting stent implantation. Am Heart J 2009; 158(1): 92-98.

[ Downloaded from jmums.mazums.ac.ir on 2026-11-08 ]