DOI: 10.22122/jhsr.v17i4.1440 Published by Vesnu Publications

Journal of Health System Research Vol. 17, No. 4, Winter

Received: 09.12.2020 Accepted: 23.11.2021 Published: 05.01.2022

Bivariate Poisson Model Using Multi-Level Method and Its Application in Analyzing the Factors Affecting Sick Leave of Employees of a Steel Company

Zohreh Rafati[1], Mohammad Gholami-Fesharaki[2]

Original Article

Abstract

Background: One of the issues that affects the economic productivity is the absence from work due to illness (sick leave). Considering the importance of this subject, in this study, the factors affecting the number of days of sick leave due to occupational and internal diseases have been investigated.

Methods: This cross-sectional study was performed on male employees working in Mobarakeh Steel Company in Isfahan, Iran, from 2011 to 2015. In this study, the response variables were the number of days of sick leave due to internal and occupational diseases, and the covariate variables were shift work, smoking status, education, age, work experience, body mass index (BMI), and Framingham Risk Score (FRS). Data were analyzed by bivariate Poisson model using multi-level method.

Findings: The present study was performed on 17988 male workers with mean age of 38.13 ± 7.56 years and mean work experience of 6.79 ± 5.95 years. The results showed that the variables of shift work (e^{β} = 1.47), smoking (e^{β} = 1.82), education (e^{β} = 1.11), age (e^{β} = 1.02), work experience (e^{β} = 1.05), BMI (e^{β} = 1.02), and FRS (e^{β} = 1.08) had a significant effect on the average sick leave due to internal diseases; however, of the above variables, only four variables of smoking (e^{β} = 0.74), education (e^{β} = 1.19), work experience (e^{β} = 1.04), and FRS (e^{β} = 1.02) had a significant effect on the average sick leave due to occupational diseases.

Conclusion: According to the results of this study, by controlling the effective variables, it is possible to provide appropriate strategies to reduce the number of days of sick leave.

Keywords: Sick leave; Multivariate analysis; Poisson distribution; Absenteeism

Citation: Rafati Z, Gholami-Fesharaki M. **Bivariate Poisson Model Using Multi-Level Method and Its Application in Analyzing the Factors Affecting Sick Leave of Employees of a Steel Company.** J Health Syst Res 2021; 17(4): 320-7.

1- MSc Student, Department of Biostatistics, School of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
2- Associate Professor, Department of Biostatistics, School of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Corresponding Author: Mohammad Gholami-Fesharaki; Associate Professor, Department of Biostatistics, School of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran; Email: mohammad.gholami@modares.ac.ir

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 Unported License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

DOI: 10.22122/jhsr.v17i4.1440 Published by Vesnu Publications

مدل پواسون دو متغیره با استفاده از روش چند سطحی و کاربرد آن در تحلیل عوامل مؤثر بر مرخصی استعلاجی کارکنان یک شرکت فولادسازی

زهره رفعتی[۱]، محمد غلامی فشارکی[۲]

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: یکی از مسایل تأثیرگذار بر بهروری اقتصادی، غیبت از کار به دلیل بیماری (مرخصی استعلاجی) می‌باشد. با توجه به اهمیت این موضوع، پژوهش حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر تعداد روز مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های کار و بیماری‌های داخلی پرداخت.

روش‌ها: این مطالعه از نوع مقطعی بود و بر روی کارکنان مرد شاغل در کارخانه فولاد مبارکه اصفهان طی سال‌های ۹۴-۱۳۹۰ انجام شد. بدین منظور، متغیرهای پاسخ تعداد روز مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی و کار و متغیرهای کمکی شامل نوبت کاری، وضعیت سیگار کشیدن، تحصیلات، سن، سابقه کار، شاخص توده بدنی (BMI یا Body mass index) و شاخص خطر Framingham (Framingham Risk Score یا FRS) بود. جهت تحلیل داده‌ها، از مدل پواسون دو متغیره با استفاده از روش چند سطحی استفاده گردید.

یافته‌ها: تحقیق حاضر بر روی ۱۷۹۸۸ نفر از کارگران با میانگین سن ۷/۵۶ ± ۳۸/۱۳ سال و میانگین سابقه کاری ۵/۹۵ ± ۶/۷۹ سال انجام شد. متغیرهای نوبت کاری (e^{β} = ۱/۴۷)، مصرف سیگار (e^{β} = ۱/۸۲)، تحصیلات (e^{β} = ۱/۱۱)، سن (e^{β} = ۱/۰۲)، سابقه کاری (e^{β} = ۱/۰۵)، BMI (e^{β} = ۱/۰۲) و FRS (e^{β} = ۱/۰۸) تأثیر معنی‌داری بر متوسط مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی داشت، اما از متغیرهای مذکور تنها چهار متغیر مصرف سیگار (e^{β} = ۰/۷۴)، تحصیلات (e^{β} = ۱/۱۹)، سابقه کاری (e^{β} = ۱/۰۱) و FRS (e^{β} = ۱/۰۲) تأثیر معنی‌داری را بر متوسط مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های ناشی از کار نشان داد.

نتیجه‌گیری: با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان با کنترل متغیرهای تأثیرگذار، به ارایه راهکارهای مناسب جهت کاهش تعداد روز مرخصی استعلاجی دست یافت.

واژه‌های کلیدی: مرخصی استعلاجی؛ تحلیل چند متغیره؛ توزیع پواسون؛ غیبت از کار

ارجاع: رفعتی زهره، غلامی فشارکی محمد. **مدل پواسون دو متغیره با استفاده از روش چند سطحی و کاربرد آن در تحلیل عوامل مؤثر بر مرخصی استعلاجی کارکنان یک شرکت فولادسازی.** مجله تحقیقات نظام سلامت ۱۴۰۰؛ ۱۷ (۴): ۳۲۷-۳۲۰

دریافت مقاله: ۱۳۹۹/۹/۱۹ پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۹/۲ تاریخ چاپ: ۱۴۰۰/۱۰/۱۵

مقدمه

محیط کسب و کار به دلایل زیادی همچون کاهش هزینه‌ها و افزایش سود، به صورت مستمر و ۲۴ ساعته در حال فعالیت است که این موضوع به دلیل اشتغال کارکنان در ساعات غیر اداری (نوبت‌کاری)، باعث فشار زیاد بر نیروی کار و ایجاد مشکلاتی همچون غیبت از کار می‌گردد. مطالعات پیشین اثرات منفی نوبت‌کاری بر سلامت (۲، ۱) و اثرات غیر مستقیم آن بر افزایش تعداد روزهای مرخصی (۳) را نشان داده‌اند. در واقع، باید گفت که یکی از مشکلات مهم دنیای صنعتی امروز، بحث غیبت از کار می‌باشد. غیبت از کار به دلیل عدم توانایی در برنامه‌ریزی آن، یکی از مشکلات مدیریت منابع انسانی به ویژه در محیط‌های صنعتی با فشار کاری سنگین مانند کارخانجات فولادسازی می‌باشد (۵، ۴). نتایج تحقیقات قبلی، حاکی از آمار بالای (حدود دو سوم) غیبت ناشی از کار از کل آمار غیبت‌های گزارش شده است (۶). شیوع غیبت از کار در ایران ۳/۱۱ درصد گزارش شده است (۳). همچنین، پژوهش‌های پیشین، فراوانی غیبت‌های پزشکی ۱ تا ۳ روز را ۶۱/۷ درصد، غیبت‌های پزشکی ۴ تا ۷ روز را ۱۷/۱ درصد و غیبت‌های پزشکی ۸ تا ۱۴ روز را ۲۱ درصد عنوان نموده‌اند (۷).

آنفولانزا، اختلالات اسکلتی- عضلانی و بیماری‌های عفونی، شایع‌ترین دلایل عدم وجود غیبت از کار گزارش شده‌اند (۸). مطالعات مختلف به تأثیر متغیرهای متعددی همچون متغیرهای روانی (رضایت شغلی، تعهد سازمانی، مشارکت شغلی، فرسودگی شغلی، استرس شغلی و افسردگی) (۱۰، ۹)، سن (۱۵-۱۱)، جنسیت (۱۲)، سابقه (۱۶)، چاقی (۱۷، ۱۳)، استعمال دخانیات (۱۳، ۳)، نوبت کاری (۱۸، ۱۱) وضعیت استخدامی (۱۱)، مواجهه‌های شغلی (۳)، عدم ورزش و تحرک در هنگام کار (۱۹) و خواب ناکافی (۱۳) بر غیبت از کار اشاره کرده‌اند. از طرف دیگر، یکی از تکنیک‌های مناسب به منظور شناسایی متغیرهای اثرگذار بر تعداد روزهای مرخصی، استفاده از روش‌های رگرسیونی است (۲۰). به دلیل نرمال نبودن و عدم رفتار خطی متغیر پاسخ در داده‌های غیبت از کار، استفاده از رگرسیون عادی در مدل‌سازی داده‌های شمارشی، منجر به استنباط نادرست در زمینه عوامل

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه آمار زیستی، دانشکده علوم پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲- دانشیار، گروه آمار زیستی، دانشکده علوم پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
نویسنده مسؤول: محمد غلامی فشارکی؛ دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه آمار زیستی، دانشکده علوم پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
Email: mohammad.gholami@modares.ac.ir

مؤثر بر تعداد روز غیبت ناشی از کار می‌گردد (۲۱). محققان برای برطرف شدن مشکل اول، از روش تبدیل (۲۲) و یا در نهایت، از روش رگرسیون غیر خطی و برای حل مشکل دوم، از مدل‌های خطی تعمیم یافته استفاده می‌نمایند. یکی از زیرمجموعه‌های مدل‌های خطی تعمیم یافته، رگرسیون پواسون (Poisson) می‌باشد (۲۶-۲۳). در این رگرسیون، تنها یک متغیر وابسته امکان مدل‌سازی دارد، اما در صورتی که پژوهشگر بخواهد بیش از یک متغیر وابسته را به صورت هم‌زمان مورد تحلیل قرار دهد، باید از چند رگرسیون پواسون مجزا و یا از روش رگرسیون پواسون چند متغیره استفاده نماید (۲۶-۲۴).

استفاده از چند رگرسیون مجزا اگرچه بسیار ساده و راهبردی به نظر می‌رسد، اما به دلیل در نظر نگرفتن توأم متغیرهای وابسته، منجر به ارییی برآوردها و استنباط نادرست می‌گردد (۲۷). از طرف دیگر، استفاده از روش رگرسیون چند متغیره پواسون به دلیل نبود منابع کافی در زمینه توزیع توأم پواسون چند متغیره و همچنین، نبود زمینه برازش در نرم‌افزارهای متداول آماری، با پیچیدگی همراه است. از این‌رو، تحلیلگران تمایل کمی به برازش رگرسیون چند متغیره پواسون از خود نشان می‌دهند. پژوهش حاضر پس از تبیین رگرسیون پواسون چند متغیره با یک مؤلفه مشترک، این روش را به فرم رگرسیون پواسون چند سطحی ارایه کرد و در نهایت، این روش در تحلیل عوامل مؤثر بر تعداد روز مرخصی استعلاجی کارکنان شرکت فولاد مبارکه اصفهان استفاده گردید.

روش‌ها

جمعیت مورد مطالعه و شرایط ورود و خروج: این مطالعه مقطعی بر روی کلیه کارکنان شاغل در کارخانه فولاد مبارکه اصفهان که طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ در این کارخانه مشغول به فعالیت بودند (تعداد = ۱۷۹۸۸ نفر) انجام شد. شرایط ورود به تحقیق شامل حداقل ۲ سال اشتغال در کارخانه و استخدام رسمی و یا پیمانی فرد طی سال‌های مورد بررسی بود. بازنشستگی و یا مرگ در طی انجام پژوهش نیز به عنوان شرایط خروج در نظر گرفته شد.

متغیرهای مورد بررسی: در مطالعه حاضر، متغیرهای سن، سابقه، وضعیت سیگار کشیدن (سیگاری، غیر سیگاری)، نوبت‌کاری (نوبت کار، روزکار)، وضعیت تحصیلات (دانشگاهی، غیر دانشگاهی)، شاخص توده بدنی (BMI یا Body mass index) و شاخص خطر Framingham (Framingham Risk Score یا FRS) به عنوان متغیر کمکی و متغیر تعداد روز مرخصی استعلاجی مربوط به بیماری‌های کار و داخلی به عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته شد.

FRS: این نمره روشی برای تعیین شانس فردی در پیشرفت بیماری قلبی- عروقی می‌باشد و اغلب در یک بازه زمانی بین ۱۰ تا ۳۰ سال مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای محاسبه این شاخص بر اساس پنج متغیر سن، وضعیت سیگاری بودن، کلسترول، High-density lipoprotein (HDL) و فشار خون سیستولیک به تفکیک جنسیت بر اساس ضرایب ارایه شده در جدول ۱ محاسبه می‌شود. هرچه این شاخص بالاتر باشد، نشان دهنده بیشتر بودن خطر ابتلای ۱۰ ساله یک فرد به بیماری عروق کرونر و هرچه این نمره کمتر باشد، بیان‌کننده کمتر بودن احتمال این خطر خواهد بود (۲۸).

نحوه تعریف نوبت‌کاری: در مطالعه حاضر، نوبت‌کاران به صورت چرخشی به مدت ۸ ساعت، ۲ روز صبح کار، ۲ روز عصرکار، ۲ روز شب کار و ۲ روز در استراحت می‌باشند. افراد روزکار نیز از شنبه تا چهارشنبه از صبح تا بعدازظهر مشغول به فعالیت بودند و پنج‌شنبه و جمعه‌ها تعطیل بودند.

ملاحظات اخلاقی: همه افراد شرکت‌کننده با رضایت کامل در مطالعه شرکت کردند و محرمانه بودن اسرار افراد از سوی پژوهشگران رعایت گردید. همچنین، کمیته اخلاق پزشکی دانشکده علوم پزشکی دانشگاه تربیت مدرس، ملاحظات اخلاقی تحقیق حاضر را با کد IR.TMU.REC.1395.398 مورد تأیید قرار داد.

یک روش ساده برای به دست آوردن توزیع دو متغیره پواسون، استفاده از ترکیب خطی سه متغیر پواسون می‌باشد. با در نظر گرفتن X۱، X۲ و X۳ که به ترتیب دارای توزیع‌های پواسون با پارامترهای λ۱ ، λ۲ و λ۰ هستند و قرار دادن y۱ = x۱ + z و y۲ = x۲ + z، می‌توان توزیع پواسون دو متغیره (x۲ و y۲) را با تابع چگالی رابطه ۱ و با کواریانس $\min(\sqrt{\lambda_1+\lambda_0}/\sqrt{\lambda_2+\lambda_0}, \sqrt{\lambda_2+\lambda_0}/\sqrt{\lambda_2+\lambda_0})$ محاسبه کرد (۲۹).

$$P(x_1,x_2|\lambda_1,\lambda_2,\lambda_0)=\exp(-\lambda_1-\lambda_2-\lambda_0)\times \frac{{\lambda_1}^{x_1}}{x_1!}\frac{{\lambda_2}^{x_2}}{x_2!}\sum_{z=0}^{\min(x_1,x_2)}\binom{x_1}{z}\binom{x_2}{z}z!\left(\frac{\lambda_0}{\lambda_1\lambda_2}\right)^z \quad \text{رابطه ۱}$$

توزیع پواسون چند متغیره به دلیل محدودیت‌هایش، کاربرد زیادی در تحلیل داده‌های واقعی ندارد. یکی از این محدودیت‌ها این است که این توزیع تنها وابستگی مثبت را می‌پذیرد؛ چرا که از مجموع پواسون‌های مستقل تشکیل شده است و در نتیجه، متغیرها به وسیله نرخ مثبت iλ کنترل می‌شوند. این پیش‌فرض برای بسیاری از داده‌های شمارشی برقرار نیست. دلیل دوم این است که محاسبه احتمال و استنباط پارامتر در پواسون چند متغیره بسیار سخت و دست و پاگیر است و تنها زمانی امکان‌پذیر است که d مقادیر بسیار کوچکی داشته باشد که برای داده‌های دارای بعد، زیاد کاربردی نیست (۳۱، ۳۰). روش دیگر در تحلیل دو متغیره، استفاده از روش مؤلفه مشترک است. برای مشخص شدن این روش، ابتدا دو متغیر پاسخ شمارشی به صورت $yi^{۲}$ و $yi^{۱}$ و یک متغیر پیشگوی $xi^{۱}$ را در نظر بگیرید. در فرمت چند متغیره، رابطه ۲را می‌توان نوشت.

$$\begin{cases} Log(\lambda_i^1)=\beta_0^1+\beta_1^1x_{1i} \\ Log(\lambda_i^2)=\beta_0^2+\beta_1^2x_{1i} \end{cases}, Cov(y_i^1,y_i^2)=\begin{bmatrix}1 & \rho\\ \rho & 1\end{bmatrix} \quad \text{رابطه ۲}$$

جهت به‌کارگیری تحلیل چند متغیره با استفاده از مدل‌بندی چند سطحی، باید ساختار داده‌ها از حالت عریض (Wide) به حالت طویل (Long) تبدیل گردد. با در نظر گرفتن $Y=\begin{bmatrix}y_i^1\\ y_i^2\end{bmatrix}$ با توزیع Y~Poisson (λ) و در نظر گرفتن $X=\begin{bmatrix}x_{1i}\\ x_{2i}\end{bmatrix}$، $I_1=\begin{bmatrix}1\\ 0\end{bmatrix}$ و $I_2=\begin{bmatrix}0\\ 1\end{bmatrix}$ می‌توان رگرسیون دو متغیره بالا را به فرم چند سطحی به فرم رابطه ۳ تعریف نمود.

$$Ln(\lambda_{ij})=\beta_1*I_{1ij}*X_{ij}+\beta_2*I_{2ij}*X_{ij}+u_j \quad \text{رابطه ۳}$$

در مطالعه حاضر جهت برازش مدل از نرم‌افزار MLwiN با روش شبه درست‌نمایی پیشگویانه (تاوانیده) Penalized Quasi-Likelihood یا PQL) استفاده گردید (۳۲). همچنین، جهت بررسی هم‌خطی متغیرهای مستقل، از شاخص Variance Inflation Factor (VIF) کمتر از ۱۰ استفاده شد. از آزمون‌های همبستگی Spearman، Mann-Whitney و Kruskal-Wallis برای بررسی اولیه روابط متغیرهای کمکی بر دو متغیر وابسته استفاده گردید.

جدول ۱. ضرایب مورد محاسبه Framingham Risk Score (FRS) بر اساس سن و جنسیت

متغیر	سن	سیگاری	کلسترول (میلی‌گرم در دسی‌لیتر)		HDL (میلی‌گرم در دسی‌لیتر)	فشار خون سیستولیک (میلی‌متر جیوه)			
	X۱	X۲	X۳		X۴	X۵			
سن (سال)	(زن) مرد	(زن) مرد	مرد (۱۶۰ >، ۱۹۹-۱۶۰، ۲۳۹-۲۰۰، ۲۷۹-۲۴۰، ۲۸۰ <)	زن (۱۶۰ >، ۱۹۹-۱۶۰، ۲۳۹-۲۰۰، ۲۷۹-۲۴۰، ۲۸۰ <)	مرد یا زن (۴۰ >، ۴۹-۴۰، ۵۹-۵۰، ۶۰ <)	زن (درمان شده)	زن (درمان نشده)	مرد (درمان شده)	مرد (درمان نشده)
۳۴-۲۰	-۷ (-۹)	۹ (۸)	(۰، ۴، ۷، ۹، ۱۱)	(۰، ۴، ۸، ۱۱، ۱۳)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۳۹-۳۵	-۳ (-۴)	۹ (۸)	(۰، ۴، ۷، ۹، ۱۱)	(۰، ۴، ۸، ۱۱، ۱۳)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۴۴-۴۰	۰ (۰)	۷ (۵)	(۰، ۳، ۵، ۶، ۸)	(۰، ۳، ۶، ۸، ۱۰)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۴۹-۴۵	۳ (۳)	۷ (۵)	(۰، ۳، ۵، ۶، ۸)	(۰، ۳، ۶، ۸، ۱۰)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۵۴-۵۰	۶ (۶)	۴ (۳)	(۰، ۲، ۳، ۴، ۵)	(۰، ۲، ۵،۴، ۷)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۵۹-۵۵	۸ (۸)	۴ (۳)	(۰، ۲، ۳، ۴، ۵)	(۰، ۲، ۵،۴، ۷)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۶۴-۶۰	۱۰ (۱۰)	۲ (۱)	(۰، ۱، ۱، ۲، ۳)	(۰، ۱، ۳،۲، ۴)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۶۹-۶۵	۱۲ (۱۱)	۲ (۱)	(۰، ۱، ۱، ۲، ۳)	(۰، ۱، ۳،۲، ۴)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۷۴-۷۰	۱۴ (۱۲)	۱ (۱)	(۰، ۰، ۱، ۰، ۱)	(۰، ۱، ۱، ۲، ۲)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)
۷۹-۷۵	۱۶ (۱۳)	۱ (۱)	(۰، ۰، ۱، ۰، ۱)	(۰، ۱، ۱، ۲، ۲)	(۲، ۱، ۰، -۱)	(۰، ۳، ۴، ۵، ۶)	(۰، ۱، ۲، ۳، ۴)	(۰، ۱، ۲، ۲، ۳)	(۰، ۰، ۱، ۱، ۲)

FRS = X۱ + X۲ + X۳ + X۴ + X۵

HDL: High-density lipoprotein

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی متغیرهای کمی و تعداد روزهای مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی و کار

متغیر	کمترین	بیشترین	میانگین ± انحراف معیار
سن	۱۸	٦٥	۳۸ ± ۸
سابقه کار	۲	۲۳	۷ ± ٦
BMI	۱٥/٤٤	٤٥/٥٤	۲٦/۰۲ ± ۳/٥۳
FRS	-۳/۲۳	۳۰	٤/٦۰ ± ۲/۸٤
تعداد روزهای مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی	۰	۸٥	۱/۹۸ ± ٤/۱٦
تعداد روزهای مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های طب کار	۰	۱۹	۰/٦٦ ± ۱/۱۸

BMI: Body mass index; FRS: Framingham Risk Score

یافته‌ها

این مطالعه بر روی ۱۷۹۸۸ نفر از کارگران مرد کارخانه فولاد مبارکه اصفهان (۳۸/۴ درصد نوبت کار، ۱۶/۹ درصد سیگاری، ۹/۳ درصد دارای تحصیلات دانشگاهی) صورت پذیرفت. جدول ۲ شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای کمی شرکت‌کنندگان به همراه میانگین تعداد روزهای مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی و طب کار را نشان می‌دهد. همبستگی Spearman بین متغیر تعداد روز مرخصی استعلاجی ناشی از کار و بیماری‌های داخلی، r = ۰/۲۲۹، P < ۰/۰۰۱ می‌باشد. با توجه به مثبت و معنی‌دار بودن این ضریب، می‌توان از دو متغیره بودن متغیر پاسخ اطمینان حاصل نمود. در جدول ۳، میانگین تعداد مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری داخلی و یا کار به تفکیک متغیرهای مورد بررسی گزارش شده است.

جدول ۳. میانگین تعداد مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری داخلی و یا کار به تفکیک متغیرهای مورد بررسی

متغیر	سطح	تعداد (درصد)	داخلی (میانگین ± انحراف معیار)	ناشی از کار (میانگین ± انحراف معیار)
نوبت‌کاری	روزکار	۳٤٥۲ (۳۸)	۳/٤۰ ± ۱/٥۲	۱/۱۷ ± ۰/٦۷
	نوبت‌کار	٥٥٤۲ (٦۲)	٤/۳٥ ± ۲/۲۰	۱/۱۹ ± ۰/٦٥
	مقدار P		< ۰/۰۰۱	۰/۳۸٦
وضعیت سیگار کشیدن	خیر	۷٤۷۷ (۸۳)	۳/٥٤ ± ۱/۷۰	۱/۱۳ ± ۰/٦۲
	بله	۱٥۱۷ (۱۷)	٥/۷۱ ± ۳/۱۲	۱/٤۳ ± ۰/۸٤
	مقدار P		< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱
تحصیلات	غیر دانشگاهی	۷٦٤۹ (۸٥)	٤/۱۳ ± ۱/۹٥	۱/۲۱ ± ۰/٦۷
	دانشگاهی	۱۳٤٥ (۱٥)	۳/۳٦ ± ۱/۹۲	۱/۰۲ ± ۰/٥۸
	مقدار P		۰/۸۰۷	۰/۰۰۸
سن (سال)	کمتر از ۳۰	۱٥۸٦ (۱۸)	۲/۱۷ ± ۱/۰۹	۱/۱٥ ± ۰/٦۳
	۳۱ تا ٤۰	۳۷۱٥ (٤۱)	٤/۲۰ ± ۱/۹۸	۱/۲۰ ± ۰/٦۸
	٤۱ تا ٥۰	۳۲۹۷ (۳۷)	٤/٤۹ ± ۲/۳٦	۱/۲۲ ± ۰/٦۸
	بیشتر از ٥۱	۳۹٦ (٤)	۳/۳۳ ± ۱/٥۱	۰/۸۰ ± ۰/٤۲
	مقدار P		< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱
سابقه (سال)	کمتر از ٥	٤۸۲۸ (٥٤)	۲/۲۰ ± ۱/۰۷	۰/۹۲ ± ۰/٤۹
	٦ تا ۱۰	٥٤۹ (٦)	٤/٦۲ ± ۳/۳٥	۱/٥۰ ± ۰/۹۷
	۱۱ تا ۱٥	۲۹٥۳ (۳۳)	٥/٤٦ ± ۲/۹۸	۱/٤۱ ± ۰/۸٦
	بیشتر از ۱٦	٦٦٤ (۷)	٤/٦٦ ± ۲/٥٤	۱/۳۲ ± ۰/۷٤
	مقدار P		< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱
BMI (کیلوگرم بر مترمربع)	زیر ۲٥	۳٤٥٥ (۳۸)	۳/۷۷ ± ۱/۸٥	۱/۱۹ ± ۰/٦۷
	بالای ۲٥	٥٥۳۹ (٦۲)	٤/۱۷ ± ۲/۰۰	۱/۱۸ ± ۰/٦٥
	مقدار P		۰/۰۹۸	۰/۳٤۷
FRS	زیر ۲	۱٥۱٤ (۱۷)	۲/٤٦ ± ۱/۱٥	۱/۰۱ ± ۰/٥۷
	۲ تا ٥	٤۳۱٥ (٤۸)	۳/۷۰ ± ۱/۷۷	۱/۲۰ ± ۰/٦٦
	٥ تا ۸	۲۲٥۳ (۲٥)	٤/۸۰ ± ۲/٥۲	۱/۲۲ ± ۰/۷۰
	۸ به بالا	۹۱۲ (۱۰)	٥/۰٦ ± ۲/٦٦	۱/۲۹ ± ۰/۷۰
	مقدار P		< ۰/۰۰۱	۰/۰۰٥

BMI: Body mass index; FRS: Framingham Risk Score

همچنین، در تحقیق حاضر پیش از برازش مدل، ابتدا با شاخص VIF کمتر از ۱۰، هم‌خطی متغیرها بررسی گردید. بر اساس شاخص VIF گزارش شده برای متغیرهای سن (VIF = ۱/۹۷)، سابقه کار (VIF = ۱/۳۳)، BMI (VIF = ۱/۰۷)، FRS (VIF = ۲/۰۲)، سیگار (VIF = ۱/۱۴)، نوبت‌کاری (VIF = ۱/۱۵) و تحصیلات (VIF = ۱/۱۷)، می‌توان از عدم وجود هم‌خطی در متغیرها اطمینان حاصل نمود.

در جدول ۴، رابطه بین متغیرهای مورد بررسی با تعداد روز مرخصی استعلاجی (داخلی، طب کار) با استفاده از رگرسیون دو متغیره با استفاده از روش چند سطحی نشان داده شده است. بر پایه اطلاعات گزارش شده در این جدول، می‌توان مشاهده نمود که نوبت‌کاران به طور متوسط ۱/۴۷ روز بیشتر از روزکاران به مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی رفته‌اند. همچنین، افراد سیگاری به طور متوسط ۱/۸۲ روز بیشتر و ۰/۷۴ روز کمتر نسبت به افراد غیر سیگاری به مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی و طب کار رفته‌اند. از طرف دیگر، افراد با تحصیلات غیر دانشگاهی به طور متوسط ۱/۱۱ و ۱/۱۹ روز دارای مرخصی بیشتر از نظر بیماری‌های داخلی و طب کار نسبت به افراد با تحصیلات دانشگاهی بودند. نتایج بیشتر هم نشان دهنده افزایش متوسط ۰/۰۲، ۰/۰۵، ۰/۰۲ و ۰/۰۸ روز به ترتیب به ازای افزایش یک واحد سن، سابقه کار، BMI و FRS در مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی بود. این در حالی است که این افزایش در بیماری‌های طب کار تنها در مورد سابقه کار و FRS با متوسط ۰/۰۴ و ۰/۰۲ روز معنی‌دار بود.

بحث

پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر تعداد روز مرخصی استعلاجی کارکنان یک شرکت فولادسازی انجام پذیرفت. نتایج نشان داد که نوبت‌کاران و افراد سیگاری بیشتر از روزکاران و افراد غیر سیگاری به مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی رفته‌اند. از طرف دیگر، افراد با تحصیلات غیر دانشگاهی بیشتر از نظر بیماری‌های داخلی و کار نسبت به افراد با تحصیلات دانشگاهی به مرخصی استعلاجی رفته بودند. نتایج بیشتر هم نشان دهنده افزایش تعداد روز مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های داخلی با افزایش سن، سابقه کار، BMI و FRS و همچنین، وجود این ارتباط تنها در مورد سابقه کاری و FRS با تعداد روز مرخصی استعلاجی ناشی از کار بود.

نتایج مطالعه حاضر از نظر وجود ارتباط بین سن با مرخصی استعلاجی با یافته‌های تحقیقات مودی و همکاران (۱۱)، Firat و همکاران (۱۲)، معتمدزاده و همکاران (۱۳)، پوریعقوب و همکاران (۱۴) و Hubertsson و همکاران (۱۵)؛ از نظر ارتباط بین سابقه با مرخصی استعلاجی با نتایج پژوهش‌های رنجبر و همکاران (۳۳) و ملکی و همکاران (۱۶)؛ از نظر ارتباط بین چاقی با مرخصی استعلاجی با یافته‌های مطالعات امیری و بهنژاد (۱۷)، Roelen و همکاران (۳۴)، Gomero و همکاران (۳۵) و معتمدزاده و همکاران (۱۳)؛ از نظر ارتباط بین مصرف سیگار با مرخصی استعلاجی با نتایج تحقیقات معتمدزاده و همکاران (۱۳)، Tsai و همکاران (۳۶)، Gilliland و همکاران (۳۷) و شریفیان و همکاران (۳)؛ از نظر ارتباط بین کار در نوبت‌کاری با مرخصی استعلاجی با یافته‌های پژوهش‌های ملکی و همکاران (۳۸، ۱۸)، Merkus و همکاران (۱)، Suarez-Bonel و همکاران (۳۹) و مودی و همکاران (۱۱) همخوانی داشت. با توجه به نتایج به دست آمده، سن و عوامل مختلف بیماری تأثیر بسزایی بر تعداد روز مرخصی کارکنان داشت؛ چرا که با افزایش سن و تغییرات متابولسیم بدن، شرایط برای بیماری‌های مختلف ایجاد می‌شود و با ایجاد بیماری، فرد ناچار به استفاده از مرخصی استعلاجی می‌گردد. نتیجه به دست آمده از مطالعه نشان دهنده اثر مستقیم متغیر BMI بر تعداد روز مرخصی استعلاجی می‌باشد. نتایج تحقیق ملکی و همکاران نشان داد که تأثیرگذاری متغیر BMI بر FRS و اثرگذاری غیر مستقیم FRS بر متغیر پاسخ، یکی از دلایل ارتباط بین متغیر چاقی با مرخصی استعلاجی می‌باشد (۳۸).

در پژوهش حاضر بین سابقه کاری و تعداد روز مرخصی استعلاجی ارتباط مستقیمی گزارش شد. در واقع، در توجیه این ارتباط باید گفت از آن‌جایی که صنایع فولادسازی جزء صنایع سنگین محسوب می‌شود و این صنایع به دلیل واکنش‌های شیمیایی موجود در کارخانه دارای محیطی آلوده می‌باشند، از این‌رو مراجعه به پزشک به دلیل بیماری‌های داخلی و کاری با افزایش سابقه کاری، افزایش می‌یابد.

جدول ۴. رابطه بین متغیرهای مورد بررسی با تعداد روز مرخصی استعلاجی (داخلی، طب کار) با استفاده از رگرسیون دو متغیره پواسون با استفاده از روش چند سطحی

متغیر	روزهای مرخصی استعلاجی ناشی از							
	داخلی				طب کار			
	برآورد β	e^{β}	خطای استاندارد	مقدار P	برآورد β	e^{β}	خطای استاندارد	مقدار P
نوبت‌کار/ روزکار	۰/۳۸۳	۱/۴۷	۰/۰۱۶۴	<۰/۰۰۱	۰/۰۳۴	۱/۰۳	۰/۰۲۶۶	۰/۲۰۶
سیگاری/ غیر سیگاری	۰/۵۹۸	۱/۸۲	۰/۰۱۶۹	<۰/۰۰۱	-۰/۳۰۶	۰/۷۴	۰/۰۳۱۶	< ۰/۰۰۱
غیر دانشگاهی/ دانشگاهی	۰/۱۰۳	۱/۱۱	۰/۰۵۶۹	<۰/۰۰۱	۰/۱۷۶	۱/۱۹	۰/۰۴۸۱	< ۰/۰۰۱
سن (سال)	۰/۰۲۳	۱/۰۲	۰/۰۰۱۰	<۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۰۰	۰/۰۱۷۰	۰/۰۵۰
سابقه کار (سال)	۰/۰۴۷	۱/۰۵	۰/۰۰۱۳	<۰/۰۰۱	۰/۰۴	۱/۰۴	۰/۰۰۲۲	< ۰/۰۰۱
BMI	۰/۰۲۱	۱/۰۲	۰/۰۰۲۱	<۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۰۰	۰/۰۰۳۷	۰/۷۷۸
FRS	۰/۰۷۷	۱/۰۸	۰/۰۰۲۰	<۰/۰۰۱	۰/۰۲۱	۱/۰۲	۰/۰۰۴۳	< ۰/۰۰۱

BMI: Body mass index; FRS: Framingham Risk Score

نتایج بیشتر مطالعه حاضر نشان دهنده ارتباط معکوس وضعیت سیگاری بودن کارگران با مرخصی استعلاجی ناشی از بیماری‌های طب کار بود؛ به این معنی که با افزایش احتمال سیگاری بودن، تعداد روز مرخصی کمتر می‌شود. دلیل این امر آن است که چنین افرادی اغلب نیروهای جوان هستند که هنوز دچار اثرات منفی عوارض سیگاری بودن و بیماری‌های ناشی از آن نشده‌اند و در نتیجه، کمتر از مرخصی استعلاجی استفاده نموده‌اند. البته سیگار کشیدن تأثیر مثبتی بر میانگین بیماری‌های داخلی را گزارش نمود.

در تحقیق حاضر، متغیر نوبت‌کاری تأثیر معنی‌داری بر متغیر پاسخ دارد؛ به این معنی که با افزایش نوبت‌کاری، تعداد روز مرخصی ناشی از بیماری‌های داخلی افزایش می‌یابد. نتایج به دست آمده از پژوهش حاضر نشان می‌دهد که میانگین تعداد روز مرخصی ناشی از بیماری‌های داخلی در کارگران نوبت‌کار، بیشتر از کارگران روزکار است. دلیل این امر آن است که این افراد تعداد ساعات بیشتری سر کار هستند. در پایان نیز با توجه به تأثیر مستقیم سن، سابقه و FRS بر تعداد روز مرخصی، می‌توان کنترل متناسب با سن، سابقه FRS کارگران و همچنین، طراحی الگوی مراقبتی برای روزکاران به عنوان روش‌های کاهش دهنده در مدیریت تعداد روزهای مرخصی و همچنین، کاهش مرخصی با افزایش آگاهی از طریق آموزش (۴۰) را توصیه نمود. از نقاط قوت مطالعه حاضر می‌توان به حجم نمونه مناسب، استفاده از روش‌های آنالیز پیشرفته و استفاده از شاخص FRS اشاره نمود. همچنین، از محدودیت‌های مدل حاضر می‌توان شرط خطی بودن ارتباط متغیرهای کمکی با متغیر وابسته را نام برد. بر اساس این محدودیت، امکان بررسی‌های متغیرهای کمکی غیر خطی در این روش مدل‌سازی وجود ندارد. از محدودیت‌های دیگر تحقیق حاضر می‌توان به استفاده از اطلاعات یک کارخانه در بررسی متغیرهای مورد بررسی اشاره نمود که این مسأله بحث تعمیم‌پذیری نتایج را کمی با چالش مواجهه می‌نماید. همچنین، عدم دسترسی به اطلاعات روانی و وضعیت خواب شرکت‌کنندگان نیز از دیگر محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌باشد.

نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج مطالعه حاضر، می‌توان با کنترل متغیرهای تأثیرگذار به ارایه راهکارهای مناسب جهت کاهش تعداد روز مرخصی استعلاجی دست یافت.

تشکر و قدردانی

پژوهش حاضر برگرفته از پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد با شماره ۱۳۹۵/۳۹۸، مصوب دانشگاه تربیت مدرس می‌باشد. بدین وسیله از کارمندان و کارگران و کادر درمان شرکت فولاد مبارکه اصفهان به جهت همکاری در انجام تحقیق و همچنین، از دانشگاه تربیت مدرس به جهت حمایت مالی و معنوی برای انجام این طرح، تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

References

1. Merkus SL, van Drongelen A, Holte KA, Labriola M, Lund T, van Mechelen W, et al. The association between shift work and sick leave: A systematic review. Occup Environ Med 2012; 69(10): 701-12.
2. Choobineh A, Soltanzadeh A, Tabatabaie SHR, Jahangiri M. Shift work-related health problems among petrochemical industries employees. Sci Med J 2011; 10: 141-51.
3. Sharifian SA, Aminian O, Eftekhari S, Mohseni H, Morshedzadeh SAM. Sickness absenteeism and associated factors among auto plant employees in Tehran, Iran. Int J Occup Hyg 2018; 10(1): 33-8.
4. Gholami-Fesharaki M, Kazemnejad A, Zayeri F, Sanati J, Akbari H. A retrospective cohort study on factors associated blood pressure using multilevel modeling. ARYA Atheroscler 2013; 9(5): 293-9.
5. Gholami-Fesharaki M, Kazemnejad A, Zayeri F, Rowzati M, Sanati J, Akbari H. Multicenter historical cohort study of the relationship between shift work and blood pressure. ARYA Atheroscler 2014; 10(6): 287-91.
6. Diaz-Ledezma C, Urrutia J, Romeo J, Chelen A, Gonzalez-Wilhelm L, Lavarello C. Factors associated with variability in length of sick leave because of acute low back pain in Chile. Spine J 2009; 9(12): 1010-5.
7. Mohebi I, Sharifian A. Study of sickness absence incidence in a national industry company. Studies in Medical Science 2006; 16(4): 229-34. [In Persian].
8. Mollazadeh M, Saraei M, Mehrdad R, Izadi N. Sickness absenteeism of Healthcare Workers in a Teaching Hospital. Hosp Pract Res 2018; 3(1): 6-10.
9. Davey MM, Cummings G, Newburn-Cook CV, Lo EA. Predictors of nurse absenteeism in hospitals: A systematic review. J Nurs Manag 2009; 17(3): 312-30.
10. Amiri S, Behnezhad S. Depression symptoms and risk of sick leave: A systematic review and meta-analysis. Int Arch Occup Environ Health 2021; 94(7): 1495-512.
11. Mououdi M M, Shabani M, Akbari J. Prevalence of absenteeism and its effective factors in the industry of Mazandaran Province in 2007-2012. J Health Syst Res 2015; 11(1): 99-107. [In Persian].
12. Firat H, Yuceege M, Kiran S, Akgun M, Demir AU, Aksu M, et al. Absenteeism and delay to work due to sleep disorders in the Turkish adult population: A questionnaire-based national survey. Workplace Health Saf 2019; 67(1): 27-35.
13. Motamedzade M, Faghih MA, Golmohammadi R, Faradmal J, Mohammadi H. Effects of physical and personal risk factors on sick leave due to musculoskeletal disorders. Int J Occup Saf Ergon 2013; 19(4): 513-21.
14. Pouryaghoub GH, Mehrdad R, Rafiee Samani F, Mahmoodi F. Risk factors of sickness absence. Occup Med 2016; 8(3): 21-30. [In Persian].

15. Hubertsson J, Petersson IF, Thorstensson CA, Englund M. Risk of sick leave and disability pension in working-age women and men with knee osteoarthritis. Ann Rheum Dis 2013; 72(3): 401-5.
16. Maleki S, Gholami-Fesharaki M, Rowzati M. The effective factors on the number of sick leave days on steel staffs: An application of multilevel path analysis model with poisson response. J Health Syst Res 2018; 14(3): 396-402. [In Persian].
17. Amiri S, Behnezhad S. Body mass index and risk of sick leave: A systematic review and meta-analysis. Clin Obes 2019; 9(6): e12334.
18. Maleki S, Gholami Fesharaki M, Rowzati M. Shift work effect on the number of sick leave among steel industry staffs: A large cross-sectional study. Razavi Int J Med 2019; 7(1): 33-6.
19. Huang R, Ning J, Chuter VH, Taylor JB, Christophe D, Meng Z, et al. Exercise alone and exercise combined with education both prevent episodes of low back pain and related absenteeism: Systematic review and network meta-analysis of randomised controlled trials (RCTs) aimed at preventing back pain. Br J Sports Med 2020; 54(13): 766-70.
20. John N, Wasserman W, Whitmore GA. Applied Statistics. Boston, MA: Allyn and Bacon; 1993.
21. Akbarzadeh Baghban A, Pourhoseingholi A, Zayeri F, Jafari AA, Alavian SM. Application of zero-inflated poisson mixed models in prognostic factors of hepatitis C. BioMed Research International 2013; 2013: 403151.
22. Lo K, Gottardo R. Flexible mixture modeling via the multivariate t distribution with the Box-Cox transformation: An alternative to the skew-t distribution. Stat Comput 2012; 22(1): 33-52.
23. Famoye F, Wulu J, Singh K. On the generalized Poisson regression model with an application to accident data. Journal of Data Science 2004; 2(3): 287-95.
24. Skrondal A, Rabe-Hesketh S. Some applications of generalized linear latent and mixed models in epidemiology: Repeated measures, measurement error and multilevel modeling. Nor J Epidemiol 2009; 13(2): 265-78.
25. Wang K, Yau KKW, Lee AH. A zero-inflated poisson mixed model to analyze diagnosis related groups with majority of same-day hospital stays. Computer Methods and Programs in Biomedicine 2002; 68(3): 195-203.
26. Wang W, Famoye F. Modeling household fertility decisions with generalized Poisson regression. J Popul Econ 1997; 10(3): 273-83.
27. Aguero-Valverde J, Jovanis PP. Bayesian multivariate poisson lognormal models for crash severity modeling and site ranking. Transp Res Rec 2009; 2136(1): 82-91.
28. Grundy SM, Pasternak R, Greenland P, Smith S, Fuster V. AHA/ACC scientific statement: Assessment of cardiovascular risk by use of multiple-risk-factor assessment equations: A statement for healthcare professionals from the American Heart Association and the American College of Cardiology. J Am Coll Cardiol 1999; 34(4): 1348-59.
29. Inouye D, Yang E, Allen G, Ravikumar P. A Review of multivariate distributions for count data derived from the poisson distribution. Wiley Interdiscip Rev Comput Stat 2017; 9(3): e1398.
30. King G. Variance specification in event count models: from restrictive assumptions to a generalized estimator. Am J Pol Sci 1989; 33(3): 762–84.
31. Winkelmann R, Zimmermann KF. Count data models for demographic data. Math Popul Stud 1994; 4(3): 205-21, 223.
32. Hox JJ. Multilevel analysis: Techniques and applications. 2nd ed. New York, NY: Routledge; 2010.
33. Ranjbar S, Jefruodi S, Khaleghduost T, Asgari F, Atrkarruoshan Z. Survey effective personal and familial factors on absenteeism in nursing professionals at educational therapeutic centers in Rasht in 2007-2008. J Holist Nurs Midwifer 2008; 18(2): 17-22. [In Persian].
34. Roelen CA, Stapelfeldt CM, Heymans MW, van Rhenen W, Labriola M, Nielsen CV, et al. Cross-national validation of prognostic models predicting sickness absence and the added value of work environment variables. J Occup Rehabil 2015; 25(2): 279-87.
35. Gomero R, Murguia L, Calizaya L, Mejia CR, Sanchez B. Association between the increase in body mass index and medical absenteeism in a Peruvian mining population. Int J Occup Environ Med 2018; 9(3): 129-36.
36. Tsai SP, Wen CP, Hu SC, Cheng TY, Huang SJ. Workplace smoking related absenteeism and productivity costs in Taiwan. Tob Control 2005; 14(Suppl 1): i33-i37.
37. Gilliland FD, Berhane K, Islam T, Wenten M, Rappaport E, Avol E, et al. Environmental tobacco smoke and absenteeism related to respiratory illness in schoolchildren. Am J Epidemiol 2003; 157(10): 861-9.
38. Maleki S, Gholami Fesharaki M, Rowzati M. The moderating effect of shift work on lipid pathway: An application of multi-group path analysis model. Iran Red Crescent Med J 2022; 20(9): 7.
39. Suarez-Bonel MP, Villaverde-Royo MV, Nerin I, Sanz-Andres C, Mezquida-Arno J, Cordoba-Garcia R. Health care costs and work absenteeism in smokers: Study in an urban community. Arch Bronconeumol 2015; 51(12): 615-20.
40. Van Eerd D, Cote P, Kristman V, Rezai M, Hogg-Johnson S, Vidmar M, et al. The course of work absenteeism involving neck pain: A cohort study of Ontario lost-time claimants. Spine (Phila Pa 1976) 2011; 36(12): 977-82.