

مقالات‌های پژوهشی

بررسی کیفیت زندگی سالمندان تحت پوشش مرکز بهداشتی- درمانی استان اصفهان و ارتباط آن با افسردگی و شاخص توده‌ی بدنی آناهیتا بابک، برزنان دانش بژوهنگزاد، سهیلا داوری، پژمان عقدک، امید پیرحاجی، پگاه جهانگری ۸۸۵
بررسی مقایسه‌ای تأثیر تجویز دزهای متفاوت لاتالول وربیدی قبل از القای بیهوشی بر پاسخ قلبی- عروقی بعد از لارتگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه علیم هنرمند، محمد رضا صفری، نیلوفر کیانی، بینا کیانی، الناز کشاورزی ۸۹۳
بررسی پایانی بازآزمایی و ثبات درونی نسخه‌ی فارسی پرسش‌نامه‌ی شخصیتی-5 PID در دانشجویان پزشکی ویماران روان‌پزشکی ... لیلا کمالزاده، وحیده نیری، شیوا تربیا، سید وحید شریعت، کاوه علی‌ریza ۹۰۱
ارزیابی میزان خطای محاسبه‌ی دز نرم‌افزار طراحی درمان با استفاده از فاتوم جامد Anthropomorphic ویدا رضایی، داریوش شهریاری گهره‌ی، شهرام منادی، محسن صائب ۹۰۸
توسعه‌ی یک سیستم واسط مغز- کامپیوتر مبتنی بر پتانسیل برانگیخته‌ی بینایی حالت ماندگار برای تایپ متون فارسی فاطمه آهنین‌جان، علی مالکی ۹۱۴

Original Articles

Quality of Life among the Elderly under the Protection of Health and Treatment Centers in Isfahan Province, Iran, and its Relationship with Depression and Body Mass Index Anahita Babak, Parnian Daneshpajouhnejad, Soheila Davari, Pejman Aghdak, Omid Pirhaji, Pegah Jahangiri 892
Comparative Evaluation of the Effects of Different Doses of Labetalol on Cardiovascular Response to Tracheal Intubation Azim Honarmand, Mohammadreza Safavi, Niloofar Kiani, Nina Kiani, Elnaz Keshavarzi 900
Determining Test-Retest Reliability and Internal Consistency of the Persian Version of Personality Inventory for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5th Edition (PID-5) among Medical Students and Patients with Psychiatric Disorders Leila Kamalzadeh, Vahideh Nayeri, Shiva Soraya, Seyed Vahid Shariat, Kaveh Alavi 907
Evaluation of Error Doses of Treatment Planning Software Using Solid Anthropomorphic Phantom Vida Rezaee, Daryoush Shahbazi-Gahrouei, Shahram Monadi, Mohsen Saeb 913
Development of a Steady-State Visually Evoked Potential (SSVEP)-Based Brain-Computer Interface for Typing Persian Texts Fatemeh Ahaninjan, Ali Maleki 918



محله دانشکده پزشکی اصفهان

سال سی و چهارم، شماره (۳۹۳)، هفته اول مهرماه ۱۳۹۵

صاحب امتیاز:

دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی- درمانی استان اصفهان

مدیر مسؤول: دکتر منصور شعلهور
سردبیر افتخاری: دکتر رویا کلیشادی
سردبیر: دکتر مجید برکتین

معاون سردبیر: دکتر مریم راد احمدی

امور نشر:

(ویراستاری، صفحه‌آرایی، بازبینی، طراحی، چاپ و
پشتیبانی آنلاین)

انشارات فروزانگان راداندیش

Email: farapublications@gmail.com
http://farapub.com
تلفن: ۰۳۱-۳۲۲۲۴۳۳۵
دورنگار: ۰۳۱-۳۲۲۲۴۳۸۲
تیراژ: ۵۰۰ نسخه

ناشر:

انتشارات دانشگاه علوم پزشکی اصفهان

نشانی: اصفهان، خیابان هزار جریب، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان

Email: publications@mui.ac.ir

صندوق پستی: ۸۱۷۴۴/۱۷۶

مسئول دفتر: گلنazar رجبی

تلفن: ۰۳۱-۳۷۹۲۲۲۹۱

Email: jims@med.mui.ac.ir

http://www.journals.mui.ac.ir/jims

وب سایت مجله:

این مجله در نمایه‌های بین‌المللی زیر در دسترس قرار دارد.

- | | |
|-------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------|
| ■ Scopus | ■ Google Scholar |
| ■ Chemical Abstracts | ■ Index Copernicus |
| ■ Islamic World Science Citation Center (ISC) | ■ Directory of Open Access Journal (DOAJ) |
| ■ Academic Search Complete EBSCO Publishing databases | ■ Index Academicus |
| ■ WHO/EMRO/Index Medicus | ■ Scientific Information Database (www.sid.ir) |
| | ■ www.iranmedex.com |

کمی رایت: چاپ مطالب مندرج در این مجله به شرط ذکر منبع مجله بالامانع است.

تصاویر رنگی مقالات و کلیپ‌های ویدئویی بر روی وب سایت مجله قبل دسترسی می‌باشند

اعضای شورای نویسندگان مجله دانشکده پزشکی اصفهان (به ترتیب حروف الفبا)

نام و نام خانوادگی	مرتبه علمی
۱- دکتر محمد رضا اخلاقی	دانشیار، متخصص چشم، فلوشیپ ویتره و رتین، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲- دکتر علی اخوان	استادیار، متخصص رادیوتراپی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳- دکتر ابراهیم اسفندیاری	استاد، دکترای تخصصی علوم تشریحی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۴- دکتر فرامرز اسماعیل بیگی	استاد، فوق تخصص غدد، دانشکده پزشکی، کالیفرنیا، آمریکا
۵- دکتر احمد اسماعیل زاده	استاد، دکترای تخصصی تغذیه، دانشگاه علوم پزشکی تهران، تهران، ایران
۶- دکتر افسون امامی	دانشیار، فوق تخصص نفرولوژی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۷- دکتر شاهین امامی	گروه بیوشیمی، بیمارستان سن آنتونیو، پاریس، فرانسه
۸- دکتر بابک امرا	استاد، فوق تخصص رید، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۹- دکتر رضا امین	استاد، متخصص بیماری‌های کودکان، فوق تخصص بیماری‌های ایمونولوژی و آرژی کودکان، دانشگاه علوم پزشکی شیراز، شیراز، ایران
۱۰- دکتر فربیا ایرجی	استاد، متخصص بیماری‌های پوست، مرکز تحقیقات پوست و لیشمایبیز، کانادا
۱۱- دکتر کن باست	دانشیار، دکترای تخصصی روانشناسی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۱۲- دکتر رضا باقریان سروردی	استاد، متخصص روانپزشکی، فلوشیپ نوروسایکیاتری، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۱۳- دکتر مجید برکتین	دکترای تخصصی زیست شناسی سلولی و ژنتیک، دانشگاه اراسموس، روتردام، هلند
۱۴- دکتر فرزین پور فرزاد	استاد، متخصص قلب و عروق، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۱۵- دکتر مسعود پورمقدس	استاد، متخصص مغز و اعصاب، فلوشیپ بیماری‌های حرکتی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۱۶- دکتر احمد چتساز	استاد، متخصص رادیولوژی، فلوشیپ رادیولوژی مغز و اعصاب و کودکان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۱۷- دکتر علی حکمت نیا	دانشیار، دکترای تخصصی ژنتیک و بیولوژی مولکولی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۱۸- دکتر سید مرتضی حیدری	دانشیار، متخصص زنان و زایمان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۱۹- دکتر مجید خیرالله‌ی	دانشیار، دکترای تخصصی فیزیولوژی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲۰- دکتر بهناز خانی	استاد، متخصص چشم، فلوشیپ ویتره و رتین، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲۱- دکتر مریم راداحمدی	استادیار، دکترای اجتماعی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲۲- دکتر حسن رزمجو	استاد، متخصص چشم، فلوشیپ ویتره و رتین، دانشگاه علوم پزشکی شهدی بهشتی، تهران، ایران
۲۳- دکتر رضا روزبهانی	دانشیار، دکترای تخصصی فیزیولوژی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲۴- دکتر مسعود سهیلیان	استاد، متخصص قلب و عروق، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲۵- دکتر محمد رضا شریفی	استادیار، دکترای تخصصی ژنتیک، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲۶- دکتر منصور شعلهور	دانشیار، دکترای تخصصی جراحی مغز و اعصاب، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۲۷- دکتر رسول صالحی	دانشیار، متخصص بیوشیمی بالینی، دانشگاه تورنتو، تورنتو، کانادا
۲۸- دکتر مسیح صبوری	استاد، متخصص پاتولوژی، دانشگاه لویس ویل، آمریکا
۲۹- دکتر محمد رضا صفوفی	دانشیار، متخصص پزشکی اجتماعی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۰- دکتر خسرو عادلی	استاد، متخصص بیماری‌های کودکان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۱- دکتر سعید عندیلیب جرتانی	دانشیار، متخصص قلب و عروق، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۲- دکتر زیبا فرجزادگان	دانشیار، متخصص آسیب شناسی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۳- دکتر رویا کلیشادی	استاد، متخصص آسیب شناسی پزشکی تهران، تهران، ایران
۳۴- دکتر جعفر گلشاهی	دانشیار، متخصص آسیب شناسی پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۵- دکتر عزیر گهری	دانشیار، متخصص آسیب شناسی پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۶- دکتر پروین محزونی	دانشیار، دکترای تخصصی چشم، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۷- دکتر سید مهدی مدرس	دانشیار، دکترای تخصصی علوم تشریحی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۳۸- دکتر محمد مردانی	دانشیار، فوق تخصص غدد داخلي، مرکز تحقیقات غدد و متابولیسم، امریکا
۳۹- دکتر اتیه مغیثی	دانشیار، دکترای تخصصی اپدیمیولوژی و آمار زیستی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
۴۰- دکتر مرjan منصوریان	دانشیار، متخصص فیزیوتراپی، جرجیا، آمریکا
۴۱- دکتر محمد رضا نوربخش	دانشیار، متخصص گوش و حلق و بینی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران
۴۲- دکتر مصطفی هاشمی	



راهنمای نگارش و ارسال مقاله علمی - پژوهشی

مجله علمی - پژوهشی دانشکده پزشکی اصفهان، در SCOPUS نمایه شده و به صورت ماهنامه، تحت حمایت دانشگاه علوم پزشکی اصفهان منتشر می‌گردد. این مجله اقدام به انتشار مقالات علمی در زمینه پژوهش‌های علوم پزشکی (پایه و بالینی) و رشته‌های وابسته به آن می‌نماید. مقالاتی در این مجله پذیرفته می‌شوند که علمی - پژوهشی بوده و پیش از این در جای دیگری منتشر نشده و یا حتی به طور هم‌زمان به مجلات دیگر ارسال نگردیده باشند. این مجله مقالات به زبان فارسی شامل انواع پژوهشی اصیل، مروری، گزارش موردی، مقالات کوتاه، مقالات دارای امتیاز بازآموزی و نامه به سردبیر را منتشر می‌نماید و بر روی وب سایت مجله به آدرس آن <http://jims.mui.ac.ir> قرار می‌دهد. مقالات ارسالی باید در فرمت پیشنهادی مجله ارسال گردند و به دست نوشه‌هایی که در خارج از فرمت ذکر شده در راهنمای نویسنده‌گان ارسال گردند ترتیب اثر داده نخواهد شد.

هیأت تحریریه پس از دریافت مقالات اقدام به بررسی مقاله از لحاظ ساختاری و موضوعی می‌نماید و چنانچه مقاله در بررسی اولیه مورد تأیید باشد، برای داوری ارسال می‌شود. زمان فرایند داوری (از دریافت تا پذیرش نهایی آن) ۳ ماه و در صورت تقاضا جهت بررسی سریع تر با شرایط ذکر شده در راهنمای نویسنده‌گان ۲۰-۲۵ روز می‌باشد. لازم به ذکر است داوری و انتشار مقاله در این هفته نامه مستلزم پرداخت هزینه است. لذا پس از انجام مراحل داوری و پذیرش مقاله و قبل از صدور نامه پذیرش، لازم است نویسنده‌گان محترم فرایند مالی را تکمیل نمایند.

نحوه ارسال دست نوشه‌ها در سامانه

نویسنده‌گان محترم پس از آماده سازی دست نوشه مطابق راهنمای نویسنده‌گان، از طریق ثبت نام (Registration) در سامانه الکترونیک مجله دانشکده پزشکی اصفهان به آدرس <http://jims.mui.ac.ir>، می‌توانند وارد صفحه شخصی خود شده و تمامی بخش‌ها را تکمیل و دست نوشه را ارسال نمایند.

توجه به نکات زیر در ارسال مقاله ضروری است:

- ارسال مقاله منحصر از طریق ثبت نام در سامانه الکترونیک مجله دانشکده پزشکی انجام می‌شود. لازم است فقط نویسنده مسؤول اقدام به سائبیت مقاله نماید و مقالاتی که توسط سایر نویسنده‌گان یا اشخاص دیگر سائبیت شوند مورد بررسی قرار نخواهد گرفت.

- نویسنده‌ای که برای بار دوم اقدام به ارسال مقاله اصلاح شده خود می‌نماید، حتماً باید از طریق صفحه شخصی قبلی خود اقدام نموده و به هیچ عنوان دوباره به عنوان کاربر جدید و با ایمیل جدید در سامانه ثبت نام نکند.

- وارد کردن اسمی تمامی نویسنده‌گان در سامانه و در محل مربوط به وارد کردن اسمی نویسنده‌گان مقاله، الزامی است.

- پس از ارسال مقاله، تغییر اسمی نویسنده‌گان امکان‌پذیر نمی‌باشد.

- فایل‌هایی که نویسنده در مرحله اولیه ارسال می‌کند شامل: (۱) فایل Word صفحه عنوان (۲) فایل Word دست نوشه، (۳) فرم تعهدنامه، (۴) فرم مشخصات کامل نویسنده‌گان (Cover letter) است که به ترتیب باستی آپلود گردد.

- نویسنده‌گان در قسمت ارسال فایل‌ها، با ارسال یک فایل تعهد نامه که به امضاه همه نویسنده‌گان رسیده است، حق انتشار مقاله را به مجله دانشکده پزشکی اصفهان واگذار می‌نمایند. در غیر این صورت مقاله در روند داوری قرار نخواهد گرفت.

- مقالات ارسالی باید دارای فایل مجزا (Cover letter) شامل یک نامه خطاب به سردبیر حاوی عنوان مقاله، اسم، آدرس و ایمیل نویسنده مسؤول، اسمی و ایمیل سایر نویسنده‌گان باشد. در این نامه باستی به صراحة اعلام گردد که دست نوشه در مجلات دیگر چاپ نشده است یا هم‌زمان در حال بررسی نمی‌باشد.

- در مرحله دوم بعد از این که دست نوشه از نظر هماستایی و فرمت مجله مورد ارزیابی اولیه قرار گرفت و تاییدیه دفتر مجله درخصوص قابل ارجاع بودن آن دست نوشه برای شروع فرایند داوری ارسال گردید، ضروری است ۵۰ درصد کل هزینه به منظور شروع فرآیند داوری به عنوان (Processing fee) بر اساس موارد ذکر شده در بخش هزینه انتشار راهنمای نویسنده‌گان پرداخت گردد. این هزینه غیر قابل برگشت می‌باشد. سپس فایل مربوط به تصویر اسکن شده فیش پرداختی فقط با نام نویسنده مسؤول از طریق سایت به دفتر مجله ارسال گردد. لازم به ذکر است تنظیم دست نوشه بر اساس فرمت مجله، و پرداخت وجه اولیه فقط جهت ارسال به داوران بوده و دال بر پذیرش آن نمی‌باشد.

- از مؤلفان گرامی تقاضا می شود، در ارسال مقالات به نکات زیر توجه فرمایند:
- ارسال مقاله فقط از طریق سایت پذیرفته می شود.
 - زبان رسمی مجله، فارسی است و مقالات فقط به زبان فارسی همراه با چکیده انگلیسی قابل پذیرش هستند.
 - دست نوشته های به زبان های غیر از فارسی و ترجمه شده در این مجله منتشر نمی شود.
 - مقالات باید پژوهشی و حاصل تحقیق نویسنده یا نویسنده علوم پزشکی (پایه و بالینی) و رشته های مرتبط بوده که پیش از این به انگلیسی یا فارسی در سایر مجلات منتشر نشده باشد و یا به طور همزمان به مجلات دیگر نیز ارسال نگردیده باشد.
 - این مجله مقالات شامل انواع اصیل و پژوهشی، مروری، مقالات کوتاه، مقالات دارای امتیاز بازآموزی و نامه به سردبیر را در منتشر می نماید.
 - فیلم های آموزشی تهیه شده توسط محققین نیز توسط این مجله انتشار می یابد.
 - مقالات قابل انتشار در مجله علمی - پژوهشی داشکده پزشکی اصفهان شامل موارد زیر می باشند.
 - الف- مقالات پژوهشی اصیل: مقالات علمی - پژوهشی با حداقل حجم ۲۵۰۰ کلمه؛ سقف مجموع جداول و تصاویر ۴، سقف منابع و مأخذ ۳۰ عدد می باشد.
 - ب- مقالات کوتاه پژوهشی: مقالات علمی کوتاه پژوهشی با حداقل ۱۰۰۰ کلمه؛ سقف مجموع جداول و تصاویر ۲، سقف منابع و مأخذ ۱۵ عدد می باشد.
 - ج- مقالات مروری - مقالات مروری (Review Article) از نویسنده گران مجرب و صاحب مقالات پژوهشی در زمینه مورد بحث پذیرفته خواهد شد. اصول کلی نگارش مشابه سایر مقاله های پژوهشی است. این نوع مقالات با حداقل ۷۰۰۰ کلمه می باشند. در فهرست منابع حداقل ۶ مراجع مورد استفاده می باشند متعلق به نویسنده باشد (با حداقل چهار مقاله از شش مقاله به عنوان نویسنده اول و یا نویسنده سؤول). برای ارسال مقالات مروری ضروری است که حتماً از قبل با سردبیر مجله هماهنگی لازم صورت گرفته و سپس اقدام به ارسال دست نوشته نمایند در غیر اینصورت مجله از بررسی آن معذور است.
 - د- نامه به سردبیر - نامه به سردبیر می تواند به صورت ارایه مشاهدات علمی یا نقد یکی از مقالات چاپ شده در این مجله باشد و با بحثی کوتاه، همراه با درج فهرست منابع نگاشته شود. نامه به سردبیر با حداقل ۱۰۰۰ کلمه؛ سقف مجموع جداول و تصاویر ۲، سقف منابع و مأخذ ۵ عدد می باشد. نقد مقاله برای نویسنده مسئول مقاله مورد نقد، ارسال خواهد شد و همراه با پاسخ وی، در صورت تصویب شورای نویسنده گان به چاپ خواهد رسید.
 - ه- تحقیقات کیفی - تحقیقات کیفی با حداقل ۳۰۰۰ کلمه؛ سقف مجموع جداول و تصاویر ۴، سقف منابع و مأخذ ۳۰ عدد می باشد.
 - ز- گزارش مورد - گزارش های موردي شامل گزارش موارد نادر یا جالب است و باید شامل چکیده، مقدمه، گزارش مورد، بحث، نتیجه گیری، سپاس گزاری و منابع باشد. گزارش مورد با حداقل ۱۰۰۰ کلمه؛ سقف مجموع جداول و تصاویر ۵، سقف منابع و مأخذ ۱۵ عدد می باشد.
 - تبصره ۱- مقالات ترجمه پذیرفته نمی شود.
 - تبصره ۲- ارسال دست نوشته یا مدارک با فرمت PDF به هیچ عنوان پذیرفته نیست.
 - تبصره ۳- مقاله های کارآزمایی بالینی پیش از ارسال برای انتشار، بایستی در یکی از مراکز ثبت کارآزمایی های بالینی مانند مرکز ثبت کارآزمایی بالینی ایران IRCT به آدرس زیر ثبت شده و کد ثبت آنها به همراه مقاله ارسال شود: <http://www.irct.ir>
 - مقالات ارسالی باید دارای بخش های ذیل باشند و به دست نوشته هایی که خارج از فرمت ذکر شده ارسال گردد ترتیب اثر داده نخواهد شد.
 - دست نوشته باید توسط نرم افزار Word MS در سایز A4 و فاقد هرگونه صفحه آرایی، فاصله خطوط ۱ برابر (Single) با حاشیه های ۲/۵ سانتی متری، به صورت یک ستونی، قلم Zar B و سایز ۱۱، قلم عنوان Zar B سایز ۱۱ Bold تهیه شوند. برای تایپ متن خلاصه انگلیسی و رفرانس ها از قلم Time New Roman سایز ۱۰ و جهت قلم عنوان لاتین نیز از قلم Time New Roman Bold سایز ۱۰ استفاده شود.
 - معادلات باید به صورت خوانا با حروف و علائم مناسب با استفاده از Microsoft Word Equation تهیه شوند. واحد ها بر حسب واحد بین المللی (SI) و معادلات به ترتیب شماره گذاری شوند.
 - دست نوشته باید شامل دو فایل: (۱) فایل Word صفحه عنوان (۲) فایل Word دست نوشته (به ترتیب دارای چکیده، مقدمه، روش ها، یافته ها، بحث، تقدیر و تشکر و منابع) باشد. تأکید می گردد از ارسال فایل های متعدد حاوی جداول، تصاویر و غیره خودداری شود.
 - صفحه عنوان: این صفحه باید شامل عنوان کامل، عنوان مکرری، اسمی نویسنده یا نویسنده گان با بالاترین مدرک تحصیلی، گروه یا بخش یا مؤسسه محل فعالیت ایشان و همچنین آدرس، تلفن، فاکس و پست الکترونیکی نویسنده مسؤول و تقدیر و تشکر (شامل تشكیر از افراد، شماره طرح پژوهشی و یا پایان نامه، ذکر منابع مالی و اعتباری طرح پژوهشی) باشد. ضروری است که علاوه بر ذکر تقدیر و تشکر در صفحه عنوان، در پایان دست نوشته نیز بخش تقدیر و تشکر مجدد تکرار گردد.
 - ذکر اسامی نویسنده یا نویسنده گان با بالاترین مدرک تحصیلی، گروه یا بخش یا مؤسسه محل فعالیت ایشان به انگلیسی نیز در صفحه عنوان الزامی است.
 - تبصره ۱- عنوان مقاله معرف محتوای مقاله باشد و از ۲۰ واژه تجاوز نکند.
 - تبصره ۲- با توجه به سیستم الکترونیک مجله، مقاله مستقیما برای داور ارسال می گردد، لذا توجه شود که در فایل ورد پس از صفحه عنوان، مقاله فاقد اسامی نویسنده گان باشد. در غیر این صورت تا اصلاح شدن فایل، ارسال مقاله برای داور متوقف می شود.
 - چکیده: تمام مقالات اصلی باید دارای چکیده مقاله به دو زبان فارسی و انگلیسی با حداقل ۲۵۰ کلمه باشد. چکیده باید شامل بخش های مقدمه، روش ها، یافته ها، بحث و واژگان کلیدی باشد. در پایان چکیده مقاله سه الی پنج کلمه کلیدی قرار می گیرد که بایستی تنها با استفاده از راهنمای MeSH از آدرس (<http://nlm.nih.gov/mesh/MBrowser.html>) استخراج گردد. چکیده انگلیسی بایستی دقیقاً معادل چکیده فارسی باشد و شامل بخش های Keywords, Conclusion ,Findings ,Methods ,Background باشد.

- مقدمه و معرفی: در این بخش اهداف و علل انجام مطالعه آورده می‌شود؛ بنابراین نیازی به ارائه گستردگی مطالب موجود در متون علمی نیست. در این بخش باید از ارائه اطلاعات، یافته‌های و نتایج مطالعه خودداری گردد.

- روش‌ها: این بخش شامل ارائه دقیق مشاهدات، مداخلات و روش‌های مورد استفاده در مطالعه است. اگر روش مورد استفاده شناخته شده است فقط منبع آن ذکر گردد اما اگر روشی نوین است، باید به صورتی توضیح داده شود که برای سایر محققان قابل درک و به طور عینی قابل انجام و تکرار باشد. در صورت استفاده از دستگاه و تجهیزات خاص باید نام، نام کارخانه سازنده و آدرس آن در پرانتز ذکر گردد. اگر از دارو در مطالعه استفاده شده است باید نام ژنریک، دوز و روش مصرف آن آورده شود. در مورد افراد و بیماران تحت مطالعه باید جنس و سن (همراه انحراف معیار) آورده شود. در مورد نرم‌افزارها و سیستم‌های کامپیوتری باید سال و ویرایش آن در پرانتز و پس از نام آن ذکر گردد.

در صورتی که مطالعه دارای پرسشنامه یا چک لیست است، ضمیمه کردن آن لازم است؛ شیوه تأمین روایی مشخص شود و توصیف دقیق فرآیند اجرایی برای روازایی آن توضیح داده شود. چگونگی تهییں روش‌های مورد استفاده برای تأمین پایابی پرسشنامه و گزارش نتایج آزمون‌های آماری به کار گرفته شده جهت تأمین پایابی توضیح داده شود. در مورد پرسشنامه‌های استاندارد ذکر نام و مرجع آن کافی است.

- یافته‌ها: این بخش به صورت متن همراه با جدول‌ها، شکل‌ها و نمودارها ارائه می‌گردد. در این بخش فقط یافته‌ها ارائه می‌شود و باید از ذکر دلایل و استدلال‌های مرتبط با آن خودداری گردد. محتوای جداول باید به صورت کامل در متن ارائه شوند، بلکه کافی است با ذکر شماره جدول، شکل و یا نمودار به آنها در میان متن اشاره شود. جدول‌ها، نمودارها و شکل‌ها هر کدام باید در یک صفحه جداگانه و پس از منابع، در پایان دست‌نوشته به ترتیب آورده شوند. همچنین باید جداول و نمودارها در فایل اصلی دست نوشته، علاوه بر ارجاع در متن، محل قرارگیری آن‌ها نیز جانمایی شده باشند.

- بحث: در این بخش در ابتدا به یافته‌های مهم اساسی مطالعه و سپس تشابه و تفاوت‌های آن با یافته‌های سایر پژوهشگران در مطالعات مشابه اشاره می‌گردد. ذکر جزئیات کامل یافته‌ها در این بخش لازم نیست. تأکید بر یافته‌های جدید و با اهمیت مطالعه حاضر و دستاوردهای آن در این قسمت ضروری است. ذکر این که فرضیه ارائه شده در مطالعه صحیح یا نادرست بوده، یا این که دلایل کافی برای رد یا قبول آن به دست نیامده است، ضروری می‌باشد. هدف این بخش، ذکر دلیل اصلی انجام تحقیق، تحلیل و تفسیر یافته‌ها و همچنین نتیجه‌گیری کلی (Conclusion) است.

- جداول: جداول بدون حاشیه خارجی ارسال گردد. تعداد محدود جدول با توجه به حجم مطالعه و مقامه، همراه با ذکر عنوان آن در بالای جدول مورد قبول خواهد بود. ارسال جداول فقط تحت نرم‌افزار MSWord مورد قبول است. توضیحات اضافی در خصوص محتوای جداول باید به صورت پی‌نوشته و در پایین جداول باشد. جداول‌ها باید در صفحات جداگانه و در پایان دست نوشته (پس از منابع) قرار داده شوند. جدول‌ها باید دارای زمینه سفید و بدون سایه و تراو باشد. جداول باید توسط نرم‌افزار MS Word و قادر هرگونه صفحه آرایی، فاصله خطوط ۱ برابر (Single)، قلم Zar B و سایز ۱۰ او قلم متغیرهای هر ستون Zar B و سایز Bold ۱۰ تهیی شوند. برای تایپ کلمات لاتین در جدول از قلم Time New Roman سایز ۹ استفاده شود.

- تصویر و نمودار: تصویر یا نمودار همراه ذکر عنوان آن در زیر و با فرمت JPEG قابل قبول است. لازم است هر تصویر با کیفیت ۲۰۰ نقطه در اینچ و محدودیت حجم حدکثر ۵۰۰ کیلو بایت در نظر گرفته شود.

- تبصره ۱- اگر شکل یا جدولی از مرجع دیگری اخذ شده است، شماره مرجع در آخر عنوان جدول یا شکل نوشته شود و مشخصات مأخذ در بخش مراجع درج شود. - تقدیر و تشکر: در این بخش تمام افرادی که به نحوی در انجام مطالعه نقش داشته ولي جزء نویسنده‌گان نبوده‌اند مورد تقدیر قرار گیرند؛ از جمله کسانی که کمک‌های فنی، نوشتاری و مالی داده و همچنین سرپرستان و مدیران بخش‌های محل انجام مطالعه که در امر پژوهشیانهای عمومی در اجرای تحقیق فعالیت داشته‌اند. همچنین ذکر نام سازمان‌های حمایت‌کننده یا تأمین‌کننده مالی پژوهش در این بخش ضروری است.

- در صورتی که دست نوشته حاصل از پایان‌نامه دانشجویی باشد حتماً بایستی در قسمت تقدیر و تشکر شماره پایان‌نامه مصوب دانشگاه و نیز نام دانشگاه ذکر گردد. - تبصره ۱- ضروری است که علاوه بر ذکر تقدیر و تشکر در صفحه عنوان، در پایان دست نوشته نیز بخش تقدیر و تشکر مجدد تکرار گردد.

- منابع: نویسنده باید از صحت اشاره منابع ذکر شده به مطالب مورد استناد مطمئن باشد. ساختار منابع در این مجله بر اساس معاهده ونکور (Vancouver) می‌باشد. تمامی منابع باید به زبان انگلیسی باشد، ترجمه متن منابع فارسی به عهده نویسنده است و در پایان آن عبارت [In Persian] خواهد آمد. موارد ذیل برای نمونه ذکر می‌گردد:

- اگر منبع مورد نظر مقاله است:

نام خانوادگی (فاسله) حرف اول نام کوچک نویسنده (.) عنوان مقاله (.) مخفف نام مجله (بر اساس Medline) سال انتشار (.) شماره‌ی انتشار (شماره‌ی مجله) (:) شماره‌ی صفحات. مثال:

نمونه انگلیسی:

Inser N. Treatment of calcific aortic stenosis. Am J Cordial 1987; 59(6): 314-7

نمونه فارسی:

Zini F, Basiri Jahromi Sh. Study of fungal infections in patients with leukemia. Iran J Public Health 1994; 23(1-4): 89-103. [In Persian].

(نام نویسنده‌گان با علامت کاما از هم جدا شود. ذکر اسمی نویسنده‌گان تا نفر ششم الزامی است. اگر تعداد نویسنده‌گان بیش از شش نفر باشد، پس از نام نفر ششم، از عبارت "et al." استفاده شود).

- اگر منبع مورد نظر کتاب است:

نام خانوادگی (فاسله) حرف اول نام کوچک نویسنده (.) عنوان کتاب (.) نوبت چاپ (.) محل نشر (:) ناشر (;) سال انتشار (.) شماره صفحات (.) مثال:

نمونه انگلیسی:

Romenes GJ. Cunningham's manual. 15th ed. New York, NY: Oxford Univ Press; 1987.

نمونه فارسی:

Azizi F, Janghorbani M, Hatami H. Epidemiology and control of common disorders in Iran. 2nd ed. Tehran, Iran: Eshtiagh Publication; 2000. p. 558. [In Persian].

- اگر منبع مورد نظر فصلی از کتاب است:

نام خانوادگی (فاسله) حرف اول نام کوچک نویسنده آن فصل. عنوان فصل مورد نظر. در: نام خانوادگی (فاسله) حرف اول نام کوچک تدوین کننده‌ی کتاب. عنوان کتاب. نوبت چاپ. محل نشر: نام ناشر؛ سال انتشار. پ. صفحات. مثال:

Bodly L, Bailey Jr. Urinary tract infection. In: Tailor R, editor .Family medicine. 6th ed. New York, NY: Springer; 2003. p. 807-13.

- منابع به صورت پایان‌نامه

نام خانوادگی نویسنده (فاسله) حرف اول نام کوچک نویسنده (.) عنوان پایان‌نامه (فاسله) [مقطع پایان‌نامه] (.) نام شهر، کشور (:) نام دانشگاه (;) سال انتشار

- منابع به صورت الکترونیکی - مجله الکترونیکی روی اینترنت

نام خانوادگی (فاسله) حرف اول نام کوچک نویسنده (.) عنوان مقاله (.) نام اختصاری مجله الکترونیکی (فاسله) [online] (سال نشر (و ماه نشر در صورت لزوم) (: دوره (شماره) (: شماره صفحات یا قابها) [روز، ماه و سال دسترسی [cited (;) Available from (: آدرس اینترنتی دسترسی مثال:

Mosharraf R, Hajian F. Occlusal morphology of the mandibular first and second premolars in Iranian adolescents. Inter J Dental Anthropol [Online] 2004; 5: [3 Screens] [cited 2006 Nov 13]; Available from: <http://www.jida.syllabapress.com/abstractsijda5.shtml>

منابع به صورت صفحه وب

نام خانوادگی (فاسله) حرف اول نام کوچک نویسنده [یا شرح پدیدآور] (.) عنوان (.) سال نشر در صورت دسترسی (: شماره صفحات یا قابها [روز، ماه و سال دسترسی [cited (;) Available from (: آدرس اینترنتی دسترسی مثال:

Dentsply Co. BioPure (MTAD) Cleanser. [2 screens] [cited 2006 Nov 26]. Available from: www.store.tulsadental.com/catalog/biopure.html

- نمونه خوانی (**Proofreading**): یک نسخه از مقاله پیش از چاپ جهت انجام اصلاحات ضروری و بر طرف کردن اشکالات احتمالی برای نویسنده مسؤول ارسال می‌گردد که لازم است در کوتاه‌ترین زمان تغییرات مورد نظر مجله انجام داده، از طریق وب‌سایت مجله ارسال نماید.

- اختصارات و نشانه‌ها: تنها از اختصارات و نشانه‌های استاندارد استفاده شود و از ذکر عبارت‌های مخفف در عنوان و خلاصه مقاله خودداری گردد.

- توضیح کامل در مورد هر کدام از عبارت‌های اختصاری برای اولین بار در متن آورده شود، مگر این که مربوط به مقیاس‌ها و مقادیر استاندارد شناخته شده باشد.

- پس از انتشار، نسخه‌ای برای نویسنده مسؤول ارسال نخواهد شد و شماره‌های مجله از طریق سایت برای نویسنده‌گان و خوانندگان قابل دسترسی می‌باشد.

- ملاحظات اخلاقی: این ملاحظات باید در بخش روش‌ها اشاره گردد. اخذ رضایت‌نامه از کلیه افراد بالغ شرکت کننده در مطالعه ضروری است و در مورد کودکان و افراد تحت تکلف باید از ولی قانونی آنها اخذ شود. ذکر منع تأیید کننده ملاحظات اخلاقی مطالعه لازم است. هنگام استفاده از حیوانات آزمایشگاهی ذکر رعایت مقتدرانه تا زمانی دستیابی به نتایج ممکن باشد.

- تداخل منافع (Conflict of Interest): نویسنده یا نویسنده‌گان باید هر گونه ارتباط مالی مانند دریافت هزینه، حق‌الزحمه، مواد و تجهیزات از دانشگاه‌ها، سازمان‌ها، نهادها، شرکت‌ها و سایر منابع که انتشار را فته‌های مطالعه می‌تواند به آنها سود زایان برساند را اعلام ننمایند.

- هزینه انتشار:

محاسبه هزینه‌های دریافتی، براساس جدول زیر می‌باشد:

نوع مقاله	تعداد کلمات مجاز شامل کلیه بخش‌های مقاله، رفرنس‌ها، شکل‌ها و نمودارها (هر شکل برابر ۳۰۰ کلمه محاسبه می‌شود)	هزینه دریافتی به ازای هر ۵۰۰ کلمه اضافی (هزار تومان)	هزینه دریافتی *(هزار تومان)
نامه به سردیر	۴۰۰	-	-
گزارش مورد	۱۰۰۰	۱۰۰	۱۰۰
کوتاه	۱۰۰۰	۱۰۰	۱۰۰
پژوهشی اصیل	۲۵۰۰	۲۰۰	۱۰۰
پژوهشی اصیل (مطالعات کیفی)	۳۰۰۰	۲۰۰	۱۰۰
مروری	۷۰۰۰	۲۰۰	۱۰۰

نکته: هر تصویر و نمودار معادل ۳۰۰ کلمه محاسبه می‌گردد.

* هزینه‌های ستون سوم صرفاً برای مقالاتی که هم نویسنده اول و هم نویسنده مسؤول هر دو وابسته به دانشگاه علوم پزشکی اصفهان (IUMS) باشند، مشمول ۵۰٪ تخفیف خواهد بود.

- ۵۰ درصد کل هزینه در ابتدا و بعد از دریافت ایمیل شروع فرآیند به عنوان (Processing fee) به منظور شروع داوری دریافت می‌گردد. این هزینه غیر قابل بازگشت خواهد بود. فایل مربوط به تصویر اسکن شده فیش پرداختی فقط با نام نویسنده مسؤول از طریق سایت به دفتر مجله ارسال گردد، لازم به ذکر است تنظیم دست نوشته بر اساس فرمات مجله و پرداخت وجه فقط جهت فرآیند داوری می‌باشد و تمهیدی برای پذیرش مقاله ایجاد ننماید. ۵۰ درصد هزینه باقیمانده در صورت پذیرش نهایی مقاله به عنوان Acceptance fee دریافت خواهد شد.

نکته: در نام نویسنده مسؤول، شماره مقاله و عنوان هزینه پرداخته و هزینه فرایند داوری با هزینه پذیرش، نهایه در اسکر، قیمت، پرداخته، الزام، است.

- در صورت تقاضای "بررسی سریع" (Fast track) زمان بررسی مقاله تا تصمیم گیری نهایی به ۲۰-۲۵ روز تقلیل خواهد یافت. در این حالت کل هزینه به اضافه ۴۰ درصد هزینه "بررسی سریع" در انتدای فرآنند اوپری اخذ خواهد شد.

حق نسخه‌برداری (Copyright): تمامی محتویات مجله دانشکده پزشکی اصفهان تحت قانون حق نسخه‌برداری بین‌المللی قرار دارد. این مجله برای استفاده غیر تجاری در اختیار افراد قرار می‌گیرد. اصلاح، انتشار، انتقال و نمایش هر گونه محتویات مجله بدون ذکر نام این مجله ممنوع است.

- فرآیند مرور دقیق (Peer Review): تمام دستنوشته‌ها توسط داوران منتخب شورای نویسنده‌گان مجله مورد بررسی دقیق قرار می‌گیرد. نویسنده‌ی مسؤول در کوتاه‌ترین زمان در جریان تصمیم سردبیر در مورد رد، قبول یا اصلاحات مورد نظر داوران و هیأت تحریریه قرار خواهد گرفت. در صورت پذیرش مقاله برای حاصل نامه بذیر ش، به همراه اینها، برای نویسنده، مسؤول ارسال می‌شود و مقاله در نوبت حاصل قرار خواهد گرفت.

چاپ، نامه پذیرش به همراه ایمیل برای نویسنده‌ی مسؤول ارسال می‌شود و مقاله در نوبت چاپ قرار خواهد گرفت.

- هیأت تحریریه در رد، اصلاح، ویرایش و خلاصه کردن مقاله آزاد است.

- مسؤولیت صحت یا سقم مطالب ارایه شده در مقاله بر عهده‌ی نویسنده یا نویسنده‌گان است.

فهرست مطالب

مقالات‌های پژوهشی

- بررسی کیفیت زندگی سالم‌دان تحت پوشش مراکز بهداشتی - درمانی استان اصفهان و ارتباط آن با افسردگی و شاخص توده‌ی بدنی.....۸۸۵
آناهیتا بابک، پرنیان دانش پژوه‌نژاد، سهیلا داوری، پژمان عقدک، امید پیر حاجی، پگاه جهانگیری
- بررسی مقایسه‌ای تأثیر تجویز دزهای متفاوت لاتالول وریدی قبل از القای ییهوشی بر پاسخ قلبی-عروقی بعد از لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه.....۸۹۳
عظیم هنرمند، محمد رضا صفوی، نیلوفر کیانی، نینا کیانی، الناز کشاورزی
- بررسی پایابی بازآزمایی و ثبات درونی نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی شخصیتی PID-5 در دانشجویان پزشکی و بیماران روان‌پزشکی.....۹۰۱
لیلا کمال‌زاده، وحیده نیری، شیوا ثریا، سید وحید شریعت، کاوه علوی
- ارزیابی میزان خطای محاسبه‌ی دز نرمافزار طراحی درمان با استفاده از فانتوم جامد Anthropomorphic۹۰۸
ویدا رضایی، داریوش شهبازی گهروبی، شهرام منادی، محسن صائب
- توسعه‌ی یک سیستم واسط مغز- کامپیوتر مبتنی بر پتانسیل برانگیخته‌ی بینایی حالت ماندگار برای تایپ متون فارسی.....۹۱۴
فاطمه آهنین‌جان، علی مالکی

بررسی کیفیت زندگی سالمدان تحت پوشش موکر بهداشتی - درمانی استان اصفهان و ارتباط آن با افسردگی و شاخص توده‌ی بدنی

آناهیتا بابک^۱, پرنیان دانش پژوهنژاد^۲, سهیلا داوری^۳, پژمان عقدک^۳, امید پیر حاجی^۴, پگاه جهانگیری^۵

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: چالش اصلی بهداشت عمومی در قرن بیستم، «افزایش امید به زندگی» بود، در حالی که چالش اصلی در قرن بیست و یکم، «زندگی با کیفیت بهتر» است. هدف از زندگی سالمدان، نه تنها عمر طولانی و زنده بودن آن‌ها، بلکه بهبود کیفیت زندگی آنان می‌باشد. هدف از انجام مطالعه‌ی حاضر، بررسی چگونگی کیفیت زندگی سالمدان و ارتباط آن با افسردگی و شاخص توده‌ی بدنی (Body mass index BMI) در استان اصفهان بود.

روش‌ها: مطالعه‌ی حاضر، توصیفی- تحلیلی از نوع مقطعی بود که در سال ۱۳۸۹ بر روی ۶۳۷ سالمدان در استان اصفهان به روش نمونه‌گیری طبقه‌ای خوشای چند مرحله‌ای تصادفی انجام شد. اطلاعات کیفیت زندگی و نمره‌ی افسردگی بر اساس پرسشنامه‌های کیفیت زندگی ۳۶ موردی و مقیاس افسردگی سالمدان جمع‌آوری شد. اطلاعات با استفاده از نرم‌افزار SPSS به روش آمار توصیفی و آزمون‌های One-way ANOVA و نیز آزمون‌های ضربه همسنگی Pearson و Spearman مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

یافته‌ها: سالمند با میانگین سنی 63.7 ± 6.74 سال (بالاترین سن ۸۹ سال) در مطالعه وارد شدند. میانگین نمره‌ی کیفیت زندگی 54.56 ± 20.60 بود. مرد بودن، سن پایین‌تر و افزایش سطح تحصیلات، با کیفیت زندگی و برخی از ابعاد ارتباط مستقیمی داشت و تنها در بعد فعالیت فیزیکی با BMI رابطه‌ی معکوس مشاهده شد.

نتیجه‌گیری: کیفیت زندگی سالمدان در حد متوسط است و نیاز به توجه بیشتری دارد. مطالعه‌ی حاضر در راستای مطالعات قبلی است که در آن، کیفیت زندگی با افزایش سن، زن بودن و تحصیلات پایین‌تر کاهش نشان داد. همچنین، از نظر وضعیت روانی، رابطه‌ای میان افسردگی و ابعاد کیفیت زندگی مشاهده نشد که می‌تواند نشان دهنده‌ی تعدد عوامل مؤثر بر کیفیت زندگی سالمدان باشد.

وازگان کلیدی: سالمند، کیفیت زندگی، افسردگی، شاخص توده‌ی بدنی

ارجاع: بابک آناهیتا، دانش پژوهنژاد پرنیان، داوری سهیلا، عقدک پژمان، پیر حاجی امید، جهانگیری پگاه. بررسی کیفیت زندگی سالمدان تحت پوشش موکر بهداشتی - درمانی استان اصفهان و ارتباط آن با افسردگی و شاخص توده‌ی بدنی. مجله دانشکده پزشکی اصفهان ۱۳۹۵؛ ۳۹۳(۳۴): ۸۹۲-۸۸۵.

ایران نیز در این زمان دچار تغییر جمعیتی شده است و شاخص‌های آماری نشان می‌دهند که روند سالمند شدن جمعیت در ایران هم آغاز شده است (۱). سرشماری عمومی نفوس و مسکن در سال ۱۳۸۵ نشان داد که ۷/۲ درصد از جمیت کشور را افراد ۶۰ سال و بالاتر تشکیل می‌دهند (حدود ۱۱۹۰۰۰ نفر) و پیش‌بینی می‌شود که تا سال ۱۴۰۰، به حدود ۱۰ درصد کل جمعیت (نرده‌ی به ۱۰ میلیون نفر) برسد که این

مقدمه
امروزه، امید به زندگی در جهان افزایش یافته است. هر سال، ۱/۷ درصد به جمعیت جهان افزوده می‌شود، اما این افزایش برای جمعیت ۶۵ سال و بالاتر ۲/۵ درصد است. این مسأله، جهان را به سوی سالمند شدن سوق می‌هد و پیش‌بینی می‌شود تا ۲۵ سال دیگر، ۱/۲ میلیارد نفر از ساکنان کره‌ی زمین (حدود ۱۴ درصد) افراد ۶۰ ساله و بالاتر باشند.

- ۱- استادیار، گروه پزشکی اجتماعی، دانشکده‌ی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
 - ۲- دانشجوی پزشکی، دانشکده‌ی پزشکی و کیمی‌ی پژوهش‌های دانشجویان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
 - ۳- برنامه‌ی سلامت سالمدان، مرکز بهداشت استان اصفهان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
 - ۴- مرکز بهداشت استان اصفهان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
 - ۵- دستیار، گروه چشمپزشکی، دانشکده‌ی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
 - ۶- پزشک عمومی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- نویسنده‌ی مسؤول: سهیلا داوری

Email: davari_soheila@yahoo.com

(۱). مطالعه‌ی دیگری توسط محققی کمال و همکاران بر روی سالمندان بازنشسته‌ی شهرستان قم با استفاده از پرسش‌نامه‌ی کیفیت زندگی *Lipad* انجام گرفت و بین سن، وضعیت تأهل، وضعیت تحصیلی و مرد بودن با کیفیت زندگی ارتباط آماری معنی‌داری مشاهده شد (۱۱). همسو با مطالعه‌ی قبل، علی‌پور و همکاران مطالعه‌ای بر روی کیفیت زندگی سالمندان منطقه‌ی ۲ تهران با استفاده از پرسش‌نامه‌ی *Lipad* انجام دادند و مشاهده نمودند که در تمامی ابعاد، کیفیت زندگی در مردان، افراد تأهل و با تحصیلات بالاتر و دارای مسکن شخصی، بالاتر بود (۱۲).

در مطالعه‌ی احمدی و همکاران بر روی کیفیت زندگی سالمندان شهر زاهدان با استفاده از پرسش‌نامه‌ی کیفیت زندگی SF-36 (Short form-36)، کیفیت زندگی نمونه‌ها در تمامی ابعاد هشت گانه، پایین به دست آمد (۱۳). در حالی که در مطالعه‌ی آلبورکدی و همکاران بر روی کیفیت زندگی سالمندان شاهین شهر با استفاده از پرسش‌نامه‌ی کیفیت زندگی SF-36-SF ۵۸ درصد افراد تحت مطالعه، از کیفیت زندگی خوبی برخوردار بودند و در ۷ درصد از آن‌ها، وضعیت زندگی بسیار نامناسب تعیین شد (۱۴).

از نقطه نظر Andrews، همواره در روند درمان و مراقبت از سالمندان باید به عوامل مؤثر در کیفیت زندگی آن‌ها توجه شود و زمانی راه‌کارهای مراقبتی - درمانی، مغاید و مؤثر می‌باشد که کیفیت زندگی سالمندان را بهبود بخشد (۱۵). Mosconi و Apolone نیز اظهار داشته‌اند که سنجش کیفیت زندگی سالمندان در مطالعات بالینی، موجب ایجاد ارتباط نزدیک‌تر بین فرد سالمند و تیم بهداشتی می‌گردد (۱۶).

حفظ وزن مطلوب و تثبیت آن طی بزرگ‌سالی، می‌تواند امید به زندگی را افزایش دهد. در مطالعه‌ای بر روی سالمندان اهواز در مورد عوامل خطرزای مربوط به شیوه‌ی زندگی (عادات غذایی، چاقی، عدم فعالیت و مصرف سیگار) مشخص شد که ۷۶ درصد دارای عادات ناسالم، ۱۶ درصد چاق و ۶۳ درصد فاقد فعالیت بودند. در زنان، چاقی بیشتر از مردان بود (۱۷). هزینه‌ی وزن طبیعی در مقایسه با حداقل چاقی در بالغین، حدود ۱۵۴۸ دلار پایین‌تر است که بیشتر به دلیل آزمایش‌های تشخیصی، ویزیت پزشک و دارو می‌باشد (۱۸).

افسردگی در سالمندان بسیار شایع می‌باشد؛ به طوری که در بعضی مطالعات، بیش از ۹۰ درصد سالمندان دارای درجاتی از افسردگی خفیف، متوسط یا شدید بوده‌اند (۱۹). از طرف دیگر، اثبات شده است که افسردگی، بیشتر ابعاد کیفیت زندگی را به طور معنی‌داری کاهش می‌دهد (۲۰).

تفاوت عمدۀ‌ای که بین کشورهای پیشرفته و کشورهای در حال توسعه نظیر ایران وجود دارد، این است که دولت و مردم در کشورهای توسعه یافته به طور کامل آماده‌اند تا با چالش ناشی از

مسئله نشان دهنده‌ی سرعت پیر شدن جمعیت ایران است (۲). در استان اصفهان نیز ۱۲/۸ درصد جمعیت (۲۳۳۸۴۲ نفر) را افراد سالمند تشکیل می‌دهند (۳).

اگر چه پیر شدن جمعیت از نتایج مثبت توسعه به شمار می‌آید، اما اگر برای مواجهه با آن در جهانی توسعه یافته آماده نباشیم، عوارض و پیامدهای منفی بسیاری در پی خواهد داشت. تغییر ساختار خانواره از نوع گسترده به نوع هسته‌ای و جذب زنان به بازار کار، باعث می‌شود توانایی خانواده‌ها برای نگهداری سالمند کاهش یابد (۱). سالمندی، دوران حساسی از زندگی بشر است و توجه به مسائل و نیازهای این مرحله، یک ضرورت اجتماعی است (۴). سالم پیر شدن حق همه‌ی افراد بشر است و این امر بر اهمیت پدیده‌ی سالمندی و پیش‌گیری از مشکلات آن می‌افزاید (۵). چالش اصلی و عمده‌ی بهداشت عمومی در قرن ییستم، «افزایش امید به زندگی» بود؛ در حالی که چالش اصلی قرن ییست و یکم، «زندگی با کیفیت بهتر» است (۱).

بنا به تعریف سازمان جهانی بهداشت، کیفیت زندگی درک افراد از موقعیت خود در زندگی از نظر فرهنگی، سیستم ارزشی که در آن زندگی می‌کنند، اهداف، انتظارات، استانداردها و اولویت‌هایشان می‌باشد (۶). در تعریفی دیگر، کیفیت زندگی را به عنوان درجاتی از رضایتمندی و نیل به نیازها در زمینه‌های فیزیکی، اجتماعی، روان‌شناسی، ساختاری، رفتاری، فعالیتی و از آن مهم‌تر، احساس خوب بودن تعریف می‌کنند (۱). آن چه داشت امروزی به آن توجه می‌کند، تنها طولانی کردن دوران زندگی نیست، بلکه باید توجه داشت که سال‌های اضافی عمر انسان، در نهایت آرامش و سلامت جسمی و روانی سپری گردد. در صورتی که چنین شرایطی تأمین نشود، پیشرفت‌های علمی برای تأمین زندگی طولانی‌تر، بی‌نتیجه و مخاطره‌آمیز خواهد بود (۷). مطالعات متعدد نشان می‌دهد با افزایش سن، تعداد بیماری‌های مزمن نیز افزایش می‌باشد (۸-۱۱).

مطالعات مختلفی در ایران بر روی کیفیت زندگی سالمندان انجام شده است. در مطالعه‌ی حبیبی سلا و همکاران بر روی سالمندان غرب تهران که از نسخه‌ی فارسی پرسش‌نامه‌ی فرم کوتاه ۱۲ (SF-12) یا Short form-12 استفاده شد، کیفیت زندگی آن‌ها در حد متوسط بود و کیفیت زندگی سالمندان با متغیرهای مرد بودن، سطح تحصیلات، وضعیت اقتصادی و وضعیت سلامت فعلی، ارتباط آماری معنی‌داری داشت (۵).

مطالعه‌ای دیگر توسط سجادی و بیگلری بر روی سالمندان ساکن در آسایشگاه خیریه‌ی کهریزک با استفاده از پرسش‌نامه‌ی *Lipad* انجام شد که در آن مطالعه، کیفیت زندگی در کل و در ابعاد فیزیکی، خود مراقبتی، اجتماعی و رضایت از زندگی در سطح خوب و در بعد افسردگی و اضطراب و بعد شناختی در سطح ضعیف به دست آمد

مراکز بهداشتی - درمانی نبودند، با سالماندان تحت پوشش مصاحبه شد و در صورتی که تعداد سالماندان تحت پوشش کمتر از حجم نمونه مورد نظر بود، از خانوارهای تحت پوشش که پدر یا مادر سالماند ساکن در همان منطقه داشتند، به صورت غیر احتمالی آسان تا تکمیل حجم نمونه، نمونه‌گیری صورت گرفت.

معیارهای ورود به مطالعه شامل سن ۶۰ سال و بالاتر و نیز رضایت فرد مورد نظر برای شرکت در مطالعه بود. در صورتی که فرد قادر به پاسخگویی نبود، از همراه آگاه، سؤالات پرسیده شد و در صورتی که چنین فردی در دسترس نبود، از خانوار بعدی از سمت راست بر اساس آدرس‌های موجود، نمونه جایگزین شد. همچنین، اگر در خانوار منتخب بر اساس نمونه‌گیری تصادفی، فرد دارای شرایط ورود به مطالعه موجود نبود، از خانوار بعدی نمونه‌گیری شد و در صورتی که در یک خانوار منتخب، بیش از یک فرد واجد شرایط وجود داشت، از بین آن افراد، یک نفر به صورت تصادفی (قرعه‌کشی) انتخاب شد. در نهایت، از تعداد ۱۱۲۵ سالماند انتخاب شده، ۷۳۷ نفر وارد مطالعه شدند و میزان مشارکت در پاسخ‌دهی ۵۶٪ درصد بود.

اطلاعات دموگرافیک: تعدادی متغیرهای دموگرافیک شامل سن (سال)، جنس (زن/مرد)، سطح تحصیلات (بی‌سواد/ زیر دیپلم/ بالاتر از دیپلم)، وضعیت تأهل (همسردار/ همسر فوت کرده)، ترکیب خانواده (تنها/با سایرین)، محل سکونت (نواحی شهری/ نواحی روستایی) و همچنین، شاخص‌های تن سنجی شامل قد و وزن تعیین گردید.

کیفیت زندگی: شاخص کیفیت زندگی نمونه‌های مورد مطالعه با استفاده از پرسشنامه‌ی ابزارهای اندازه‌گیری کیفیت زندگی پس از اخذ یکی از معتربرترین ابزارهای اندازه‌گیری کیفیت زندگی پس از اخذ مجوز از سازنده‌گان بررسی شد. این پرسشنامه، توسط متظری و همکاران به زبان فارسی ترجمه و استانداردسازی شده است (۲۱). همچنین، روایی و پایابی آن توسط اسحاقی و همکاران برای سالماندان اصفهان مورد تأیید قرار گرفته و ضریب Cronbach's alpha برای آن معادل ۰/۷۲ درصد بود (۲۲).

این پرسشنامه، دارای ۳۶ بند مستقل بود و بررسی سلامت جسمی- روانی فرد را مورد توجه قرار می‌داد. نه جنبه از ابعاد کیفیت زندگی فرد که شامل هشت بعد فعالیت فیزیکی (بندهای الف تا ای سؤال (۳)، درج جسمی (سؤالات ۷ و ۸)، ایفای نقش جسمی (بندهای الف تا د از سؤال ۴)، درک کلی از سلامت عمومی (سؤال ۱و بند الف تا د از سؤال ۱۱)، قوه یا نیروی حیاتی (بندهای الف، ه، ز، ط از سؤال ۹، فعالیت اجتماعی (سؤالات ۶ و ۱۰)، ایفای نقش عاطفی (بندهای الف تا ج از سؤال ۵) و سلامت روانی (بندهای ب تا د، و و نیز ح از سؤال ۹ در پرسشنامه SF-36 بود و همچنین، سؤال منفرد (سؤال ۲) در مورد تغییر درک شده از وضعیت سلامت عمومی در طول یک

شمار فزاینده‌ی افراد سالماندان مواجه شوند، در حالی که اغلب کشورهای در حال توسعه حتی از این پدیده و گرفتاری‌های بهداشتی، اجتماعی و اقتصادی آن آگاه نیستند (۵). با توجه به مطالب پیش‌گفته و توجه به این مسئله که هدف از زندگی سالماندان، تنها عمر طولانی و زنده بودن نیست، بلکه نوع و کیفیت زندگی آن‌ها نیز مهم است، برنامه‌ریزی به منظور ارتقای کیفیت زندگی این قشر از جامعه ضروری به نظر می‌رسد. بدیهی است بدین منظور، ابتدا باید اطلاعات جامع در مورد کیفیت زندگی سالماندان تأمین گردد. همچنین، با توجه به افزایش شیوع چاقی و افسردگی در میان سالماندان و از آن جایی که چنین سنجشی در استان اصفهان صورت نگرفته بود، هدف از انجام مطالعه‌ی حاضر، بررسی چگونگی کیفیت زندگی سالماندان و ارتباط آن با افسردگی و شاخص توده‌ی بدنی (Body mass index (BMI) در استان اصفهان بود.

روش‌ها

مطالعه‌ی حاضر، یک مطالعه‌ی توصیفی از نوع مقطعی- تحلیلی بود که از فروردین تا اسفندماه سال ۱۳۸۹ در استان اصفهان انجام شد. جامعه‌ی هدف، سالماندان استان اصفهان (افراد ۶۰ ساله و بالاتر) بودند که از این میان، تعداد ۱۱۲۵ نفر وارد مطالعه شدند. حجم نمونه، بر اساس فرمول و با دقت ۹۵ درصد، $\text{N} = \frac{d^2}{4\sigma^2} = \frac{0.17}{0.09} = 21$ محاسبه شد (۱۲).

نمونه‌گیری به صورت طبقه‌بندی خوش‌های چند مرحله‌ای تصادفی انجام شد. به این صورت که ابتدا ۱۰ شهرستان از مجموع ۲۱ شهرستان (۵۰ درصد خوش‌های) به صورت تصادفی انتخاب شد و سپس، در هر شهرستان ۵۰ درصد خوش‌های شهری و ۵۰ درصد خوش‌های روستایی (هر خوش برابر منطقه‌ی تحت پوشش یک مرکز بهداشتی- درمانی شهری یا روستایی است) به صورت تصادفی انتخاب شدند. سپس، حجم نمونه کلی به نسبت جمعیت سالماندان هر شهرستان (نسبت به مجموع جمعیت سالماندان ۱۰ شهرستان انتخابی) تسهیم به نسبت شد. حجم نمونه‌ی هر شهرستان، به نسبت جمعیت شهری و روستایی سالماندان همان شهرستان، بار دیگر تسهیم به نسبت شد و به این ترتیب، با مشخص شدن تعداد مورد نظر هر شهرستان، تعداد نمونه در هر خوش معلوم شد. در هر خوش، با توجه به توزیع جنسی جمعیت سالماندان استان (۳)، ۵۱/۵ درصد نمونه‌ها مرد و ۴۸/۵ درصد نمونه‌ها زن انتخاب شدند. خانوارهای منتخب در مناطق روستایی بر اساس آدرس موجود خانوارهای آن خوش، بر اساس جدول اعداد تصادفی (بر حسب شماره‌ی خانوار) انتخاب شدند و در هر خانوار با مراجعت به درب منزل با فرد واجد شرایط مصاحبه شد.

در مناطق شهری، با توجه به این که همه‌ی جمعیت، تحت پوشش

گردید و نام آنها در تمامی مراحل جمع‌آوری نمونه‌ها و تحلیل داده‌ها محترمانه باقی ماند.

یافته‌ها

۶۳۷ سالمند (۳۰۸ مرد و ۳۲۹ زن) با میانگین سنی 67.32 ± 6.74 سال (بیشترین سن ۸۹ سال) در مطالعه وارد شدند. بیشترین تعداد افراد (۶۳ درصد) مربوط به گروه سنی ۶۰-۶۹ سال بود. از نظر تحصیلات، ۵۸٪ درصد بی‌سواند و ۳۷٪ درصد سواد تا دیپلم و تنها ۴٪ درصد سواد در حد بالاتر از دیپلم داشتند. ۸۵٪ درصد ساکن نواحی شهری بودند و همسران ۱۹٪ درصد افراد، فوت کرده بودند. هیچ یک از شرکت کنندگان طلاق نگرفته بودند و ۹۹٪ درصد آنان دارای فرزند بودند. ۱۷٪ درصد آن‌ها تنها زندگی می‌کردند.

جدول ۱. میانگین کیفیت کلی زندگی بر حسب مشخصات دموگرافیک مشخصات دموگرافیک جامعه‌ی مورد مطالعه نشان می‌دهد. میانگین کلی نمره‌ی کیفیت زندگی 54.56 ± 20.60 سال بود و با متغیرهای سن، جنس و سطح تحصیلات ارتباط آماری معنی‌داری داشت. در بررسی ابعاد کیفیت زندگی، بهترین وضعیت مربوط به فعالیت اجتماعی و سلامت روانی و بدترین وضعیت مربوط به ایفای نقش جسمی و درک کلی از سلامت عمومی بود.

جدول ۱. میانگین کیفیت کلی زندگی بر حسب مشخصات دموگرافیک

متغیر	دسته‌بندی (میانگین \pm انحراف میانگی)	کیفیت کلی زندگی	دسته‌بندی (سن (سال))
۵۷/۲۶ \pm ۱۹/۲۵	۶۰-۶۹		
۵۱/۵۲ \pm ۲۱/۵۰	۷۰-۷۹		
۴۴/۲۶ \pm ۲۳/۱۱	≥ 80		
۵۹/۶۷ \pm ۲۱/۰۹	مرد		جنس
۴۹/۵۸ \pm ۱۸/۸۱	زن		
۵۰/۶۶ \pm ۲۰/۲۶	بی‌سواد	سطح تحصیلات	
۵۹/۴۷ \pm ۱۹/۸۱	زیر دیپلم		
۶۴/۴۱ \pm ۲۰/۱۰	بالاتر از دیپلم		
۵۶/۵۳ \pm ۲۰/۵۶	همسردار	وضعیت تأهل	
۴۶/۴۱ \pm ۱۸/۷۳	همسر فوت کرده		
۴۸/۵۰ \pm ۱۹/۹۲	تنها	ترکیب خانواده	
۵۵/۵۶ \pm ۲۰/۵۳	با سایرین		
۵۳/۶۹ \pm ۲۰/۶۹	نواحی شهری	سکونت	
۵۹/۵۵ \pm ۱۹/۵۲	نواحی روستایی		

داده‌های کیفیت کلی زندگی سالمندان و ابعاد نه‌گانه‌ی آن در جدول ۲ آمده است.

سال گذشته مورد بررسی قرار گرفت.

امتیازبندی این پرسشنامه، به صورتی بود که سوالات ۱، ۲، ۶ و ۸ به ۱۰ پنج گزینه داشتند و از ۱-۵ نمره‌دهی شدند. ۱۰ بند سوال ۳ به صورت طیف لیکرت بود و از ۱-۳ نمره‌دهی شد. ۴ بند سوال ۴ و سه بند سوال ۵، به صورت بلی و خیر بود و از ۱-۲ نمره‌دهی شد. سوال ۷، شش گزینه داشت (۱-۶). نه بند سوال ۹ در طیف لیکرت با دامنه‌ی ۶-۱ و ۴ بند سوال ۱۱ نیز در طیف لیکرت با دامنه‌ی ۱-۵ بود. بنابراین، نمره‌ی کلی پرسشنامه، بین ۳۶-۱۴۹ بود که نمره‌ی ۳۶ نشان دهنده پایین‌ترین سطح کیفیت زندگی و نمره‌ی ۱۴۹ بیانگر بالاترین سطح آن بود. دامنه‌ی نمره‌ی حیطه‌ی فعالیت فیزیکی ۱۰-۳۰، حیطه‌ی درد جسمی ۲-۱۱، حیطه‌ی ایفای نقش جسمی ۴-۸، حیطه‌ی درک کلی از سلامت عمومی ۵-۲۵، حیطه‌ی قوه با نیروی حیاتی ۴-۲۴، حیطه‌ی فعالیت اجتماعی ۲-۱۰، حیطه‌ی ایفای نقش عاطفی ۳-۶، حیطه‌ی سلامت روانی ۵-۳۰ و سوال تغییر سلامت ۱-۵ بود. نمره‌ی به دست آمده، در نهایت به درصد تبدیل گردید.

افسردگی: پرسشنامه‌ی مقیاس افسردگی سالمندان (GDS) یا Geriatric depressions scale پس از اخذ مجوز از سازنده جهت بررسی افسردگی نمونه‌ها استفاده گردید. این پرسشنامه، حاوی ۱۵ سوال به صورت دو گزینه‌ای بلی/خیر مرتبط با وجود و عدم وجود علایم افسردگی در سالمندان بود. بازه‌ی نمره‌ی پرسشنامه‌ی GDS از صفر (نیوود علایم افسردگی) تا ۱۵ (علایم شدید افسردگی) بود. این پرسشنامه، بر مبنای جنبه‌های رفتاری و شناختی افسردگی طراحی شده است. نمره‌ی بیشتر از ۵، پیشنهاد کننده احتمالی افسردگی و نمره‌ی بیشتر از ۱۰، به طور تقریبی همیشه مطرح کننده افسردگی است. GDS به زبان فارسی ترجمه و برای فارسی زبانان در مطالعات قبلی اعتباریابی شده است (۲۳). تمامی پرسشنامه‌ها توسط کارشناسان آموزش دیده واحد سلامت سالمندان هر شهرستان تکمیل شد. همچنین، قد و وزن با روش استاندارد اندازه‌گیری و BMI با تقسیم وزن بر مجذور قد محاسبه گردید.

آنالیز آماری: اطلاعات به دست آمده، وارد نرم‌افزار SPSS نسخه‌ی ۱۵ (version 15, SPSS Inc., Chicago, IL) شد. از روش‌های آمار توصیفی و آزمون‌های t جهت مقایسه‌ی میانگین متغیرهای کمی بین دو گروه، از آزمون One way ANOVA جهت مقایسه‌ی میانگین متغیرهای کمی بین بیشتر از دو گروه و از آزمون‌های ضریب همبستگی Pearson و Spearman جهت بررسی ارتباط دو متغیر کمی استفاده گردید. در تمامی آزمون‌ها، $P < 0.05$ به عنوان سطح معنی‌داری در نظر گرفته شد.

لازم به ذکر است در تمامی مراحل پژوهش، اصول اخلاق در پژوهش رعایت شد و از تمامی افراد شرکت کننده رضایت‌نامه اخذ

جدول ۳ ارتباط بین ابعاد مختلف کیفیت زندگی و شاخص توده‌ی بدنش (BMI یا Body mass index)

P مقدار	ضریب همبستگی (r)	معیارهای کیفیت زندگی
۰/۰۴	-۰/۰۸	فعالیت فیزیکی
۰/۹۹	۰/۰۰	ایفای نقش جسمی
۰/۹۱	۰/۰۰	ایفای نقش عاطفی
۰/۷۳	-۰/۰۱	قوه یا نیروی حیاتی
۰/۸۱	۰/۰۱	سلامت روانی
۰/۷۱	۰/۰۲	فعالیت اجتماعی
۰/۴۳	-۰/۰۳	درد جسمی
۰/۲۳	-۰/۰۵	درک کلی از سلامت عمومی
۰/۴۰	-۰/۰۴	کیفیت زندگی

جدول ۲. کیفیت کلی زندگی و ابعاد نه‌گانه‌ی آن در سالمندان
شرکت کننده در مطالعه‌ی حاضر

معیارهای کیفیت زندگی (میانگین ± انحراف معیار)	کیفیت کلی زندگی	معیارهای کیفیت زندگی
۵۴/۰۷ ± ۲۹/۱۴	فعالیت فیزیکی	فعالیت فیزیکی
۴۹/۱۴ ± ۴۲/۹۰	ایفای نقش جسمی	ایفای نقش جسمی
۵۶/۸۳ ± ۴۴/۹۵	ایفای نقش عاطفی	ایفای نقش عاطفی
۵۲/۱۵ ± ۲۰/۰۴	قوه یا نیروی حیاتی	قوه یا نیروی حیاتی
۶۱/۰۲ ± ۱۷/۷۰	سلامت روانی	سلامت روانی
۶۷/۰۳ ± ۲۴/۰۱	فعالیت اجتماعی	فعالیت اجتماعی
۵۹/۴۷ ± ۲۶/۳۰	درد جسمی	درد جسمی
۴۹/۸۰ ± ۱۸/۱۹	درک کلی از سلامت عمومی	درک کلی از سلامت عمومی
۵۴/۵۶ ± ۲۰/۶۰	کیفیت زندگی	کیفیت زندگی

بحث

افزایش امید به زندگی در دنیا و افزایش تعداد سالمندان، به طور غیر مستقیم باعث توجه به افزایش کیفیت زندگی در سالمندان می‌شود؛ چرا که سالمندان نیز باید بتوانند از فرصت‌های یکسانی در مقایسه با سایر افراد جامعه در زندگی بهره‌مند شوند. این مهم، در ایران نیز هم گام با کشورهای پیشرفته دنیا آغاز شده است و اولین قلم در این کار، بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت زندگی در سالمندان می‌باشد (۱۵).

مطالعاتی که در ایران در این زمینه انجام شده است، محدود و با حجم نمونه‌های کوچک هستند. بنابراین، در این مطالعه به بررسی کیفیت زندگی در ۶۳۷ سالمند ساکن استان اصفهان با استفاده از پرسشنامه‌ی SF-36 و بررسی ارتباط آن با متغیرهای دموگرافیک و سطح افسردگی و BMI پرداخته شد.

جدول ۴. ارتباط بین ابعاد مختلف کیفیت زندگی و امتیاز افسردگی

P مقدار	ضریب همبستگی (r)	معیارهای کیفیت زندگی
۰/۸۰	۰/۰۱	فعالیت فیزیکی
۰/۲۸	-۰/۰۴	ایفای نقش جسمی
۰/۲۶	-۰/۰۵	ایفای نقش عاطفی
۰/۹۶	۰/۰۰	قوه یا نیروی حیاتی
۰/۴۱	۰/۰۳	سلامت روانی
۰/۳۴	-۰/۰۴	فعالیت اجتماعی
۰/۳۰	-۰/۰۴	درد جسمی
۰/۷۸	-۰/۰۱	درک کلی از سلامت عمومی
۰/۶۳	-۰/۰۲	کیفیت زندگی

در مقایسه‌ی سن و شش بعد از ابعاد کیفیت زندگی و همچنین کیفیت زندگی در کل، همبستگی معنی‌دار هر چند ضعیفی از نوع معکوس وجود داشت. یعنی با افزایش سن سالمندان، میزان این متغیرها کاهش می‌یافت و کیفیت زندگی در این حیطه‌ها بدتر می‌شد؛ به طوری که در حیطه‌های فعالیت فیزیکی ($r = -0/2$)، ایفای نقش جسمی ($r = -0/1$)، نیروی حیاتی ($r = -0/1$)، فعالیت اجتماعی ($r = -0/1$)، درد جسمی ($r = -0/1$)، درک کلی از سلامت عمومی ($r = -0/1$) و کیفیت زندگی کلی ($r = -0/2$) این رابطه مشاهده شد. کیفیت زندگی در کل $۵۷/۶۷ \pm ۲۱/۰۹$ در مردان و در زنان، $۴۹/۵۸ \pm ۱۸/۸۱$ و ابعاد فعالیت فیزیکی ($r = ۰/۵۹ \pm ۳۰/۵۹$) در مردان $۶۴/۷۲ \pm ۴۸/۳۴$ در زنان) و ایفای نقش عاطفی ($r = ۴۲/۸۳ \pm ۶۴/۲۶$) در مردان و $۴۹/۲۸ \pm ۴۵/۶۴$ در زنان) در مردان به طور معنی‌داری بالاتر بود. ایفای نقش جسمی، فعالیت اجتماعی و درک کلی از سلامت عمومی در افراد ساکن روستا، به طور معنی‌داری بالاتر از افراد ساکن نواحی شهری بود، اما کیفیت کلی زندگی در این دو دسته تفاوت معنی‌داری نداشت. افزایش سطح تحصیلات با افزایش کیفیت کلی زندگی و همه‌ی ابعاد کیفیت زندگی ارتباط معنی‌دار مستقیمی داشت. تنها زندگی کردن و زنده بودن همسر، ارتباط معنی‌داری با کیفیت زندگی و ابعاد مختلف آن نداشت. بررسی تأثیر داشتن فرزند و متارکه‌ی سالمندان، به علت کم بودن جمعیت هدف انجام نشد.

بررسی ارتباط میان امتیاز افسردگی و BMI با کیفیت زندگی و ابعاد آن، نشان داد که تنها در بعد فعالیت فیزیکی با BMI رابطه‌ی معکوسی وجود دارد، اما در سایر ابعاد، ارتباط معنی‌داری مشاهده نشد (جدول‌های ۳ و ۴).

دهنده‌ی تأثیر احتمالی بیشتر BMI بر روی ابعاد فیزیکی تا ابعاد روحی کیفیت زندگی می‌باشد.

Giuli و همکاران، در مطالعه‌ای در ایتالیا بر روی ۲۰۵ بیمار مسن بالای ۶۰ سال نشان دادند که BMI با تمام زیر شاخه‌های فیزیکی پرسشنامه‌ی SF-36 به صورت منفی رابطه دارد. آن‌ها همچنین نشان دادند مؤلفه‌های فیزیکی SF-36 با افسردگی و سن نیز ارتباط معکوس و معنی داری دارد (۲۷). کشاورزی و همکاران نیز در مطالعه‌ی خود روی ۴۷ سالمند ۵۵-۸۵ ساله نشان دادند که پسچ بعد از هشت بعد کیفیت زندگی پرسشنامه‌ی SF-36 در سالماندان افسردگی، به صورت معنی داری نمره‌ی کمتری نسبت به سالماندان غیر افسردگی دارند (۲۰).

تنهای زندگی کردن و زنده بودن همسر، ارتباط معنی داری با کیفیت زندگی و ابعاد مختلف آن نداشت. با این حال، در مطالعات قبلی متاح بودن با افزایش کیفیت زندگی در سالماندان همراه بود (۱۳)، که این مسئله به دلیل تعداد کم افرادی که در مطالعه‌ی حاضر تنها زندگی می‌کردند، ممکن است قابل استناد نباشد. از محدودیت‌های مطالعه‌ی حاضر، می‌توان به میزان پاسخ‌دهی متوسط شرکت کنندگان، استفاده از جمعیت تحت پوشش مراکز بهداشتی -درمانی و همسان نبودن روش جمع‌آوری اطلاعات و تکمیل پرسشنامه‌ها میان شرکت کنندگان مختلف اشاره نمود.

نتیجه‌گیری نهایی این که کیفیت زندگی سالماندان در حد متوسط است و لازم است این قشر از جامعه که تعداد آن‌ها نیز رو به افزایش است، مورد توجه بیشتری قرار گیرند. نتایج مطالعه‌ی حاضر در راستا با مطالعات قبلی بود و کیفیت زندگی با افزایش سن، زن بودن و تحصیلات پایین‌تر، کاهش نشان داد. همچنین، از نظر وضعیت روانی، رابطه‌ای میان افسردگی و ابعاد کیفیت زندگی مشاهده نشد که می‌تواند نشان دهنده تعدد عوامل مؤثر بر کیفیت زندگی سالماندان باشد. در پایان، به نظر می‌رسد مشکلات جسمی مانند اضافه وزن و مشکلات روحی مانند افسردگی، می‌تواند باعث کاهش کیفیت زندگی در سالماندان شود و آموزش سالماندان و کل افراد جامعه جهت پیش‌گیری از بیماری‌ها می‌تواند در بهبود کیفیت زندگی سالماندان در آینده مؤثر واقع گردد. مطالعات بیشتر با وسعت جغرافیایی و حجم نمونه‌ی بیشتر، می‌تواند اطلاعات کامل‌تری در این زمینه در اختیار محققین قرار دهد.

تشکر و قدردانی

این مقاله، برگرفته از طرح تحقیقاتی مصوب معاونت محترم بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان بود و با حمایت‌های معنوی و مادی آن حوزه انجام یافت. بدین وسیله، از زحمات این عزیزان تقدیر و تشکر به عمل می‌آید.

در این مطالعه، کیفیت زندگی با امتیاز کلی $20/60 \pm 5/6$ در حد متوسط ارزیابی شد. در بررسی ابعاد کیفیت زندگی، بهترین وضعیت مربوط به فعالیت اجتماعی و سلامت روانی و بدترین وضعیت، مربوط به ایفای نقش جسمی و درک کلی از سلامت عمومی بود. در مطالعات آلبورکردی و همکاران (۱۴) و نیز حمیدی‌زاده و صالحی (۲۴) کیفیت زندگی در سالماندان ساکن تهران در حد متوسط بود و بهترین نمره مربوط به درد جسمانی و بدترین نمره مربوط به سلامت روانی بود. نمرات ابعاد زندگی در این مطالعه با مطالعات قبلی یکسان نبود. این مسئله، می‌تواند مربوط به تفاوت محل زندگی افراد باشد. مطالعه‌ی آلبورکردی و همکاران (۱۴) در شهرستان شاهین شهر استان اصفهان که پذیرای بیشتر جمعیت مهاجر از سایر استان‌های ایران است و مطالعه‌ی حمیدی‌زاده و صالحی (۲۴) در استان تهران انجام شده بود که این تفاوت، می‌تواند مربوط به مکان انجام مطالعه باشد.

در مطالعه‌ی حاضر با افزایش سن، کیفیت زندگی سالماندان کاهش می‌یابد. این نتیجه در راستای مطالعات قبلی می‌باشد (۱۲-۱۳، ۴). تنها در مطالعه‌ی حبیبی سلا و همکاران روی ۴۰ تن از سالماندان غرب تهران که از نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی فرم کوتاه SF-12 استفاده شد، کیفیت زندگی با سن ارتباط معنی داری نداشت (۵). به طور مشخص، بروز ناتوانی‌ها و محدودیت‌های جسمی در سالماندان در سنین بالاتر، بارزتر است و این مسئله بر کیفیت زندگی آن‌ها تأثیر می‌گذارد.

در ارتباط با کیفیت زندگی سالماندان و جنس در این مطالعه، مرد بودن با افزایش معنی دار کیفیت زندگی همراه بود که این نتیجه نیز در راستا با مطالعات قبلی می‌باشد (۲۶، ۱۱-۱۲، ۴-۵). مشابه مطالعه‌ی آلبورکردی و همکاران (۱۴)، در این مطالعه نیز افزایش در برخی ابعاد کیفیت زندگی یعنی فعالیت فیزیکی و ایفای نقش عاطفی با مرد بودن ارتباط مستقیم داشت. البته در برخی مطالعات، متغیر جنس در تعامل با سایر متغیرها به عنوان عامل مؤثری بر کیفیت زندگی نشان داده نشده بود (۲۷). بالاتر بودن کیفیت زندگی در مردان در ایران با توجه به مسائل فرهنگی و اجتماعی موجود، قابل توجیه می‌باشد.

افزایش سطح تحصیلات در این مطالعه با افزایش کیفیت زندگی ارتباط مستقیمی داشت. در مطالعات قبلی نیز نتایج مشابه با این مطالعه به دست آمد (۲۶، ۱۱-۱۲، ۴-۵) و نشان دهنده این است که تحصیلات در برخورداری از زندگی سالم سالماندی مؤثر است و باعث افزایش رضایت از زندگی می‌شود.

بررسی ارتباط بین امتیاز افسردگی و BMI با کیفیت زندگی و ابعاد مختلف آن در مطالعه‌ی حاضر نشان داد که تنها در بعد فعالیت فیزیکی در پرسشنامه‌ی SF-36 با BMI رابطه‌ی معکوسی وجود دارد، اما در سایر ابعاد، ارتباط معنی داری امتیاز افسردگی و BMI با کیفیت زندگی و ابعاد مختلف آن مشاهده نشد. این موضوع، نشان

References

1. Sajadi H, Beiglarian A. Quality of Life in female elderly in Kahrizak Charity Nursing Home. Payesh Health Monit 2006; 6(2): 105-8. [In Persian].
2. Eshaghi SR, Farajzadegan Z, Babak A. Healty lifestyle assessment questionnaire in elderly: translation, reliability and validity. Payesh Health Monit 2010; 9(1): 91-9. [In Persian].
3. Center for Strategic Statistics and Information, Iranian Ministry of Cooperatives, Labour and Social Welfare. Isfahan Province at a Glance. [online]. Available from URL: <http://www.amarkar.ir/handler/getfile.ashx?type=pub&id=275>. [In Persian].
4. Vahdani Nia MS, Goshtasebi A, Montazeri A, Maftoon F. Health-related quality of life in an elderly population in Iran: A population-based study. Payesh Health Monit 2005; 4(2): 113-20. [In Persian].
5. Habibi Sola A, Nikpoor S, Sohbatzade R, Haghani H. Quality of life in elderly people of west of Tehran. Iran J Nurs Res 2007; 2(6-7): 29-36. [In Persian].
6. Bonomi AE, Patrick DL, Bushnell DM, Martin M. Validation of the United States' version of the World Health Organization Quality of Life (WHOQOL) instrument. J Clin Epidemiol 2000; 53(1): 1-12.
7. Nilsson J, Parker MG, Kabir ZN. Assessing health-related quality of life among older people in rural Bangladesh. J Transcult Nurs 2004; 15(4): 298-307.
8. Barnett K, Mercer SW, Norbury M, Watt G, Wyke S, Guthrie B. Epidemiology of multimorbidity and implications for health care, research, and medical education: a cross-sectional study. The Lancet 2007; 380(9836): 37-43.
9. Fayers PM, Machin D. Quality of life: The assessment, analysis and interpretation of patient-reported outcomes. New York, NY: John Wiley & Sons, 2013.
10. Wikman A, Wardle J, Steptoe A. Quality of life and affective well-being in middle-aged and older people with chronic medical illnesses: a cross-sectional population based study. PLoS One 2011; 6(4): e18952.
11. Mohaqeqi Kamal H, Sajadi H, Zare H, Beiglarian A. Elderly quality of life: A comparison between pensioners of Social Security Organization and National Retirement Fund (Qom County, 2006). J Health Adm 2007; 10(27): 49-56.
12. Alipoor F, Sajadi H, Beiglarian A, Jalilian A. Quality of life in the elderly of zone two in Tehran. Salmand Iran J Ageing 2008; 3(9-10): 75-83. [In Persian].
13. Ahmadi F, Salar AR, Faghihzadeh S. Evaluating quality of life in the elderly in Zahedan. Hayat 2004; 10(3): 61-7. [In Persian].
14. Albou Kordi M, Ramezani MA, Arizi F. A study on the quality of life among elderly Shahinshahr area of Isfahan province in year 2004. Jundishapur Sci Med J 2007; 5(4): 701-7. [In Persian].
15. Andrews GR. Promoting health and function in an ageing population. BMJ 2001; 322(7288): 728-9.
16. Apolone G, Mosconi P. Review of the concept of quality of life assessment and discussion of the present trend in clinical research. Nephrol Dial Transplant 1998; 13(Suppl 1): 65-9.
17. A Review on Gerontology. Semnan, Iran: Semnan University of Medical Sciences Publications; 2004. p. 23-30, 84-5. [In Persian].
18. Leigh JP, Hubert HB, Romano PS. Lifestyle risk factors predict healthcare costs in an aging cohort. Am J Prev Med 2005; 29(5): 379-87.
19. Nazemi L, Skoog I, Karlsson I, Hosseini S, Hosseini M, Hosseinzadeh MJ, et al. Depression, prevalence and some risk factors in elderly nursing homes in Tehran, Iran. Iran J Public Health 2013; 42(6): 559-69.
20. Keshavarzi S, Ahmadi SM, Lankarani KB. The impact of depression and malnutrition on health-related quality of life among the elderly Iranians. Glob J Health Sci 2014; 7(3): 161-70.
21. Montazeri A, Goshtasebi A, Vahdaninia M, Gandek B. The Short Form Health Survey (SF-36): translation and validation study of the Iranian version. Qual Life Res 2005; 14(3): 875-82.
22. Eshaghi SR, Ramezani MA, Shahsanaee A, Pooy A. Validity and Reliability of the Short Form- 36 Items Questionnaire as a Measure of Quality of Life in Elderly Iranian Population. Am J Appl Sci 2006; 3(3): 1763-66.
23. Malakouti SK, Fatollahi P, Mirabzadeh A, Salavati M, Zandi T. Reliability, validity and factor structure of the GDS-15 in Iranian elderly. Int J Geriatr Psychiatry 2006; 21(6): 588-93.
24. Hamidizadeh S, Salehi K. Evaluation of the senior's Quality of Life. Proceedings of the National Congress of Gerontology & Geriatrics; 2005 Jan 11-12; Isfahan, Iran. [In Persian].
25. Lee TW, Ko IS, Lee KJ. Health promotion behaviors and quality of life among community-dwelling elderly in Korea: a cross-sectional survey. Int J Nurs Stud 2006; 43(3): 293-300.
26. Lee Y, Shinkai S. A comparison of correlates of self-rated health and functional disability of older persons in the Far East: Japan and Korea. Arch Gerontol Geriatr 2003; 37(1): 63-76.
27. Giuli C, Papa R, Bevilacqua R, Felici E, Gagliardi C, Marcellini F, et al. Correlates of perceived health related quality of life in obese, overweight and normal weight older adults: an observational study. BMC Public Health 2014; 14: 35.

Quality of Life among the Elderly under the Protection of Health and Treatment Centers in Isfahan Province, Iran, and its Relationship with Depression and Body Mass Index

Anahita Babak¹, Parnian Daneshpajouhnejad², Soheila Davari³,
Pejman Aghdak⁴, Omid Pirhaji⁵, Pegah Jahangiri⁶

Original Article

Abstract

Background: Increasing the life expectancy was the major issue of public health during the 20th century, while living with better quality is the goal of 21th century. Psychological and physical situations are important factors that affect quality of life in elderly. In the present study, we aimed to evaluate the quality of life among the elderly and its relationship with depression and body mass index (BMI) in Isfahan province, Iran.

Methods: A total of 637 elderly were included in this analytical observational study using a random and multistage cluster sampling method. Quality of life and depression scores were collected using Geriatric Depressions Scale (GDS) and Quality of Life Short Form-36 (SF-36) Questionnaire. Data were analyzed using t, one-way ANOVA, Pearson and Spearman correlation coefficients statistical tests.

Findings: The mean score of quality of life was 54.64 ± 20.60 . Quality of life and some of its dimensions had a direct relationship with lower age, being male and high level of education. We found no significant correlation between the depression score and quality of life or its dimensions. In addition, assessment of the correlation between body mass index and quality of life showed that body mass index had significant negative relationship only with physical functioning among all of the dimensions.

Conclusion: Results of the present study showed that lower quality of life is associated with increasing of the age, being female and low level of education. Furthermore, we found no relationship between the dimensions of quality of life and depression that might be due to the effects of several variables on quality of life among elderly.

Keywords: Elderly, Quality of life, Body mass index, Depression

Citation: Babak A, Daneshpajouhnejad P, Davari S, Aghdak P, Pirhaji O, Jahangiri P. **Quality of Life among the Elderly under the Protection of Health and Treatment Centers in Isfahan Province, Iran, and its Relationship with Depression and Body Mass Index.** J Isfahan Med Sch 2016; 34(393): 885-92.

1- Assistant Professor, Department of Community Medicine, School of Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

2- Student of Medicine, School of Medicine AND Students Research Committee, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

3- Geriatrics Health Program, Vice Chancellor for Health, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

4- Vice Chancellor for Health, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

5- Resident, Department of Ophthalmology, School of Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

6- General Practitioner, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

Corresponding Author: Soheila Davari, Email: davari_soheila@yahoo.com

بررسی مقایسه‌ای تأثیر تجویز دزهای متفاوت لابتالول وریدی قبل از القای بیهوشی بر پاسخ قلبی- عروقی بعد از لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه

عظیم هنرمند^۱، محمد رضا صفوی^۱، نیلوفر کیانی^۲، نیتا کیانی^۳، الناز کشاورزی^۴

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: این مطالعه با هدف تعیین تأثیر تجویز دزهای متفاوت لابتالول وریدی قبل از القای بیهوشی بر پاسخ قلبی- عروقی بعد از لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه در مقایسه با گروه شاهد طراحی و اجرا شد.

روش‌ها: در این مطالعه کارآزمایی بالینی، ۱۸۰ بیمار تحت عمل جراحی در چهار گروه ۴۵ نفره توزیع شدند. به ترتیب ۰/۴، ۰/۰، ۰/۲۰ و ۰/۰ میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول و نرمال سالین در ۵ دقیقه قبل از لارنگوسکوپی به طریق وریدی به ایشان تزریق شد و تغییرات همودیناییک در طی لارنگوسکوپی در چهار گروه مقایسه شد.

یافته‌ها: طی مدت مطالعه، هیچ بیماری از گروه ۰/۰ میلی‌گرم/کیلوگرم و ۱ میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول دچار تاکی کارדי و برادی کاردي نشد، اما گروه ۰/۲ میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول، در بدو لارنگوسکوپی در دقایق ۱، ۰/۳، ۰/۰، ۰/۵، ۰/۱، ۰/۲، ۰/۲۴، ۰/۲۸، ۰/۳۷/۸، ۰/۱۱/۱، ۰/۲/۲، ۰/۲۴ و ۰/۰ به ترتیب ۳۰، ۳۰، ۳۰، ۳۰ و ۳۰ درصد دچار برادی کاردي شدند. در گروه شاهد ۷ بیمار (۱۵/۶ درصد) دچار برادی کاردي شدند و بروز برادی کاردي از دقیقه‌ی ۵ تا دقیقه‌ی ۲۰ بین چهار گروه اختلاف معنی‌دار داشت ($P < 0.05$). در مدت مطالعه، هیچ بیماری از دریافت کنندگان دزهای مختلف لابتالول دچار تاکی کاردي نشد، اما گروه شاهد در بدو لارنگوسکوپی در دقایق ۰/۰، ۰/۱، ۰/۲، ۰/۳۱/۱، ۰/۴۰/۰ و ۰/۰ به ترتیب ۳۱/۱، ۰/۲۰ و ۰/۰ درصد دچار تاکی کاردي شدند و این اختلاف معنی‌دار بود ($P < 0.05$).

نتیجه‌گیری: تزریق وریدی ۱ میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول در بیماران تحت لارنگوسکوپی با ثبات مطلوب‌تر همودینامیک و کمترین بروز برادی کاردي، تاکی کاردي و هیپرتابسیون همراه می‌باشد و استفاده از این دز قبل از لارنگوسکوپی، مطلوب‌تر است.

وازگان کلیدی: لابتالول، لارنگوسکوپی، همودینامیک

ارجاع: هنرمند عظیم، صفوی محمد رضا، کیانی نیلوفر، کیانی نینا، کشاورزی الناز. بررسی مقایسه‌ای تأثیر تجویز دزهای متفاوت لابتالول وریدی قبل از القای بیهوشی بر پاسخ قلبی- عروقی بعد از لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه. مجله دانشکده پزشکی اصفهان، ۱۳۹۵/۳۴/۸۹۳-۹۰۰: ۳۹۳.

مقدمه

لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه به علت رفلکس تخلیه‌ی سمپاتیک باعث تحریک اپیفارنژیال می‌شود و این افزایش فعالیت سمپاتوادرنال، باعث افزایش فشار خون و ضربان قلب و بروز آریتمی می‌شود. البته، این تغییرات در افراد سالم به خوبی قابل تحمل است، اما ممکن است در بیماران مبتلا به بیماری عروق کرونر، فشار خون بالا و ایترکارانیال هیپرتابسیون، کشنده باشد (۱).

عوامل مختلف دارویی وجود دارد که باعث تعدیل پاسخ بالا برندۀ فشار خون نظیر مسدود کننده‌های آدرنرژیک (۲)،

واژدیلاتورها (۳)، بلوك کننده‌های کانال کلسیم (۴)، لیدوکائین، فتانیل و کلونیدین (۵) می‌شود.

لابتالول، دارویی است که برای درمان فشار خون بالا استفاده می‌شود و ترکیبی از آنتاگونیست‌های آلفا و بتا آدرنرژیک است و به طور خاص در درمان فشار خون ناشی از حاملگی که به طور معمول با بروز پره‌کلام‌پسی همراه است، مؤثر می‌باشد (۲). همچنین، در درمان فشار خون بالا به صورت مزمن و حاد و بحران فنوتکرومومیتون کاربرد دارد (۳). لابتالول به صورت قرص ۱۰۰، ۲۰۰ و ۴۰۰ میلی‌گرمی و محلول داخل وریدی ۵ میلی‌گرم در میلی‌لیتر در دسترس می‌باشد. از

- استاد، گروه بیهوشی، دانشکده پزشکی و مرکز تحقیقات بیهوشی و مراقبت‌های ویژه، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- دانشجوی پزشکی، دانشکده پزشکی و کمیته‌ی پژوهش‌های دانشجویان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- پژوهش عمومی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- کارشناس هوشبری، مرکز آموزشی- درمانی آیت‌الله کاشانی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- نویسنده‌ی مسؤول: محمد رضا صفوی

Email: safavi@med.mui.ac.ir

معیارهای ورود به مطالعه شامل موافقت با ورود به مطالعه، دامنه‌ی سنتی ۱۸-۶۵ سال، کاندیدای بی‌هوشی عمومی با لوله‌گذاری تراشه، درجه‌های I و II، کاندیدای بی‌هوشی عمومی با لوله‌گذاری تراشه، عدم سایقی اعتیاد، سکته‌ی قلبی و مغزی قبلی و دیابت بود. همچنین، بیماران با بلوک قلبی درجه‌های ۱، ۲ و ۳ و بیمارانی که برادی کاردی (ضریبان قلب کمتر از ۶۰ در دقیقه) و هیپوتانسیون (فشار سیستول کمتر از ۹۰ میلی‌متر جیوه) داشتند یا در بخش مراقبت‌های ویژه بستری بودند، وارد مطالعه نشدند. بروز آلرژی به داروهای مطالعه، تغییر در تکنیک بیهوشی بیماران و بروز هر نوع عارضه‌ی ناخواسته که نتوان مطالعه را تا پایان ادامه داد، به عنوان معیارهای خروج از مطالعه در نظر گرفته شد.

حجم نمونه‌ی مورد نیاز مطالعه با استفاده از فرمول برآورد حجم نمونه جهت مقایسه‌ی میانگین‌ها و با در نظر گرفتن سطح اطمینان ۹۵ درصد، توان آزمون ۸۰ درصد، انحراف معیار فشار خون متوسط که حدود ۱/۳۳ در نظر گرفته شد و حداقل تفاوت معنی‌دار بین گروه‌ها که معادل ۰/۸ منظور گردید، به تعداد ۴۳ نفر در هر گروه برآورد شد که جهت اطمینان بیشتر، ۴۵ بیمار در هر گروه وارد شدند. روش کار باین صورت بود که بعد از تصویب طرح و اخذ موافقت کمیته‌ی اخلاق پزشکی دانشگاه، بیمارانی که حائز شرایط ورود به مطالعه بودند، به روش تصادفی‌سازی بلوکی در چهار گروه توزیع شدند. روش مداخله در چهار گروه پیش‌گفته به شرح زیر بود:

گروه اول: تزریق ۰/۴ میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول به صورت وریدی، ۵ دقیقه قبل از لارنگوسکوبی

گروه دوم: تزریق ۱ میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول به صورت وریدی، ۵ دقیقه قبل از لارنگوسکوبی

گروه سوم: تزریق ۲ میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول، ۵ دقیقه قبل از لارنگوسکوبی

گروه چهارم: تجویز نرمال سالین، ۵ دقیقه قبل از لارنگوسکوبی تمام بیماران قبل از بیهوشی تحت نظر و بررسی قرار گرفتند که شامل اخذ شرح حال دقیق، معاینه‌ی بالینی و اخذ رضایت آگاهانه بود. همچنین، تمامی بیماران قبل از القای بیهوشی با اکسیژن ۱۰۰ درصد به مدت ۳ دقیقه اکسیژنه شدند. در پایش و مراقبت بیماران، از فشارستجی غیرتهابی، پالس اکسی متري و الکتروکارديوگرافی استفاده گردید.

القای بیهوشی با استفاده از تزریق تیوپیتال سدیم ۵ میلی‌گرم/کیلوگرم، آرتراکوریسوم ۰/۶ میلی‌گرم/کیلوگرم و فتانیل ۲ میلی‌گرم/کیلوگرم انجام شد و بعد از ۲ دقیقه از تزریق آرتراکوریسوم، لوله‌گذاری تراشه و لارنگوسکوبی انجام شد.

ضریبان قلب، فشار خون سیستول، متوسط و دیاستول در زمان‌های پایه در قبل از لارنگوسکوبی در اتاق و در دقایق ۱، ۵، ۳، ۲۰ و ۶۰

دز داخل وریدی لابتالول به مقدار ۲۰ میلی‌گرم می‌توان استفاده کرد که در عرض ۲ دقیقه تزریق می‌شود و از دزهای اضافی به صورت ۴۰ و ۸۰ میلی‌گرم در هر ۱۰ دقیقه در صورت لروم تجویز می‌شود و ۸۰ میلی‌گرم دز اضافی را می‌توان تا حداقلتر ۳۰۰ میلی‌گرم افزایش داد. علاوه بر این، لابتالول را می‌توان به صورت داخل وریدی به صورت ۲۰ میلی‌گرم در دقیقه به صورت تزریق و با حداقل دز ۳۰۰ میلی‌گرم تجویز کرد (۶-۱۲).

عارض جانی استفاده از لابتالول شامل خواب‌آلودگی، خستگی، ضعف، عدم خواب، کاهش عملکرد جنسی، ارتوستاتیک هیپوتانسیون، سوزن سوزن سر، بثورات پوستی، دیسترس تنفسی (به ندرت) می‌باشد (۴). استفاده از لابتالول در بیماران مبتلا به آسم و نارسایی احتقانی قلبی و هر درجه از بلوک قلبی و برادی‌کاردی یا کسانی که شوک کاردیوژنیک شده‌اند منع نسبی دارد (۴).

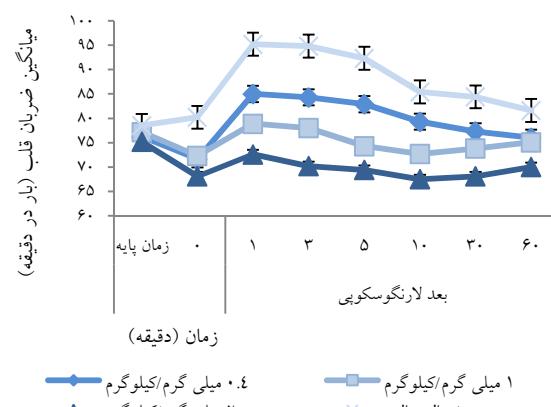
لابتالول، یک ترکیب انتخابی رقاپتی است که به طور غیر انتخابی فعالیت بنا آدرنژنیک را مسدود و به طور انتخابی باعث مسدود کردن فعالیت آلفا آدرنژنیک می‌شود. نسبت آلفا به بنا در انسان محاسبه شده است که حدود ۱:۳ در مصرف خوارکی و ۱:۷ در مصرف وریدی بوده است. عمل اصلی فیزیولوژیک لابتالول عبارت از رقابت با بلوکه کردن تحریک گیرنده‌های بنا آدرنژنیک در عضله قلب و عضلات صاف عروق است که این عمل، باعث کاهش فشار خون شریانی سیستمیک و کاهش مقاومت عروق سیستمیک بدون کاهش قابل توجه در ضربان قلب در حالت استراحت و بروون ده قلبی یا حجم ضربه‌ای می‌شود. پس این عمل بیشتر باعث کاهش فشار خون می‌شود و تأثیر زیادی بر کاهش ضربان قلب ندارد (۷، ۱۰-۱۵).

در مطالعات گذشته، از دزهای متوسط بولوس یا دزهای بالای لابتالول جهت تخفیف پاسخ قلبی- عروقی به لارنگوسکوبی و لوله‌گذاری تراشه استفاده شده است (۱۲-۱۶)، اما مطالعه‌ای که تأثیر تزریق لابتالول پس از لارنگوسکوبی بر پاسخ قلبی- عروقی و لوله‌گذاری تراشه را نشان دهد، یافت نشد. از این رو، مطالعه‌ی حاضر با هدف بررسی تأثیر تجویز دز بالای لابتالول (۱ میلی‌گرم/کیلوگرم) و دز متوسط (۰/۴ میلی‌گرم/کیلوگرم) به صورت بولوس با تزریق ۲ میلی‌گرم در دقیقه لابتالول بر تغییرات فشار خون و ضربان قلب بعد از لارنگوسکوبی و لوله‌گذاری تراشه در مقایسه با گروه شاهد به انجام رسید.

روش‌ها

مطالعه‌ی حاضر، یک مطالعه‌ی کارآزمایی بالینی تصادفی شده‌ی دو سو کور با گروه شاهد بود که در سال‌های ۱۳۹۳-۹۴ در مرکز پزشکی آیت‌الله کاشانی انجام گردید.

لارنگوسکوبی، میانگین هر چهار پارامتر، بین چهار گروه، اختلاف معنی‌داری نشان داد؛ به طوری که بیماران گروه شاهد، از ضربان قلب و فشار خون بالاتری برخوردار بودند و در مقابل، دریافت کنندگان ۲ میلی گرم/کیلوگرم لابتالول در تمامی مدت مطالعه، میانگین فشار خون و ضربان قلب پایین‌تری داشتند.



شکل ۱. میانگین ضربان قلب از قبل از لارنگوسکوبی تا دقیقه ۶۰ بعد از آن در چهار گروه $P < 0.001$.

بر حسب آزمون تعییی Bonferroni، ضربان قلب، فشار سیستول، فشار دیاستول و فشار متوسط بین دو گروه 0.4 میلی گرم/کیلوگرم و نرمال سالین و همچنین، بین دو گروه 1 میلی گرم/کیلوگرم و

بعد از انجام لارنگوسکوبی در چهار گروه ارزیابی و ثبت شد. جهت کورسازی مطالعه، تمامی داده‌ها در حجم و شکل یکسان توسط متخصص بیهوشی آماده و جمع‌آوری داده‌ها توسط فردی که آگاهی از گروه‌های مورد مطالعه نداشت، انجام گردید. درجه‌ی لارنگوسکوبی بر اساس طبقه‌بندی Kormack-Lehane مشخص شد. داده‌های به دست آمده بعد از ورود به رایانه با استفاده از نرم‌افزار SPSS version 23، SPSS Inc., Chicago, IL آزمون‌های One-way ANOVA و χ^2 تجزیه و تحلیل شد.

یافته‌ها

در این مطالعه، ۱۸۰ بیمار تحت اعمال جراحی با بیهوشی عمومی در چهار گروه 45 نفره دریافت کنندگی داشتند، 1 و 0.4 میلی گرم/کیلوگرم لابتالول و نرمال سالین مورد مطالعه قرار گرفتند. در طی مطالعه، هیچ بیماری به علت عوارض ناشی از بیهوشی و عمل از مطالعه خارج نشد. در جدول ۱، توزیع متغیرهای دموگرافیک و عمومی بیماران آمده است که طبق آن، توزیع متغیرهای پیش‌گفته در چهار گروه تحت مطالعه تفاوت معنی‌داری نداشت.

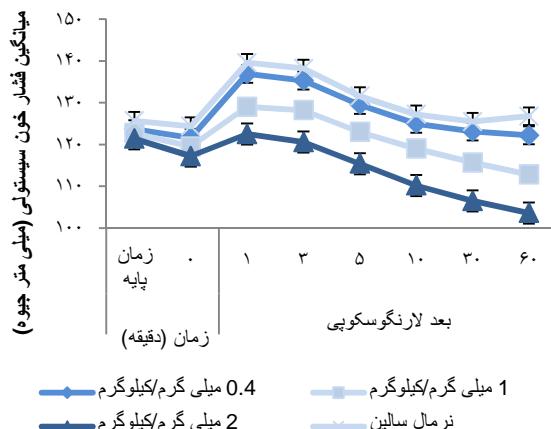
در شکل‌های ۱-۴، میانگین ضربان قلب و فشار خون بیماران، از قبل از عمل تا دقیقه 60 لارنگوسکوبی در چهار گروه آمده است. بر حسب آزمون One-way ANOVA پیش‌گفته در زمان پایه بین چهار گروه متفاوت نبود، اما طی

جدول ۱. فراوانی متغیرهای دموگرافیک مورد مطالعه در بیماران دو گروه

متغیر	گروه					
	۰/۰۴ میلی گرم/کیلوگرم	۰/۰۷ میلی گرم/کیلوگرم	۰/۱۱ میلی گرم/کیلوگرم	۰/۲۷ میلی گرم/کیلوگرم	۰/۴۰ میلی گرم/کیلوگرم	نرمال سالین
سن (سال)	۴۶/۲ \pm ۱۴/۴	۴۵/۸ \pm ۱۴/۰	۴۳/۸ \pm ۱۴/۱	۷۲/۰ \pm ۱۰/۱	۴۲/۰ \pm ۱۳/۱	۰/۴۴۰
وزن (کیلوگرم)	۷۰/۹ \pm ۸/۵	۷۳/۹ \pm ۸/۶	۷۴/۱ \pm ۹/۰	۷۲/۰ \pm ۹/۰	۷۲/۰ \pm ۱۰/۱	۰/۲۷۰
قد (سانتی‌متر)	۱۷۲/۴ \pm ۷/۵	۱۷۵/۲ \pm ۶/۳	۱۷۱/۴ \pm ۷/۵	۱۷۳/۶ \pm ۹/۶	۱۷۳/۶ \pm ۹/۶	۰/۱۱۰
زمان لارنگوسکوبی (ثانیه)	۱۱/۱ \pm ۲/۷	۱۲/۴ \pm ۲/۶	۱۲/۰ \pm ۲/۶	۱۱/۴ \pm ۲/۵	۱۱/۴ \pm ۲/۵	۰/۱۰۰
مدت زمان عمل (دقیقه)	۱۰۸/۹ \pm ۱۵/۰	۱۰۵/۶ \pm ۱۵/۳	۱۰۶/۱ \pm ۱۴/۸	۱۱۰/۸ \pm ۱۵/۵	۱۱۰/۸ \pm ۱۵/۵	۰/۳۱۰
مدت زمان بیهوشی (دقیقه)	۱۱۹/۰ \pm ۱۱/۷	۱۲۱/۲ \pm ۱۰/۰	۱۲۰/۸ \pm ۱۰/۶	۱۲۴/۸ \pm ۱۴/۵	۱۲۴/۸ \pm ۱۴/۵	۰/۱۳۰
جنسيت	۳۹ (۸۶/۶)	۲۷ (۶۰/۰)	۱۸ (۴۰/۰)	۲۹ (۶۴/۴)	۲۹ (۶۴/۴)	۰/۹۶۰
زن	۶ (۱۳/۳)			۱۶ (۳۵/۶)	۱۶ (۳۵/۶)	
ASA درجه‌ی	۳۰ (۶۶/۷)	۲۸ (۶۲/۲)	۱۷ (۳۷/۸)	۲۸ (۶۲/۲)	۲۸ (۶۲/۲)	۰/۹۷۰
II	۱۵ (۳۳/۳)			۱۷ (۳۷/۸)	۱۷ (۳۷/۸)	
درجه‌ی	۲۷ (۶۰)	۲۸ (۶۲/۲)	۱۳ (۲۸/۹)	۲۳ (۵۱/۱)	۲۳ (۵۱/۱)	۰/۲۷۰
لارنگوسکوبی	۱۳ (۲۸/۹)	۱۳ (۲۸/۹)	۸ (۱۷/۸)	۱۹ (۴۲/۲)	۱۹ (۴۲/۲)	
۳	۵ (۱۱/۱)	۴ (۸/۹)	۳ (۶/۷)	۳ (۶/۷)	۳ (۶/۷)	

ASA: American Society of Anesthesiologists

برادی کاردی شدند. در کل، بروز برادی کاردی از دقیقه ۵ تا دقیقه ۶۰ بین چهار گروه اختلاف معنی‌داری داشت.



شکل ۲. میانگین فشار خون سیستول از قبل از لارنگوسکوپی تا دقیقه ۶۰ بعد از آن در چهار گروه ($P < 0.001$)

۲ میلی‌گرم/کیلوگرم اختلاف معنی‌داری نداشت، اما گروه نرمال سالین با دو گروه ۱ میلی‌گرم/کیلوگرم و ۲ میلی‌گرم/کیلوگرم و همچنین، گروه ۴/۰ میلی‌گرم/کیلوگرم با دو گروه ۱ میلی‌گرم/کیلوگرم و ۲ میلی‌گرم/کیلوگرم، اختلاف معنی‌داری داشت. از سوی دیگر، انجام آزمون Repeated measures ANOVA نیز نشان داد که میانگین تغییرات ضربان قلب و فشار خون سیستول، دیاستول و متوسط شریانی در بین چهار گروه پیش‌گفته اختلاف معنی‌داری داشت ($P < 0.001$). در جدول ۲، توزیع فراوانی بروز تاکی کاردی، برادی کاردی و هیپرتانسیون در چهار گروه مورد مطالعه آمده است. در طی مدت مطالعه، هیچ بیماری از گروه ۰/۴ میلی‌گرم/کیلوگرم و ۱ میلی‌گرم/کیلوگرم دچار تاکی کاردی و برادی کاردی نشدند. در حالی در گروه دریافت کننده ۲ میلی‌گرم/کیلوگرم لاتالول، در بدود لارنگوسکوپی و دقایق ۱، ۳، ۵، ۱۰، ۲۰، ۳۰ و ۶۰ به ترتیب ۲/۲، ۱۳/۳، ۲/۲، ۱۱/۱، ۲۸/۹، ۳۷/۸ و ۲۴/۴ درصد دچار برادی کاردی شدند. در گروه شاهد نیز ۷ بیمار (۱۵/۶ درصد) در بدود لارنگوسکوپی دچار

جدول ۲. توزیع فراوانی بروز اختلالات همودینامیک در طی مدت مطالعه در چهار گروه

P	مقدار	گروه [تعداد (درصد)]					زمان	عارضه
		۰/۴ میلی‌گرم/کیلوگرم	۱ میلی‌گرم/کیلوگرم	۲ میلی‌گرم/کیلوگرم	نرمال سالین	بدو لارنگوسکوپی		
۰/۱۱۰	۷ (۱۵/۶)	۶ (۱۲/۳)	۱۰ (۲۲/۲)	۲ (۴/۴)	برادی کاردی	بدو لارنگوسکوپی	دقیقه ۱	
۰/۹۹۰	۰ (۰)	۱ (۲/۲)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۳	
>۰/۹۹۰	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۵	
۰/۰۰۱	۰ (۰)	۵ (۱۱/۱)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۱۰	
<۰/۰۰۱	۰ (۰)	۱۷ (۳۷/۸)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۳۰	
<۰/۰۰۱	۰ (۰)	۱۳ (۲۸/۹)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۶۰	
<۰/۰۰۱	۰ (۰)	۱۱ (۲۴/۴)	۰ (۰)	۰ (۰)			تاکی کاردی	بدو لارنگوسکوپی
۰/۰۰۱	۵ (۱۱/۱)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	دقیقه ۱			
<۰/۰۰۱	۱۸ (۴۰/۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	دقیقه ۳			
<۰/۰۰۱	۱۴ (۳۱/۱)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	دقیقه ۵			
<۰/۰۰۱	۹ (۲۰/۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	دقیقه ۱۰			
>۰/۹۹۹	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	دقیقه ۳۰			
>۰/۹۹۹	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	دقیقه ۶۰			
۰/۰۳۱	۴ (۸/۹)	۰ (۰)	۱ (۲/۲)	۰ (۰)	هیپرتانسیون	بدو لارنگوسکوپی	دقیقه ۱	
<۰/۰۰۱	۲۲ (۴۸/۹)	۰ (۰)	۰ (۰)	۷ (۱۵/۶)			دقیقه ۳	
<۰/۰۰۱	۹ (۲۰/۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۳ (۶/۷)			دقیقه ۵	
>۰/۹۹۹	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۱۰	
>۰/۹۹۹	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۳۰	
>۰/۹۹۹	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)	۰ (۰)			دقیقه ۶۰	

هیپرتانسیون شدند و تفاوت چهار گروه معنی‌دار بود ($P < 0.001$). در دقیقه‌ی ۳ نیز ۳ نفر (۶/۷ درصد) از گروه $4/0$ میلی‌گرم و ۹ نفر (۲۰/۰ درصد) از گروه شاهد چهار هیپرتانسیون بودند و اختلاف چهار گروه معنی‌دار بود ($P < 0.001$).

بحث

بروز اختلالات همودینامیک نظری تاکی کاردی، برادی کاردی و افزایش و افت فشار خون، از مشکلات شایع در حین لارنگوسکوپی است و عدم اتخاذ تدبیر لازم به منظور جلوگیری از بروز این اختلالات و ثبات همودینامیک بیماران، می‌تواند با بروز عوارض جدی در بیمار همراه باشد. از این رو، تا کنون تدبیر مختلفی به منظور حفظ ثبات همودینامیک صورت گرفته و روش‌ها و داروهای مختلفی بدین منظور پیشنهاد شده است، اما تا کنون نظریه‌ی واحدی در این خصوص ارایه نشده است.

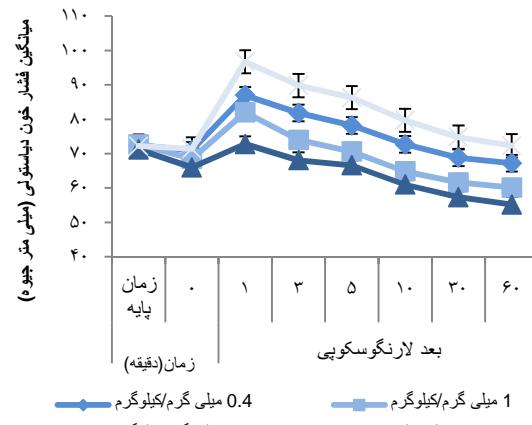
از طرف دیگر، مطالعات نشان داده است که استفاده از لابتالول از بروز هیپرتانسیون در این بیماران پیش‌گیری کرده، اما بر ضربان قلب بیماران تأثیر قابل توجهی نداشته است ($18-17, 13, 6$).

در عین حال، تا کنون دز ایده‌آلی برای جلوگیری از اختلالات همودینامیک در بیماران تحت اعمال جراحی ارایه نشده است. از این رو، در مطالعه‌ی حاضر، تأثیر دزهای مختلف لابتالول بر پاسخ قلبی-عروقی به دنبال لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه بررسی و با گروه شاهد مقایسه شد.

برابر نتایج مطالعه‌ی حاضر، چهار گروه دریافت کننده‌ی دزهای $4/0$ ، 2 و 0.4 میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول و گروه دریافت کننده‌ی نرمال سالین از نظر متغیرهای همودینامیک و پایه و ویژگی‌های دموگرافیک، اختلاف معنی‌داری نداشتند و اثر محدودش کننده‌ای از این عامل بر روی فشار خون و ضربان قلب بیماران در طی لارنگوسکوپی مشاهده نشد و به احتمال زیاد، تفاوت‌های مشاهده شده بین چهار گروه، مربوط به دز لابتالول مصرفی در بیماران می‌باشد.

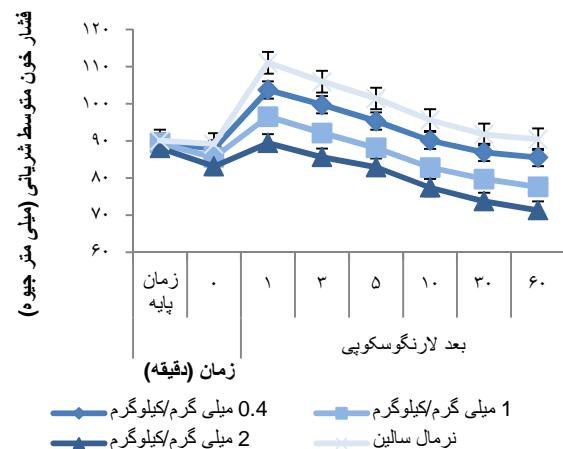
برابر نتایج مطالعه‌ی حاضر، بیماران دریافت کننده‌ی $4/0$ میلی‌گرم/کیلوگرم و 0.4 میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول از ثبات همودینامیک مطلوب‌تری برخوردار بود و بروز برادی کاردی و تاکی کاردی و افزایش نامطلوب فشار خون در این دو گروه کمتر بود. از طرف دیگر، عوارض پیش‌گفتہ در گروه دریافت کننده‌ی 1 میلی‌گرم/کیلوگرم لابتالول کمترین بروز را داشت.

در مطالعه‌ی Inada و همکاران، 40 بیمار بالغ به چهار گروه 100 دقیقه‌ی تقسیم شدند که به ترتیب دارونمای (نرمال سالین)، 100 میلی‌گرم لیدوکائین، 5 میلی‌گرم لابتالول و 10 میلی‌گرم لابتالول در دو دقیقه قبل از لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه به عنوان یک بولوس



شکل ۳. میانگین فشار خون دیاستول از قبل از لارنگوسکوپی تا دقیقه ۶۰ بعد از آن در چهار گروه ($P < 0.001$)

بر حسب جدول ۲، در طی مدت مطالعه هیچ بیماری از دریافت کنندگان دزهای مختلف لابتالول چهار تاکی کاردی نشد؛ در صورتی که در گروه شاهد، در بدو لارنگوسکوپی و دقایق $1, 3, 5$ و 10 ، به ترتیب $11/0, 11/1, 4/0, 4/1$ و $20/0, 31/1$ درصد چهار تاکی کاردی شدند. بروز تاکی کاردی در زمان‌های پیش‌گفتہ، بین چهار گروه اختلاف معنی‌داری داشت.



شکل ۴. میانگین فشار خون متوسط شریانی از قبل از لارنگوسکوپی تا دقیقه ۶۰ بعد از آن در چهار گروه ($P < 0.001$)

در طی مدت مطالعه، هیچ بیماری دچار افت فشار خون نشد، اما در بدو لارنگوسکوپی، 1 نفر از گروه 1 میلی‌گرم/کیلوگرم و 4 نفر از گروه شاهد، چهار هیپرتانسیون شدند و اختلاف چهار گروه معنی‌دار بود ($P = 0.031$). در دقیقه‌ی 1 نیز 7 نفر از گروه $4/0$ میلی‌گرم/کیلوگرم و 22 نفر (۴۸/۹ درصد) از گروه شاهد، چهار

که تحت عمل جراحی دهان قرار گرفته بودند، مورد بررسی قرار گرفت و در چهار گروه تحت مطالعه به ترتیب ۱ میلی گرم/کیلوگرم لابتالول، ۰/۲۵ میلی گرم/کیلوگرم آسبوتولول، ۲ میلی گرم/کیلوگرم لیدوکائین و ۱ میلی لیتر نرمال سالین قبل از بیهوشی دریافت کردند. در نهایت، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که تزریق لابتالول قبل از القای بیهوشی بسیار مؤثرتر از آسبوتولول و لیدوکائین در طی لارنگوسکوپی و لوله‌گذاری تراشه است و همچنین، استفاده از لابتالول برای بیمارانی که در معرض تاکی کاردي و افزایش فشار خون در حین انجام لارنگوسکوپی هستند، بسیار مؤثرتر است (۱۷).

نتیجه‌گیری نهایی این که تزریق وریدی ۱ میلی گرم/کیلوگرم لابتالول در بیماران تحت لارنگوسکوپی با ثبات مطلوب‌تر همودیناميک و کمترین بروز برادی کاردي، تاکی کاردي و هیپرتانسیون همراه می‌باشد و استفاده از این دز در قبیل از لارنگوسکوپی، مطلوب‌تر است.

تشکر و قدردانی

مقاله‌ی حاضر حاصل پایان‌نامه دکتری حرفه‌ای پزشکی عمومی است که با شماره‌ی ۳۹۴۶۴ در حوزه‌ی معاونت پژوهش و فناوری دانشکده‌ی پزشکی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان تصویب شد و با حمایت‌های این معاونت به انجام رسید. از این رو، نویسنده‌گان مقاله از زحمات ایشان تقدیر و تشکر می‌نمایند.

References

- Curry P, Viernes D, Sharma D. Perioperative management of traumatic brain injury. *Int J Crit Illn Inj Sci* 2011; 1(1): 27-35.
- Zygun DA, Steiner LA, Johnston AJ, Hutchinson PJ, Al-Rawi PG, Chatfield D, et al. Hyperglycemia and brain tissue pH after traumatic brain injury. *Neurosurgery* 2004; 55(4): 877-81.
- Hill J, Zhao J, Dash PK. High blood glucose does not adversely affect outcome in moderately brain-injured rodents. *J Neurotrauma* 2010; 27(8): 1439-48.
- Pulsinelli WA, Waldman S, Rawlinson D, Plum F. Moderate hyperglycemia augments ischemic brain damage: a neuropathologic study in the rat. *Neurology* 1982; 32(11): 1239-46.
- Chung PC, Ng YT, Hsieh JR, Yang MW, Li AH. Labetalol pretreatment reduces blood pressure instability during surgical resection of pheochromocytoma. *J Formos Med Assoc* 2006; 105(3): 189-93.
- Vigil-De Gracia P, Lasso M, Ruiz E, Vega-Malek JC, de Mena FT, Lopez JC. Severe hypertension in pregnancy: hydralazine or labetalol. A randomized clinical trial. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2006; 128(1-2): 157-62.
- Dietrich WD, Alonso O, Bustos R. Moderate hyperglycemia worsens acute blood-brain barrier injury after forebrain ischemia in rats. *Stroke* 1993; 24(1): 111-6.
- Jeremitsky E, Omert LA, Dunham CM, Wilberger J, Rodriguez A. The impact of hyperglycemia on patients with severe brain injury. *J Trauma* 2005; 58(1): 47-50.
- McCown KC, Malhotra A, Bistrian BR. Stress-induced hyperglycemia. *Crit Care Clin* 2001; 17(1): 107-24.
- Miller RD, Eriksson LI. Miller's anesthesia. Philadelphia, PA: Elsevier Health Sciences; 2009.
- Van den Berghe G, Wilmer A, Hermans G, Meersseman W, Wouters PJ, Milants I, et al. Intensive insulin therapy in the medical ICU. *N Engl J Med* 2006; 354(5): 449-61.
- Jabalameli M, Naghibi K, Sheibani S. Comparison of plasma glucose level among traumatic patients in casualty and emergency department. *J Qazvin Univ Med Sci* 2010; 14(2): 42-6. [In Persian].
- Laird AM, Miller PR, Kilgo PD, Meredith JW, Chang MC. Relationship of early hyperglycemia to mortality in trauma patients. *J Trauma* 2004; 56(5): 1058-62.
- Desai D, March R, Watters JM. Hyperglycemia after trauma increases with age. *J Trauma* 1989; 29(6): 719-23.
- Singh SP, Quadir A, Malhotra P. Comparison of

- esmolol and labetalol, in low doses, for attenuation of sympathomimetic response to laryngoscopy and intubation. Saudi J Anaesth 2010; 4(3): 163-8.
- 16.** Goldberg ME, McNulty S, Levette A, Goldman S. Intravenous labetalol for induced hypotension in an adult patient undergoing coarctation repair. J Cardio Anesthesia 1988; 2(5): 673-7.
- 17.** Roelofse JA, Shipton EA, Joubert JJ, Grotepass FW. A comparison of labetalol, acebutolol, and lidocaine for controlling the cardiovascular responses to endotracheal intubation for oral surgical procedures. J Oral Maxillofac Surg 1987; 45(10): 835-41.
- 18.** Inada E, Cullen DJ, Nemeskal AR, Teplick R. Effect of labetalol or lidocaine on the hemodynamic response to intubation: a controlled randomized double-blind study. J Clin Anesth 1989; 1(3): 207-13.
- 19.** Chung KS, Sinatra RS, Chung JH. The effect of an intermediate dose of labetalol on heart rate and blood pressure responses to laryngoscopy and intubation. J Clin Anesth 1992; 4(1): 11-5.

Comparative Evaluation of the Effects of Different Doses of Labetalol on Cardiovascular Response to Tracheal Intubation

Azim Honarmand¹, Mohammadreza Safavi¹, Niloofar Kiani², Nina Kiani³, Elnaz Keshavarzi⁴

Original Article

Abstract

Background: This study aimed to determine the effects of different doses of labetalol on cardiovascular responses during tracheal intubation and to compare it with control group.

Methods: In this study, 180 patients underwent surgery were selected and randomly divided in four groups who received 0.4, 1 and 2 mg/kg labetalol and normal saline via intravenous injection 5 minutes before laryngoscopy, respectively. The changes of hemodynamic parameters in four groups were compared.

Findings: During the study, no patients in groups 0.4 and 1 mg/kg labetalol suffered from bradycardia; while in group of 2 mg/kg labetalol, at the time of laryngoscopy and at 1, 3, 5, 10, 30 and 60 minutes after it 13.3, 2.2, 11.1, 37.8, 28.9 and 24.4 percent of patients suffered from bradycardia, respectively; and in control group, 7 patients (15.6%) suffered from bradycardia. The incidence of bradycardia from 5th to 60th minutes was significantly different between the four groups ($P < 0.05$). No patient suffered from tachycardia among the groups receiving different doses of labetalol; while in control group, at the time of laryngoscopy and 1, 3, 5, and 10 minutes after it, 11.1, 40.0, 31.1, and 20.0 percent of the patients suffered from tachycardia, respectively ($P < 0.05$).

Conclusion: Intravenous injection of 1 mg/kg labetalol during laryngoscopy tends to more favorable hemodynamic stability and minimal bradycardia, tachycardia and hypertension; using this dose before laryngoscopy is more favorable.

Keywords: Labetalol, Laryngoscopy, Hemodynamic

Citation: Honarmand A, Safavi M, Kiani N, Kiani N, Keshavarzi E. Comparative Evaluation of the Effects of Different Doses of Labetalol on Cardiovascular Response to Tracheal Intubation. J Isfahan Med Sch 2016; 34(393): 893-900.

1- Professor, Department of Anesthesiology, School of Medicine AND Anesthesiology and Critical Care Research Center, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

2- Student of Medicine, School of Medicine AND Students Research Committee, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

3- General Practitioner, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

4- Representative of Anesthesiology, Kashani Hospital, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

Corresponding Author: Mohammadreza Safavi, Email: safavi@med.mui.ac.ir

بررسی پایایی بازآزمایی و ثبات درونی نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی شخصیتی ۵-PID در دانشجویان پزشکی و بیماران روان‌پزشکی

لیلا کمال‌زاده^۱، حبیله نیری^۱، شیوا شریا^۱، سید وحید شریعت^۲، کاووه علوی^{۳*}

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: با توجه به نیاز دسترسی به ابزارهای پایا در زمینه‌ی تشخیص اختلالات روانی به زبان فارسی، پژوهش حاضر با هدف ترجمه و تعیین پایایی پرسشنامه‌ی شخصیتی ۵th Edition Personality Inventory for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (PID-5) طراحی شد.

روش‌ها: نمونه‌ی پژوهش به صورت غیر تصادفی (در دسترس) از بین دانشجویان پزشکی (جمعیت بیمار) انتخاب شد. پژوهش در بیمارستان حضرت رسول اکرم (ص)، بیمارستان روان‌پزشکی ایران و انتستیتو روان‌پزشکی تهران در سال ۱۳۹۴ انجام شد. ۲۱۷ نفر در دو گروه شامل ۱۱۴ فرد سالم (دانشجو) و ۱۰۳ بیمار مبتلا به اختلالات شخصیت ارزیابی شدند. پس از ترجمه‌ی PID-5 به روش ترجمه‌ی مستقیم و معکوس، پایایی بازآزمایی (در یک دوره‌ی ۱۰-۲۰ روزه) و ثبات درونی ابزار تعیین شد. پرسشنامه‌ها به صورت خودآیا بود و مصاحبه‌های بالینی توسط دستیار روان‌پزشکی آموزش دیده انجام شد.

یافته‌ها: از بین ۲۵ وجه بررسی شده، وجه «غراحت» هم در گروه بیماران و هم در گروه دانشجویان و در نتیجه، در کل افراد بالاترین ضریب Cronbach's alpha داشت. پایین‌ترین ضریب Cronbach's alpha نیز در مورد وجه «شکاکیت» دیده شد. در مجموع، ۲۲ وجه بررسی شده ضریب Cronbach's alpha بالاتر از ۰/۷۰ داشتند. برای بررسی پایایی بازآزمایی، ۲۸ نفر از گروه دانشجویان بار دیگر پرسشنامه را تکمیل کردند. ضریب همبستگی بین دو اندازه‌گیری در سه وجه «مسؤلیت ناپذیری»، «کنترل‌طلبی ادارکی» و «کمال طلبی نامنطفه» بین ۰/۹۰۰-۰/۸۰۰ بود. در سایر جوهر، ضریب همبستگی بین دو اندازه‌گیری بالاتر از ۰/۹۰۰ به دست آمد.

نتیجه‌گیری: نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی شخصیتی ۵-PID پایایی بازآزمایی مناسبی در مدت کوتاه (حدود دو هفتگه) دارد (ضریب پایایی ۰/۸۲۹ درونی آن نیز مطلوب است (ضریب Cronbach's alpha بین ۰/۶۹۷ تا ۰/۹۴۴). و ثبات

وازگان کلیدی: روان‌سنگی، تکرار پذیری، اختلالات شخصیت، پرسشنامه، خودگزارشگری

ارجاع: کمال‌زاده لیلا، نیری وحید، شریا شیوا، شریعت سید وحید، علوی کاووه. بررسی پایایی بازآزمایی و ثبات درونی نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی شخصیتی ۵-PID در دانشجویان پزشکی و بیماران روان‌پزشکی. مجله دانشکده پزشکی اصفهان ۱۳۹۵؛ ۳۴(۳۹۳): ۹۰۷-۹۰۱.

در ویراست‌های سوم و چهارم این اثر، از رویکرد طبقاتی برای تشخیص اختلالات شخصیت استفاده شده است. از جمله انتقاداتی که به این سیستم تشخیصی وارد است، می‌توان به پایایی پایین، ناهمگنی درون‌طبقه‌ای، هم ابتلایی‌های قابل توجه بین طبقات، در نظر گرفتن آستانه‌ی تشخیصی قراردادی و استفاده‌ی بیش از حد از تشخیص اختلال شخصیت نامعین (NOS) یا Not otherwise specified (NOS) اشاره کرد (۲). شواهد تجربی نشان داده است که نمی‌توان اختلالات شخصیت را در طبقه‌های متمایز دسته‌بندی کرد و این اختلالات ساختاری با یکدیگر، سایر بیماری‌های روانی و همچنین شخصیت ساختاری با یکدیگر، سایر بیماری‌های روانی و همچنین شخصیت

مقدمه

تشخیص اختلالات شخصیتی یکی از پیچیده‌ترین ارزیابی‌های روان‌پزشکی است. شاید بتوان بزرگ‌ترین تحول در شیوه‌ی ارزیابی اختلالات شخصیت را در حرکت از متن تجدید نظر شده‌ی ویراست چهارم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی (DSM-IV-TR) یا Diagnostic and statistical manual of mental disorders-4th edition (DSM-4) به ویراست پنجم (DSM-5) یا Diagnostic and statistical manual of mental disorders-5th edition مشاهده کرد (۱).

۱- دستیار، گروه روان‌پزشکی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

۲- دانشیار، مرکز تحقیقات بهداشت روان و گروه روان‌پزشکی، دانشکده علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

۳- استادیار، مرکز تحقیقات بهداشت روان و گروه روان‌پزشکی، دانشکده علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

*نویسنده‌ی مسؤول: کاووه علوی

Email: kavehalavi@yahoo.com

تشخیص اختلالات شخصیت بر اساس معیارهای بالینی DSM-IV-TR و با مصاحبه‌ی بالینی نیمه ساختار یافته (SCID-II) یا Structured clinical interview for DSM disorders انجام شد که در زبان فارسی پایایی مناسبی دارد (۱۰-۱۱). مصاحبه‌ی بالینی با تمام شرکت کنندگان توسط سه دستیار روانپزشکی سال سوم و چهارم انجام شد که یک دوره‌ی آموزشی انجام SCID را زیر نظر دو روانپزشک عضو هیأت علمی دانشگاه گلرانده بودند و هماهنگی تشخیصی مناسبی داشتند.

معیارهای ورود شامل سن ۱۶ سال به بالا، کمینه‌ی تحصیلات در سطح افراد سوم راهنمایی، عدم ابتلا به اختلالات عمدی روانپزشکی (شامل اسکیزوفرنیا، اختلال اسکیزوافکتیو، اختلال دو قطبی نوع ۱ و اختلال افسردگی مازور) بر اساس مصاحبه‌ی بالینی (SCID-I) و رضایت آگاهانه مکتوب بود. رضایت آگاهانه بر اساس آگاهی از اهداف مطالعه، اطمینان از محرومانه ماندن داده‌ها و امکان دستیابی فردی به تحلیل پرسشنامه‌ی خود فرد، در کنار اطمینان از فقدان مداخلات تشخیصی دیگر یا فرایندهای درمانی و امکان ارجاع به بالینگر در صورت تشخیص مشکلات بالینی اخذ شد.

برای ارزیابی شخصیت، از پرسشنامه‌ی شخصیتی PID-5 استفاده شد که شامل ۲۲۰ گویه است (۴-۵). گویه‌ها با مقیاس لیکرت چهارتاپی (از صفر: بسیار غلط یا اغلب غلط تا ۳: بسیار درست یا اغلب درست) نمره‌گذاری می‌شوند. برخی سؤالات نمره‌گذاری معکوس دارند. این سؤالات ۲۵ وجه را تشکیل می‌دهند. متن پرسشنامه، در پایگاه اینترنیت انجمن روانپزشکی آمریکا (APA) American Psychological Association به نشانی www.psychiatry.org آزادانه در دسترس است.

ترجمه‌ی پرسشنامه به زبان فارسی، توسط یک روانپزشک عضو هیأت علمی دانشگاه و سه دستیار روانپزشکی انجام شد. این چهار نفر در جلسات متعدد، ترجمه‌های خود را با هم مقایسه می‌کردند و برای هر گویه، یک ترجمه که دقیق‌تر و رسانتر بود، انتخاب می‌شد. برای ترجمه تلاش شد که ترجمه‌ی فارسی تا حد امکان ترجمه‌ی دقیق گویه‌های انگلیسی باشد. با این حال، از آن جا که برخی سؤالات به شکل اصطلاحات رایج در زبان انگلیسی بودند، بر حسب ضرورت، معادله‌ای مناسب فارسی برای آنها در نظر گرفته شد. پس از ویرایش ادبی، ترجمه‌ی معکوس توسط یک روانپزشک عضو هیأت علمی دانشگاه که به هر دو زبان فارسی و انگلیسی مسلط بود، انجام شد. ترجمه‌ی انگلیسی گویه‌های فارسی با گویه‌های اصلی انگلیسی مقایسه و در صورت عدم تطابق معنایی، ویرایش‌های لازم انجام شد. ویراست نهایی باز دیگر از نظر ادبی ویرایش شد.

ترجمه‌ی نهایی به شش روانپزشک عضو هیأت علمی دانشگاه

طبیعی پوستگی دارند (۳). بنابراین، در بخش سوم DSM-5 صورت‌بندی جدید و ابعادگرایانه‌ای از ارزیابی اختلالات شخصیت ارایه شده است که در آن، اختلالات شخصیت با تحریب در کارکرد شخصیت و صفات شخصیتی بیمارگون مشخص می‌شوند (۱).

پرسشنامه‌ی شخصیتی Personality inventory for DSM-5 (PID-5) بر اساس این صورت‌بندی جدید طراحی شده و استفاده از آن توسط انجمن روانپزشکی آمریکا پیشنهاد شده است (۴-۵). با توجه به این که صفات شخصیتی، هم در دیدگاه واژه شناختی و هم در دیدگاه مفهومی، به طور کامل وابسته به فرهنگ هستند، نمی‌توان به طور مستقیم از پرسشنامه‌های ترجمه شده در سایر فرهنگ‌ها استفاده کرد.

PID-5 به زبان‌های گوناگون از جمله ایتالیایی، فرانسوی، آلمانی و اسپانیایی ترجمه و روان‌سنجی شده است. در بیشتر این مطالعات، PID-5 در نمونه‌های بالینی و جامعه، روایی و پایایی قابل قبولی داشته است (۶). به عنوان نمونه، Fossati و همکاران در یک نمونه‌ی ۷۰۷ نفری از بزرگ‌سالان جامعه‌ی ایتالیا، ویژگی‌های روان‌سنجی PID-5 را ارزیابی کردند. در مطالعه‌ی آن‌ها ضرایب Cronbach's alpha در وجود این پرسشنامه از ۰/۷۲ (برای شکایت) تا ۰/۹۷ (برای غربت) متغیر بود (۷). نتایج پژوهش Roskam و همکاران نیز بیانگر پایایی متوسط تا قوی نسخه‌ی فرانسوی PID-5 بود.

Cronbach's alpha در پژوهش آن‌ها، بیشترین و کمترین مقادیر به ترتیب، مرتبه به وجوده غربت (۰/۹۵) و شکایت (۰/۶۸) بود (۸). De Clercq و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی پایایی، ساختار و روایی سازه‌ی PID-5 در نوجوانان اهل فلاذر پرداختند. بر اساس یافته‌های این پژوهش، ضرایب پایایی اغلب صفات PID-5 در گروه نوجوانان بالا بود که نشان می‌داد این صفات، توصیفات قابل قبولی برای کٹسازکاری‌های شخصیتی در نوجوانی هستند (۹).

با توجه به این که هنوز مشخصات روان‌سنجی پرسشنامه در زبان فارسی بررسی نشده بود، این مطالعه با هدف ترجمه‌ی پرسشنامه به زبان فارسی و تعیین شاخص‌های پایایی آن طراحی شد. مقاله‌ی حاضر در برداشته‌ی بخشی از داده‌های مربوط به طرحی جامع‌تر است که سایر ابعاد روان‌سنجی PID-5 را نیز سنجیده است.

روش‌ها

در این مطالعه مقطعی، یک گروه از دانشجویان روانپزشکی سال سوم تا هفتم دانشگاه علوم پزشکی ایران (۱۴۳ نفر) و گروهی از بیماران سرپائیی دچار اختلالات شخصیت (۷۴ نفر) بررسی شدند. نمونه‌گیری به صورت نمونه‌ی در دسترس تهیه شد. گروه بیماران را افرادی تشکیل دادند که با تشخیص اولیه‌ی اختلالات شخصیت، در درمانگاه بیمارستان روانپزشکی ایران تحت درمان قرار گرفته بودند.

یافته‌ها

در کل، ۲۱۷ نفر در این مطالعه ارزیابی شدند. میانگین سن این افراد 27.1 ± 2.7 سال و میانه‌ی سنی آن‌ها ۲۵ سال (دامنه‌ی ۱۶-۷۸ سال) بود. ۷۳ نفر (۳۳/۶ درصد) از این افراد مرد و ۱۴۴ نفر (۶۶/۴ درصد) زن بودند. جدا از ۱۴۳ دانشجوی پژوهشکی (۶۵/۹ درصد کل افراد)، تحصیلات ۱۴ نفر (۷/۵ درصد) زیر دیپلم، ۳۰ نفر (۱۳/۸ درصد) دیپلم، ۱۹ نفر (۸/۸ درصد) فوق دیپلم یا کارشناسی، ۹ نفر (۴/۱ درصد) کارشناسی ارشد یا دکتری بود و ۲ نفر (۰/۹ درصد) تحصیلاتشان را مشخص نکرده بودند.

بر اساس مصاحبه‌ی بالینی، ۵ نفر (۲/۳ درصد) دچار اختلالات شخصیت کلاستر A، ۴۴ نفر (۲۰/۳ درصد) دچار اختلالات شخصیت کلاستر B، ۴۵ نفر (۲۰/۷ درصد) دچار اختلالات شخصیت کلاستر C و ۹ نفر (۴/۱ درصد) دچار سایر انواع اختلالات شخصیت بودند یا به مخلوطی از اختلالات شخصیت کلاسترها سه‌گانه مبتلا بودند (جدول ۱).

در کل نمونه‌ی مورد بررسی (۲۱۷ نفر)، از بین ۲۵ وجه بررسی شده، وجه «غربت»، بالاترین ضریب Cronbach's alpha (۰/۹۴۴) و وجه «شکاکیت» پایین‌ترین ضریب Cronbach's alpha (۰/۴۶۲) را داشت (جدول ۲).

در مجموع، ۲۲ وجه از ۲۵ وجه بررسی شده، ضرایب Cronbach's alpha بالاتر از ۰/۰۷ داشتند. ضرایب Cronbach's alpha در مورد وجه «فربکاری» (۰/۷۸۴) بود که با حذف گویه‌ی ۲۱۸ (ضریب همبستگی نمره‌ی کل وجه ۰/۷۰۴) به ۰/۸۱۶ می‌رسید. ضرایب Cronbach's alpha وجه «سنگدلی» نیز (۰/۶۳۷) بود. حذف گویه‌ی ۹۰ (ضریب همبستگی با نمره‌ی کل وجه ۰/۱۶۱) ضرایب Cronbach's alpha را تا ۰/۷۱۱ و حذف گویه‌ی ۰/۰۸ (ضریب همبستگی با نمره‌ی کل وجه ۰/۴۰۲) این ضرایب را به ۰/۷۳۳ ارتقا می‌داد. حذف هم‌زمان هر دو گویه، ضرایب Cronbach's alpha را به ۰/۸۰۲ ساند. در مورد وجه «شکاکیت» نیز حذف گویه‌ی ۲۱۸ (ضریب همبستگی با نمره‌ی کل وجه ۰/۴۰۶) ضرایب Cronbach's alpha را به ۰/۶۹۷ رساند.

در بررسی پایایی بازآزمایی، ۲۸ دانشجوی پژوهشکی (۷ مرد و ۲۱ زن) با میانگین سن 24.3 ± 2.9 سال شرکت کردند. ۲ نفر از این افراد دچار اختلال شخصیت سوساسی-جبری و ۱ نفر دچار اختلالات سوساسی-جبری، واپسی و اجتنابی (به طور هم‌زمان) بود. همبستگی قابل توجهی بین نمرات ۲۵ وجه PID-5 در دو ارزیابی وجود داشت (جدول ۳).

لازم به ذکر است که پایایی بازآزمایی بر روی ۲۱۶ گویه بررسی شد و ۴ گویه‌ای که بر اساس بررسی ثبات درونی نامناسب بودند، حذف شدند.

داده شد تا هر سؤال را از نظر واضح بودن، در یک مقیاس سه‌تایی (واضح، بی‌نظر، ناواضح) نمره‌گذاری کنند. اگر بیشتر از یک نفر سؤال را واضح نمی‌دانستند، متن سؤال ویرایش می‌شد. در این مرحله، هیچ سؤالی حذف نشد. همچنین، در یک ستون جلوی متن سؤالات وجه متناظر آن در PID-5 نوشته شد و از روانپژوهشکان درخواست شد تا در یک مقیاس پنج‌تایی مشخص کنند که این سؤال تا چه اندازه به مفهوم وجه نوشته شده مرتبط است (کاملاً مرتبط تا کاملاً نامرتبط). اگر بیش از یک نفر گزینه‌های نسبتاً نامرتبط یا کاملاً نامرتبط را انتخاب کرده بود، در گروه پژوهشگران این سؤال بررسی می‌شد تا درباره‌ی حذف یا ویرایش آن تصمیم‌گیری شود. در این مرحله، هیچ سؤالی حذف نشد. سپس، این پرسشنامه، به ۱۰ بیمار سرپایی روانپژوهشکی و ۱۵ دانشجو داده شد تا به شکل مشابهی وضوح سؤالات را تعیین کنند. بیماران طوری انتخاب شدند که شدت بیماری آن‌ها در حدی نباشد که امکان بررسی سؤالات را نداشته باشند. بر اساس این دیدگاه‌ها، ویراست نهایی پرسشنامه تهیه شد.

برای سنجش خصوصیات روان‌سنجه PID-5، این پرسشنامه به ۷۴ بیمار سرپایی دچار اختلال شخصیت و ۱۴۳ دانشجوی پژوهشکی داده شد. مقرر بود پرسشنامه‌هایی که بیش از ۲۵ درصد سؤالات آن‌ها بدون پاسخ باشد، از مطالعه خارج شود که در عمل، چنین موردی پیش نیامد. ضمن مصاحبه‌ی تشخیصی، ۲۹ نفر از دانشجویان پژوهشکی نیز به انواعی از اختلالات شخصیت دچار بودند.

برای سنجش پایایی بازآزمایی، پرسشنامه به فاصله‌ی ۱۰-۲۰ روز بعد به ۳۰ دانشجوی پژوهشکی داده شد. ۲ پرسشنامه برگشت داده نشد و ۲۸ پرسشنامه تحلیل شد.

نمره‌گذاری پرسشنامه، مطابق راهنمای منتشر شده در پایگاه یاد شده انجام گردید. ابتدا، نمرات سؤالات مربوط به هر وجه با هم جمع شدند و «نمره‌ی خام نسبی» (Partial raw score) وجه به دست آمد. میانگین نمرات خام هر وجه نیز تعیین شد. در هر وجه، اگر بیشتر از ۲۵ درصد سؤالات پاسخ داده نشده بود، نمره‌ی آن وجه تعیین نمی‌شد. به همین منظور، آزمودنی تشویق می‌شد تا تمام سؤالات را پاسخ دهد. اما اگر ۲۵ درصد یا کمتر از ۲۵ درصد سؤالات مرتبط با یک وجه پاسخ داده نشده بود، پیش‌نمره‌ی (Prorated score) آن وجه (حاصل ضرب نمره‌ی خام نسبی در تعداد سؤالات وجه، تقسیم بر تعداد سؤالات پاسخ داده شده) محاسبه می‌شد.

داده‌های به دست آمده با استفاده از نرم‌افزار آماری SPSS نسخه‌ی 22 (version 22, SPSS Inc., Chicago, IL) تحلیل شدند. پایایی بازآزمایی با استفاده از ضریب همبستگی Pearson و ثبات درونی با استفاده از ضریب Cronbach's alpha تعیین شد. در هر موردی که لازم بود، از سطح ۰/۰۵ برای خطای نوع اول (α) استفاده شد.

جدول ۱. فراوانی انواع اختلالات شخصیت بر اساس Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-4th Edition-Text Revision (DSM-IV-TR) در کل افراد (n = ۲۱۷) و افراد دچار اختلال شخصیت (n = ۱۰۳)

اختلال شخصیت				
کلاستر A	کلاستر B	کلاستر C	سایر انواع	جمع
پارانویا	اسکیزوئید	وسواسی- جبری	واسته	۲/۹
اسکیزوتاپیا	مرزی	نماشی	اجتنابی	۲/۹
خودشینه	ضد اجتماعی	افسرده	منفعل- پرخاشگر	۸/۹
نماشی	وسواسی	خودشکن	خودشکن	۳۱/۱
نماشی	وایسته	منفعل- پرخاشگر	منفعل- پرخاشگر	۹/۷
اجتنابی	افسرده	خودشکن	خودشکن	۶/۸
افسرده	سایر انواع	خودشکن	خودشکن	۳/۹
ساخر	ساخر	ساخر	ساخر	۴۱/۷
ساخر	ساخر	ساخر	ساخر	۱۲/۶
ساخر	ساخر	ساخر	ساخر	۸/۷
ساخر	ساخر	ساخر	ساخر	۱/۹
ساخر	ساخر	ساخر	ساخر	۱/۰
ساخر	ساخر	ساخر	ساخر	۱/۰
۱۰۳	۴۷/۵	۱۰۳	۱۰۳	۱۰۰/۰

* جمع تکنک اختلالات شخصیت بیشتر از ۱۰۳ مورد است؛ چرا که تعدادی از افراد، دچار ۲-۴ اختلال شخصیت بودند. این گروه، شامل تمام افرادی است که دچار دست کم یک نوع اختلال شخصیت بودند.

و روش بازآزمایی استفاده شد. ضریب Cronbach's alpha رایج‌ترین و آسان‌ترین روش ارزیابی پایایی یک پرسشنامه‌ی روان‌شناختی است (۱۲-۱۳).

بحث

در مطالعه‌ی حاضر، پس از ارزیابی اولیه‌ی روایی صوری و محتوایی، جهت تعیین پایایی پرسشنامه از دو روش تعیین ضریب

جدول ۲. ضرایب Cronbach's alpha و جوهر مختلف پرسشنامه‌ی شخصیتی PID-5

(Personality Inventory for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5th Edition) در مجموع افراد بررسی شده (۲۱۷ نفر)^۱

وجه	ضریب Cronbach's alpha با حذف گویه‌های نامناسب	وجه	ضریب Cronbach's alpha با حذف گویه‌های نامناسب	گویه‌های نامناسب	ضریب Cronbach's alpha با حذف گویه‌های نامناسب	گویه‌های نامناسب	ضریب Cronbach's alpha با حذف گویه‌های نامناسب	وجه
بی‌لذتی	۰/۸۷۱	مشطر بودن	۰/۸۸۲	دغل کاری	۰/۸۷۹	مسئولیت‌نایابی	۰/۷۱۱	فریب کاری
توجه‌جویی	۰/۸۸۱	سنگدلی	۰/۸۳۳	کری‌نتظیمی ادراکی	۰/۸۴۶	در جازدگی	۰/۷۶۴	افسردگی پذیری
حواس‌پرتی	۰/۸۴۷	غراابت	۰/۸۲۷	کمال‌طلبی نامعنطف	۰/۸۲۰	خطر پذیری	۰/۸۲۰	نایابی‌های هیجانی
خود بزرگ‌بینی	۰/۸۴۴	خصوصت	۰/۸۴۳	نامنی در جدایی	۰/۸۴۳	نامنی در جدایی	۰/۷۷۹	تکاشگری
تکاشگری	۰/۸۶۶	گریز از صمیمت	۰/۸۷۷	سلطه پذیری	۰/۸۷۷	شکاکیت	۰/۸۷۹	باورها و تجارت نامعمول
نایابی‌های هیجانی	۰/۸۴۴	در مورد گویه‌های حذف شده به متن مراجعه شود.	۰/۸۷۷	باورها و تجارت نامعمول	۰/۸۷۷	انزوا	۰/۸۸۲	انزوا

^۱ در مورد گویه‌های حذف شده به متن مراجعه شود.

جدول ۳. پایایی بازآزمایی ۲۵ وجهه پرسشنامه‌ی PID-5 (Personality inventory for DSM-5) بر روی ۲۸ نفر.

به فاصله‌ی ۱۰-۲۰ روز بعد (در تمام موارد <۰/۰۰۱)

وجه	ضریب همبستگی Pearson	وجه	ضریب همبستگی Pearson	وجه	ضریب همبستگی Pearson
بی‌لذتی	۰/۹۱۹	مسئولیت‌نابذیری	۰/۸۷۰	مضطرب بودن	۰/۹۲۸
توجه جویی	۰/۹۲۹	دغل کاری	۰/۹۲۸	سنگدلی	۰/۸۶۵
فریب کاری	۰/۹۷۹	کرتظیمی ادراکی	۰/۹۷۳	افسردگی پذیری	۰/۹۵۴
غواص برتری	۰/۹۸۶	درجاذگی	۰/۹۷۳	حواس پرتو	۰/۸۲۹
غرابت	۰/۹۹۰	عاطفه پذیری محدود	۰/۹۵۴	نایابداری هیجانی	۰/۹۴۰
نایابگری	۰/۹۷۹	کمال‌طلی نامتعطف	۰/۹۷۴	خود بزرگ‌بینی	۰/۹۷۷
خصوصت	۰/۹۵۹	خطر پذیری	۰/۹۶۷	باورها و تجارب نامعمول	۰/۹۶۲
گریز از صمیمت	۰/۹۲۵	نالمنی در جدایی	۰/۹۹۴	اتزوا	۰/۹۵۵

بیشترین وجهه «شکاکیت» کمترین مقدار Cronbach's alpha داشته‌اند. به عنوان نمونه، در زبان فرانسوی بیشترین و کمترین مقادیر Cronbach's alpha به ترتیب، مربوط به وجهه غربت (۰/۹۵) و شکاکیت (۰/۷۸) بود (۸). در زبان ایتالیایی نیز ضرایب Cronbach's alpha در وجود این پرسشنامه از ۰/۷۷ (برای شکاکیت) تا ۰/۹۷ (برای غربت) متغیر بود (۷). در ارزیابی نسخه‌ی اصلی انگلیسی PID-5 نیز وجهه «خود بزرگ‌بینی» کمترین و وجهه «غربت» بیشترین Cronbach's alpha را داشتند (۴). اگرچه در کل مشابهت نسبی بین مطالعات دیده شده است، اما احتمال می‌رود تفاوت‌های مشاهده شده، تا اندازه‌ای به ساختار فرهنگی جوامع که در آن‌ها مفاهیم سازه‌های تشکیل دهنده‌ی شخصیت متفاوت است، بر گردد.

در این مطالعه، همچنین پایایی پرسشنامه‌ی PID-5 با استفاده از روش بازآزمایی ارزیابی شد. از آن جایی که محاسبه‌ی ضریب Cronbach's alpha به طور الزاماً پرسشنامه را مشخص نمی‌کند، روش بازآزمایی، وجهه ثبات یافته‌ها و تکرار پذیری آن‌ها را بهتر روش‌نمی‌سازد و تنها روش نشان دادن پایایی در طول زمان است. به همین دلایل، ترکیب این دو روش برای ارزیابی پایایی توصیه شده است (۱۹).

در این مطالعه، ضریب همبستگی بین نمرات وجهه با دوبار تکمیل پرسشنامه به فاصله‌ی ۱۰-۲۰ روز برآورد شد. یافته‌های مطالعه، حاکی از همبستگی قابل توجهی بین نمرات تمام وجهه پرسشنامه بود که از لحاظ کمی، پایایی عالی محسوب می‌شود (۲۰). مطالعات محدودی پایایی بازآزمون PID-5 را بررسی و در زمان یک

تعیین ثبات درونی یک ابزار تشخیصی به کمک ضریب Cronbach's alpha است و حتی شرط لازم و کافی ارزیابی ابزارها دانسته شده است (۱۴). ضریب Cronbach's alpha معرف میزان تناسب گروهی از اجزای یک آزمون است و اگر اجزای یک آزمون همبستگی درونی داشته باشند، ارزش Cronbach's alpha افزایش می‌یابد (۱۵). در اغلب وجهه این پرسشنامه، ضریب Cronbach's alpha بالاتر از ۰/۷ بود که حد مطلوب محسوب می‌شود (۱۴). مقادیر بالاتر از ۰/۷ ضریب Cronbach's alpha در ۲۲ وجهه از وجوده پرسشنامه در کل افراد دیده شد. سه وجهه «شکاکیت»، «فریب کاری» و «سنگدلی» ضریب Cronbach's alpha کمتر از ۰/۷ داشتند که با ۰/۶ گویی نامناسب، در دو مورد ضریب Cronbach's alpha به بالاتر از ۰/۷ و در یک مورد به نزدیکی این رقم رسید. باید توجه کرد که ضریب Cronbach's alpha بیشتر نشان دهنده‌ی ثبات یا انسجام اجزای یک مقیاس است و جنبه‌های دیگر پایایی، مانند پایداری یافته‌ها در طول زمان و تکرار پذیری آن‌ها را نشان نمی‌دهد. از سوی دیگر، بالاتر بودن ضریب Cronbach's alpha حتی ممکن است نشانه‌ی زاید بودن سؤالات یا محدود بودن محتوا باشد (۱۶-۱۷).

این ضریب، تحت تأثیر تعداد اجزای آزمون نیز قرار می‌گیرد (۱۸). به جز وجهه «سنگدلی»، در مورد سایر وجهه‌ی از پرسشنامه که ضرایب Cronbach's alpha پایین‌تر داشتند، محدودیت تعداد سؤالات دیده شد. یافته‌های ما مشابه یافته‌های بیشتر مطالعاتی است که در این زمینه انجام شده است (۶-۸، ۴). در بسیاری از این مطالعات، وجهه «غربت»

مقدور و منطقی بود. پیشنهاد می‌شود، پایایی این ابزار در جمعیت‌های دیگر و همچنین، با حجم نمونه‌ی بزرگتر انجام شود. همچنین لازم است، ثبات یافته‌ها در مدت زمان طولانی‌تری بررسی گردد.

تشکر و قدردانی

از آقای دکتر مسعود احمدزاده اصل در روش شناسی مطالعه و خانم عصمت بیات در تحلیل یافته‌ها تشکر می‌شود. این مقاله برگرفته از پایان‌نامه‌ی دوره‌ی دستیاری به شماره‌ی ثبت ۱۸۸۴ در دانشگاه علوم پزشکی ایران است و بدون حمایت مالی انجام شد.

هفته (۲۱) تا بیش از یک سال (۲۲) آن را مناسب یافته‌اند.

در مجموع، یافته‌های مطالعه نشانگر پایایی مناسب نسخه‌ی فارسی PID-5 در دانشجویان پزشکی و بیماران سرپایی روان‌پزشکی است، اما این مطالعه، با محدودیت‌هایی نیز روبرو بوده است که از آن جمله می‌توان به محدود بودن نمونه‌ی مطالعه به دانشجویان پزشکی و بیماران سرپایی روان‌پزشکی اشاره کرد. به طور طبیعی، ارزیابی دانشجویان پزشکی به معنای ارزیابی جمعیت عمومی نیست و بیماران شرکت کننده در مطالعه نیز نماینده‌ی جمعیت بیماران روان‌پزشکی کشور نیستند، اما به عنوان نخستین گام بررسی این افراد

References

- American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®). Washington, DC: American Psychiatric Pub; 2013.
- Widiger TA, Livesley WJ, Clark LA. An integrative dimensional classification of personality disorder. *Psychol Assess* 2009; 21(3): 243-55.
- Banerjee PJ, Gibbon S, Huband N. Assessment of personality disorder. *Adv Psychiatr Treat* 2009; 15(5): 389-97.
- Krueger RF, Derringer J, Markon KE, Watson D, Skodol AE. Initial construction of a maladaptive personality trait model and inventory for DSM-5. *Psychol Med* 2012; 42(9): 1879-90.
- Markon KE, Quilty LC, Bagby RM, Krueger RF. The development and psychometric properties of an informant-report form of the personality inventory for DSM-5 (PID-5). *Assessment* 2013; 20(3): 370-83.
- Al-Dajani N, Gralnick TM, Bagby RM. A psychometric review of the personality inventory for DSM-5 (PID-5): Current status and future directions. *J Pers Assess* 2016; 98(1): 62-81.
- Fossati A, Krueger RF, Markon KE, Borroni S, Maffei C. Reliability and validity of the personality inventory for DSM-5 (PID-5): predicting DSM-IV personality disorders and psychopathy in community-dwelling Italian adults. *Assessment* 2013; 20(6): 689-708.
- Roskam I, Galdioli S, Hansenne M, Massoudi K, Rossier J, Gicquel L, et al. The psychometric properties of the french version of the personality inventory for DSM-5. *PLoS One* 2015; 10(7): e0133413.
- De Clercq B, De Fruyt F, De Bolle M, Van Hiel A, Markon KE, Krueger RF. The hierarchical structure and construct validity of the PID-5 trait measure in adolescence. *J Pers* 2014; 82(2): 158-69.
- First MB, Gibbon M, Spitzer RL. User's guide for the structured clinical interview for DSM-IV Axis II personality disorders: SCID-II. Washington, DC: American Psychiatric Press; 1997.
- Bakhtiary M. Surveying mental disorders in patients with body dysmorphic disorder [MSc Thesis]. Tehran, Iran: Tehran Institute of Psychiatry, Iran University of Medical Sciences; 2000. [In Persian].
- John OP, Soto CJ. The importance of being valid: Reliability and the process of construct validation. In: Robins RW, Fraley RC, Krueger RF, Editors. *Handbook of research methods in personality psychology*. New York, NY: Guilford Press; 2007. p. 461-94.
- Iacobucci D, Duhachek A. Advancing alpha: Measuring reliability with confidence. *J Consum Psychol* 2003; 13(4): 478-87.
- Nunnally JC. *Psychometric theory*. 2nd ed. New York, NY: McGraw-Hill; 1978. p. 528.
- Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika* 1951; 16(3): 297-334.
- Chmielewski M, Watson D. What is being assessed and why it matters: the impact of transient error on trait research. *J Pers Soc Psychol* 2009; 97(1): 186-202.
- Loevinger J. The attenuation paradox in test theory. *Psychol Bull* 1954; 51(5): 493-504.
- Schmidt FL, Le H, Ilies R. Beyond alpha: an empirical examination of the effects of different sources of measurement error on reliability estimates for measures of individual differences constructs. *Psychol Methods* 2003; 8(2): 206-24.
- Sijtsma K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika* 2009; 74(1): 107-20.
- Terwee CB, Mokkink LB, Knol DL, Ostelo RW, Bouter LM, de Vet HC. Rating the methodological quality in systematic reviews of studies on measurement properties: a scoring system for the COSMIN checklist. *Qual Life Res* 2012; 21(4): 651-7.
- Dhillon S, Bagby RM. The internal and one-week retest reliability of the PID-5 domains and facets. 2015. [Unpublished].
- Wright AG, Calabrese WR, Rudick MM, Yam WH, Zelazny K, Williams TF, et al. Stability of the DSM-5 Section III pathological personality traits and their longitudinal associations with psychosocial functioning in personality disordered individuals. *J Abnorm Psychol* 2015; 124(1): 199-207.

Determining Test-Retest Reliability and Internal Consistency of the Persian Version of Personality Inventory for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5th Edition (PID-5) among Medical Students and Patients with Psychiatric Disorders

Leila Kamalzadeh¹, Vahideh Nayeri¹, Shiva Soraya¹, Seyed Vahid Shariat², Kaveh Alavi³

Original Article

Abstract

Background: Given the need for access to reliable diagnostic instruments of mental disorders in Persian language, the present study was designed to translate and determine the reliability and internal consistency of the Personality Inventory for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5th Edition (PID-5) instrument.

Methods: Research sample was selected based on non-random (convenience) method for medical students (healthy population) and patients with personality disorder. After translating PID-5 via forward and backward translation method, test-retest reliability (10-20 days period) and internal consistency of the instrument were determined. This study was conducted in Hazrat-Rasoul Hospital, Iran Psychiatry Hospital and Tehran Psychiatric Institute, Tehran, Iran, during the year 2015. Questionnaires were self-reported and interviews were done by well-trained psychiatry residents.

Findings: Totally, 217 individuals were assessed (114 healthy volunteers and 103 patients with personality disorders). Of 25 surveyed facets, eccentricity had the highest Cronbach's alpha coefficient. The lowest alpha was seen for suspiciousness. Overall, in 22 facets from all 25 facets, alpha coefficients were higher than 0.700. To assess test-retest reliability, 28 persons of the medical students group completed the questionnaire for the second time. The correlation coefficient between the two measures in three facets (irresponsibility, perceptual dysregulation and rigid perfectionism) was between 0.800 and 0.900. In other aspects, the correlation coefficient between the two measures was higher than 0.900.

Conclusion: The Persian version of PID-5 instrument had good test-retest reliability ($r = 0.829$ to 0.944) in a short time (about two weeks) and its internal consistency was desirable (Cronbach's alpha = 0.697 to 0.944).

Keywords: Psychometrics, Reproducibility, Questionnaires, Self-report, Personality disorders

Citation: Kamalzadeh L, Nayeri V, Soraya S, Shariat SV, Alavi K. Determining Test-Retest Reliability and Internal Consistency of the Persian Version of Personality Inventory for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5th Edition (PID-5) among Medical Students and Patients with Psychiatric Disorders. J Isfahan Med Sch 2016; 34(393): 901-7.

1- Resident, Department of Psychiatry, School of Medicine, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

2- Associate Professor, Mental Health Research Center AND Department of Psychiatry, School of Medicine, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

3- Assistant Professor, Mental Health Research Center AND Department of Psychiatry, School of Medicine, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

Corresponding Author: Kaveh Alavi, Email: kavehalavi@yahoo.com

ارزیابی میزان خطای محاسبه‌ی نرم‌افزار طراحی درمان با استفاده از فانتوم جامد Anthropomorphic

ویدا رضایی^۱, داریوش شهبازی گهروی^۲, شهرام منادی^۳, محسن صائب^۴

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: دریافت دز صحیح بیمار، نقش مهمی در نتیجه‌ی پرتودرمانی دارد. برای دستیابی به این هدف، از شیوه‌نامه‌ی TECDOC1583 استفاده شده است. هدف از انجام این مطالعه، ارزیابی مراحل مختلف طراحی درمان جهت محاسبه‌ی دز دقیق دریافتنی بیمار و تطبیق آن با نتایج واقعی بود.

روش‌ها: در این مطالعه، توزیع دز برای پرتوهای تک میدانی، چند میدانی و چند میدانی پیچیده با استفاده از محاسبات نرم‌افزار طراحی درمان TiGRT انجام گرفت و نتایج اندازه‌گیری شده از فانتوم ناهمگن (Anthropomorphic) در مراحل مختلف با هم مقایسه شد.

یافته‌ها: بر اساس شیوه‌نامه‌ی TECDOC1583، همه‌ی نتایج به دست آمده مورد قبول واقع شد، اما در مرحله‌ی پنجم آزمون، درصد خطا در ریه، ۴/۳ درصد با اختلاف ۰/۰ درصد بود. در مرحله‌ی ششم آزمون، درصد خطا در بافت نرم ۵/۷ درصد و اختلاف آن ۲/۷ درصد بود.

نتیجه‌گیری: به دلیل تراکم الکترونی پایین در بافت ریه، خطای نرم‌افزار بیشتر بود و در نتیجه، طراحی درمان آن احتیاج به دقت بیشتری داشت. با توجه به یافته‌های این مطالعه، درک و فهم کاربران از ویژگی‌های عملی و نیز محدودیت‌های Treatment planning software (TPS) اهمیت ویژه‌ای دارد. در این حالت، چون نمی‌توان به نرم‌افزار اعتماد کرد، پس باید اطلاعات در راهاندازی دستگاه دوباره ارزیابی شود و مقادیر دزهای محاسباتی و اندازه‌گیری شده مقایسه گردد تا کاستی‌های الگوریتم و نیز در صورت امکان آزمون‌های مورد قبول برای دستگاه شتاب دهنده، مورد بازبینی قرار گردد.

واژگان کلیدی: نرم‌افزار طراحی درمان، TiGRT، Treatment planning software، محاسبه‌ی دز، Anthropomorphic

ارجاع: رضایی ویدا، شهبازی گهروی داریوش، منادی شهرام، صائب محسن. ارزیابی میزان خطای محاسبه‌ی نرم‌افزار طراحی درمان با استفاده از فانتوم جامد Anthropomorphic. مجله دانشکده پزشکی اصفهان ۱۳۹۵؛ ۳۴(۹۰۸-۹۱۳):

مقدمه

در قرن حاضر، سرطان یکی از عوامل اصلی مرگ و میر در جوامع صنعتی و پیشرفت‌های می‌باشد (۱). در میان روش‌های شناخته شده برای درمان سرطان، پرتودرمانی از جایگاه مهمی برخوردار است (۱). در این روش، دزیمتری پرتوها بسیار حائز اهمیت است؛ چرا که نتیجه‌ی موفقیت آمیز مستلزم تابش دقیق دز به حجم سرطانی در بافت است (۲-۳). اعتقاد بر این است که ۱۰-۱۵ درصد کاهش در دز دریافتنی، باعث کاهش شانس درمان به میزان ۲-۳ برابر می‌شود (۴). کمیسیون بین‌المللی واحدها و اندازه‌گیری پرتو (ICRU) یا International commission on radiological units

با $\pm 5\%$ درصد را در تابش دز در پرتودرمانی توصیه کرده است (۵-۷). در همین راستا، محاسبه‌ی دز دقیق دریافتنی در محیط سه بعدی و تطبیق آن با نتایج واقعی و ارزیابی دقت طراحی درمان مبتنی بر محاسبه، از مسایل مطرح در پرتودرمانی بوده است (۶).

استفاده‌ی وسیع از نرم‌افزار طراحی درمان، کاربر را وادار به استفاده از تضمین کیفیت (QA) یا Quality assurance نرم‌افزار می‌کند (۸). دقت تضمین کیفیت دقیق به منظور اطمینان از دریافتنی دز کافی به تومور و دریافتنی حداقل دز به وسیله‌ی بافت‌های حساس می‌باشد (۹). در این مطالعه، برای بررسی بهتر از شیوه‌نامه‌ی Anthropomorphic و فانتوم ناهمگن مشابه TECDOC1583

- دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه فیزیک پزشکی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- استاد، گروه فیزیک پزشکی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- کارشناسی ارشد، بخش رادیوتراپی، بیمارستان سیدالشهدا (ع)، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران
- دانشجوی دکتری، گروه فیزیک پزشکی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران

نویسنده‌ی مسؤول: داریوش شهبازی گهروی

Email: shahbazi@med.mui.ac.ir

توسط دستگاه شتاب دهنده‌ی خطی زیمنس (ساخت کشور آلمان) و وسایل جانبی (وج، شیلد) بر روی فانتوم Anthropomorphic مورد استفاده، اجرا و مقدار دز اندازه‌گیری شد. شما فانتوم مورد استفاده در شکل ۱ آمده است. موارد آزمون که در مرکز رادیوتراپی توحید تهران انجام شد، به شرح زیر است:



شکل ۱. شما فانتوم مورد استفاده. حفره‌های ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ برای بافت نرم و ۶، ۷، ۸، ۹ برای بافت ریه و ۱۰ برای نخاع می‌باشد.

آزمایش برای شرایط مرجع بر اساس داده‌های CT-scan هدف بررسی، محاسبه‌ی دز در نقاط ۳ (نقطه‌ی مرجع)، ۹ و ۱۰ بود. ابعاد میدان مرجع 10×10 سانتی‌متر مربع با زاویه‌ی گانتری و کولیماتور صفر درجه و SSD (Source to surface distance) ۱۰۰ سانتی‌متر بود. دستورالعمل انجام کار بر اساس شیوه‌نامه TECDOC1583 بود که در آن، انجام دستی محاسبه‌ی Monitor unit/time (MU/time) و مقایسه‌ی نتیجه با مقدار محاسبه‌ی MU/time از TPS موردنظر انجام شد.

میدان‌های مورب: هدف از آزمون میدان‌های مورب، انجام محاسبات در صورت عدم وجود برای میدان مماسی و پراکنده بود. برای این منظور، از SSD ۹۷ سانتی‌متر، اندازه‌ی میدان 10×15 سانتی‌متر مربع، زاویه‌ی گانتری ۹۰ درجه و کولیماتور صفر درجه استفاده گردید. البته برای چرخش کولیماتور به جهت وج دقت نموده و محاسبات در حفره‌ی ۱ که نقطه‌ی مرجع است، انجام شد.

شیلد کردن بخش قابل توجهی از میدان: هدف از این اقدام، بررسی محاسبات برای میدان بلوك شده است که از SSD ۱۰۰ سانتی‌متر، اندازه‌ی میدان 14×14 سانتی‌متر مربع، زاویه‌ی گانتری صفر درجه و کولیماتور ۴۵ درجه استفاده گردید. اندازه‌ی میدان بالا با استفاده از شیلد سریعی به اندازه‌ی میدان 10×10 سانتی‌متر مربع کاوش داده شد. نقطه‌ی اندازه‌گیری و مرجع حفره‌ی ۳ بود.

استفاده از فیلار چهار میدانی عمود بر هم: هدف از این آزمون، بررسی محاسبات دز انقلابی تک پرتوی و دز کلی برای چهار میدانی بود. زاویه‌ی کولیماتور برای چهار میدان موردنظر صفر درجه، در ابتدا میدان قدامی با زاویه‌ی گانتری صفر درجه و ابعاد میدان 10×15 سانتی‌متر مربع برای تابش‌دهی انتخاب گردید. در مرحله‌ی بعدی، میدان خلفی

استفاده شد (۱). نرم‌افزار طراحی درمان استفاده شده TiGRT (ساخت شرکت Linatech آمریکا) بود. یکی دیگر از جنبه‌های مهم راهاندازی یک نرم‌افزار طراحی درمان، تأیید الگوریتم آن از نقطه نظر صحت، دقت، محدودیت‌ها و نکات خاص آن است. هدف از این تحقیق، بررسی صحت و دقت نرم‌افزار طراحی درمان TiGRT با محسنه‌ی آن با اندازه‌گیری در مراحل متفاوت می‌باشد (۱۰-۱۱). از اهداف شیوه‌نامه برای روش‌های معمولی پرتو درمانی، این است که طراحی درمان منجر به نتایج با دقت کافی باشد و در نهایت، محاسبه‌ی میزان خطای نرم‌افزار با مقادیر اندازه‌گیری شده به دست آمده و بر اساس این مقادیر خطاء راهکارهایی برای اهداف درمانی بهتر ارایه گردد.

روش‌ها

از دستگاه شتاب دهنده با انرژی ۶ MV استفاده شد. برای مقایسه‌ی نتایج محاسبه‌ی دز و مقادیر اندازه‌گیری، از فانتوم ناهمگن Anthropomorphic استفاده گردید. دلیل استفاده از این فانتوم، این بود که ساختار بافت‌های بدن انسان ناهمگن است. این فانتوم بیضوی شکل و نشان دهنده‌ی یک نیم تنہ انسانی با چگالی و ساختار دو بعدی بود. طول، عرض و ضخامت این فانتوم به ترتیب ۳۰، ۲۰ و ۱۰ سانتی‌متر بود. این فانتوم شامل مواد با خاصیت مشابه ریه، آب و استخوان بود. فانتوم شامل ۱۰ حفره‌ی استوانه‌ای بود که برای جای‌گذاری دزیمتر از اتاقک یونیزاسیون نوع فارم طراحی شده بود.

Physikalisch-Technische Werkstätten (PTW) و با حجم 0.6 سی سی (ساخت شرکت PTW-Freiburg آلمان) بود. مقادیر دز توسط الکترومتر خوانده و بر اساس شیوه‌نامه TRS398، به دز تبدیل شد. برای ساخت فانتوم، از ورقه‌های اکریلیک شفاف (Plexiglas) استفاده شد. ماده‌ی معادل بافت ریه، چوب پنبه (Cork) و ماده‌ی معادل دندنه‌ها تفلون بود. در این فانتوم جامد، از اکریلیک شفاف به جای استخوان استرنوم استفاده شد. شرایط آزمون‌ها و انتخاب نقاط اندازه‌گیری، با هندسه‌ی فانتوم انتخاب شده معادل و تنظیم شد و نیز برای ارزیابی درصد خطاء، از فرمول زیر استفاده گردید: $\text{Error} (\%) = 100 \times (\text{Dcal}-\text{Dmeas})/\text{Dmeas}$ که در آن Dmeas، مرجعی برای ارزش دز اندازه‌گیری شده در نقطه‌ی مرجع و Dcal دز محاسبه شده می‌باشد.

ابتدا از فانتوم یک تصویر CT-scan (Computed tomography) برای نرم‌افزار طراحی درمان تهیه شد؛ به گونه‌ای که سه نشانگر بر روی آن مشخص بود. سپس، آزمون در نرم‌افزار طراحی درمان موردنظر اجرا شد و دز محاسبه شده به دست آمد. همین آزمون، به صورت عملی

یافته‌ها

نتایج حاصل از اندازه‌گیری و محاسبات در جدول ۱ آمده است. در این جدول، برای انجام ۸ مرحله‌ی آزمون در فانتوم و TPS مقادیر به صورت جداگانه و نیز مقایسه‌ی درصد خطای آن دو با هم ارایه شده است. بیشترین درصد اختلاف نشان داده شده در TPS برابر با $\frac{3}{4}0\cdot2$ درصد و کمترین آن برابر با $0\cdot053$ درصد و مربوط به بافت نخاع بود. خطای حاصل شده که به صورت عملی در فانتوم انجام شد، به ترتیب بیشترین $3\cdot36\%$ درصد و کمترین $0\cdot061$ درصد و مربوط به نخاع بود. بیشترین و کمترین حد معیار توافق برای اختلاف مورد نظر 5 درصد و 2 درصد بود که با این تخمین، همه‌ی موارد آزمون مورد قبول واقع شد، اما در مرحله‌ی پنجم آزمون، درصد خطأ در ریه، $4\cdot23$ درصد بود که $0\cdot03$ درصد اختلاف داشت. در مرحله‌ی ششم آزمون، درصد خطأ در بافت نرم $5\cdot7$ درصد بود که اختلاف آن‌ها برای با $2\cdot7$ درصد به دست آمد.

بحث

هدف از این انجام مطالعه، بررسی صحت و دقق نرمافزار طراحی درمان (TPS) و محاسبه‌ی دز و نیز مقایسه‌ی آن با مقادیر اندازه‌گیری در مراحل مختلف درمان است. از اهداف شیوه‌نامه برای روش‌های معمولی پرتوبردارانی این است که طراحی درمان منجر به تابیخ با دقق کافی باشد. در این تحقیق، مقادیر دز به دست آمده نسبت به مقدار دز در نقطه‌ی مرجع (نقطه‌ای که انتظار می‌رود دز ۲ گری را کامل دریافت TECDOC1583 کرده باشد) بررسی شده است. بر اساس شیوه‌نامه‌ی TECDOC1583 در مراحل آزمون انجام شد و در ۸ مرحله با توجه به این شیوه‌نامه تمامی مقادیر قبول واقع شد، اما در مرحله‌ی پنجم آزمون، درصد خطأ در ریه، ۴۳ درصد بود که ۰/۳ اختلاف داشت. در مرحله‌ی ششم آزمون، درصد خطأ در بافت نرم ۵/۷ درصد بود که ۰/۷ درصد اختلاف داشت. در بافت ریه، به علت تراکم الکترونی پایین، خطأ بیشتری مشاهده شد و نفاطی که بیشترین مقدار دز را دریافت کردند، در این بافت مشاهده شدند. پس باید در صدد بود که این خطأ احتمالی برطرف شود؛ چرا که تأثیر نامطلوبی بر نتیجه‌ی درمان خواهد داشت.

Rutonjski و همکاران با استفاده از یک فانتوم انسان‌نما طرح درمان را برای ۸ آزمون مورد نظر و با انرژی‌های مختلف و الگوریتم محاسباتی طراحی درمان انجام دادند و دریافتند که انحراف معیار بین مقدار محاسبه شده و اندازه‌گیری شده برای همه‌ی موارد با الگوریتم پیشرفته با معیارهای توافق یکسان بود، اما برای الگوریتم‌های ساده‌تر، انحراف معیار بیشتری را مشاهده کردند و مقدار اندازه‌گیری‌ها با نتایج خارج از معیار توافق با افزایش انرژی پرتو، افزایش می‌یافت که با تصحیح الگوریتم محاسبه‌ی TPS، کاهش یافت (۳). نتایج حاصل از مطالعه‌ی آنها با نتایج این تحقیق به طور تقریبی همسو بود.

با زاویه‌ی گانتری 180° درجه و ابعاد میدان 10×15 سانتی‌متر مربيع و در گام بعدی، زاویه‌ی گانتری 270° درجه و ابعاد میدان 8×15 سانتی‌متر مربيع و در نهایت زاویه‌ی گانتری 90° درجه و ابعاد میدان 8×8 سانتی‌متر مربيع استفاده گردید. نقطه‌ی مرجع حفره‌ی ۵ و نقاط اندازه‌گیری، حفره‌های ۶، ۵ و 10° بودند.

استفاده از میدان شیلد شده دلخواه: این آزمون برای بررسی عملکرد شیلد کردن دلخواه مسیر تابش پرتو و همچنین، محاسبات با ناهمگنی ریه انجام شد. در این روش، از شیلد برای جلوگیری از ورود پرتو استفاده شد. اندازه میدان با توجه به شیلد مورد نظر تعیین گردید و زاویه‌ی گانتری صفر درجه و کولیماتور ۴۵ درجه بود. نقطه‌ی مرجع، حفره‌ی ۲ و نقاط اندازه‌گیری، حفره‌های ۲ و ۷ بودند.

برخورد مورب با میدان نامنظم و شیلد کردن مرکز میدان: هدف از این روش، بررسی محاسبات ذر برای میدان نامنظم با شیلد کردن مرکز میدان است. ایزوستر در مرکز حفره‌ی ۵ قرار داشت و نقطه‌ی مرجع، حفره‌ی ۳ و نقاط اندازه‌گیری حفره‌های ۷، ۳ و ۱۰ بودند. از یک میدان با بعد 20×10 سانتی‌متر مربع با زاویه‌ی گانتری 45° درجه و کولیماتور درجه استفاده شد.

استفاده از میدان سه پرتوی، وج و کولیماسیون نامتقارن: هدف، بررسی محاسبه با میدان جفت وج و کولیماسیون نامتقارن بود. زاویه‌ی کولیماتور وابسته به ایزوستر وج تنظیم شد. ایزوستر در حفره‌ی ۳ قرار گرفت. نقطه‌ی مرتع و اندازه‌گیری، حفره‌ی ۵ بود. در ابتدا، زاویه‌ی گانتری و کولیماتور به میزان صفر درجه و ابعاد میدان برابر ۱۰ سانتی‌متر مرتع انتخاب گردید و در گام بعدی، زاویه‌ی گانتری ۹۰ درجه و کولیماتور وابسته به جهت وج و ابعاد میدان ۶ × ۱۰ سانتی‌متر مرتع (نامتقارن) قرار گرفت و در نهایت، زاویه‌ی ۲۷۰ درجه و زاویه‌ی کولیماتور وابسته به جهت وج و ابعاد گانتری ۶ × ۱۰ سانتی‌متر مرتع (نامتقارن) مورد ارزیابی قرار گرفت.

استفاده از پتو غیر همسطح با تخت و چرخش کولیماتور: هدف از این روش، بررسی محاسبات مقدار دز با در نظر گرفتن چرخش تخت و کولیماتور در ایزوستر، نقطه‌ی مرجع و اندازه‌گیری حفره‌ی ۵ بود. در ابتداء، زاویه‌ی گانتری ۹۰ درجه، کولیماتور ۳۳۰ درجه و ابعاد میدان ۱۶ × ۴ سانتی‌متر مربع و سپس زاویه‌ی گانتری ۲۷۰ درجه، کولیماتور ۳۰ درجه و ابعاد میدان ۱۶ × ۴ سانتی‌متر مربع و در نهایت، زاویه‌ی ۳۰ درجه، کولیماتور صفر درجه و ابعاد میدان برابر ۴ × ۴ سانتی‌متر مربع مورد استفاده قرار گرفت. سه میدان با زوایای مختلف گانتری و چرخش کولیماتور که وزن یکسانی داشتند، مورد استفاده قرار گرفتند. بعد از این مراحل، دزهای محاسباتی و اندازه‌گیری با هم مقایسه شدند و میزان خطای آن از طریق رابطه‌ی پیش‌گفته به دست آمد.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون‌های اندازه‌گیری و محاسباتی انجام شده با استفاده از نرم‌افزار طراحی درمان **TiGRT** در فاتوم ناهمگن به وسیله دستگاه **شتاب دهنده Siemens primus ۶ MV**

مورد	توضیف	نقطه‌ی اندازه‌گیری	میدان	عدم پذیرش	پذیرش / عدم پذیرش	معیار توافق (درصد)	درصد انحراف	اندازه‌گیری‌ها (گری)	محاسبه (گری)
۱	SSD استاندارد، میدان	۳		پذیرش	۲	۰/۲	۲/۰۰۴	۲/۰۰۰	
۲	۱۰×۱۰ سانتی‌متر مربع	۹		پذیرش	۴	۱/۵	۰/۱۰۵	۰/۰۷۵	
۳	مسدود کردن قابل توجه	۱۰		پذیرش	۳	۰/۸	۱/۱۶۷	۱/۱۸۳	
۴	جعبه چهار میدانی	۵	۱	پذیرش	۳	۰/۲	۲/۰۰۳	۲/۰۰۰	
	بافت ناشناس			پذیرش	۳	۰/۲	۲/۰۰۴	۲/۰۰۰	
	مسدود کردن قابل توجه			پذیرش	۳	۰/۲	۲/۰۱۶	۲/۰۰۰	
	پذیرش	۲		پذیرش	۳	۱/۷	۱/۹۶۷	۲/۰۰۰	
	پذیرش	۳		پذیرش	۳	۱/۸	۲/۰۳۷	۲/۰۰۰	
	پذیرش	۴		پذیرش	۳	۰/۱	۱/۹۹۸	۲/۰۰۰	
	جمع			پذیرش	۳	۰/۲	۸/۰۱۹	۸/۰۰۰	
	۱	۶	۱	پذیرش	۴	۰/۹	۰/۰۸۴	۰/۰۶۶	
	۲			پذیرش	۳	۱/۱	۲/۶۱۱	۲/۶۳۲	
	۳			پذیرش	۴	۲/۲	۰/۱۴۰	۰/۰۹۶	
	۴			پذیرش	۳	۲/۰	۱/۱۵۷	۱/۱۱۷	
	۵			پذیرش	۳	۱/۰	۳/۹۹۲	۳/۹۱۱	
	۶			پذیرش	۳	۰/۸	۱/۱۶۸	۱/۱۸۴	
	۷			پذیرش	۴	۰/۴	۰/۰۶۱	۰/۰۵۴	
	۸			پذیرش	۳	۱/۷	۳/۳۶۴	۳/۴۰۲	
	۹			پذیرش	۴	۰/۷	۰/۰۶۷	۰/۰۵۳	
	۱۰			پذیرش	۳	۰/۴	۴/۶۹۰	۴/۶۹۲	
	۱۱			پذیرش	۳	۰/۲	۱/۹۸۶	۱/۹۹۰	میدان مسدود شده
	۱۲			پذیرش	۳	۴/۳	۱/۶۳۳	۱/۷۱۹	میدان
	۱۳			عدم پذیرش	۴	۵/۷	۲/۱۲۱	۲/۰۰۰	شکل
	۱۴			عدم پذیرش	۳	۱/۷	۱/۱۸۵	۱/۲۲۲	
	۱۵			پذیرش	۵	۴/۶	۰/۱۵۲	۰/۰۵۳	
	۱۶			پذیرش	۵	۰/۸	۰/۶۶۶	۰/۶۶۰	طراحی با میدان نامتقارن و
	۱۷			پذیرش	۴	۱/۴	۰/۰۸۰	۰/۰۷۰	وچ
	۱۸			پذیرش	۴	۳/۳	۰/۶۹۳	۰/۶۷۰	
	۱۹			پذیرش	۳	۱/۹	۲/۰۳۸	۲/۰۰۰	جمع
	۲۰			پذیرش	۳	۲/۲	۲/۰۴۶	۲/۰۰۰	طراحی با میدان
	۲۱			پذیرش	۳	۱/۰	۱/۹۸۱	۲/۰۰۰	غير هم سطح
	۲۲			پذیرش	۳	۱/۱	۱/۹۷۸	۲/۰۰۰	
	۲۳			پذیرش	۳	۰/۱	۶/۰۰۴	۶/۰۰۰	جمع

صحت کار نرم افزار اطمینان حاصل نمی شود که باید عملکرد الگوریتم صحیح نرم افزار مورد بازبینی قرار گیرد. دلیل خطای بیشتر را می توان به نحوهی قرارگیری فاتاتوم، شرایط محیطی و روش راهاندازی سیستم ارتباط داد. در این حالت، چون نمی توان به نرم افزار اعتماد کرد، بسیار

چون در بافت ریه تراکم الکترونی پایین است، به همین دلیل خطای نرم افزار بیشتر می‌باشد. پس درصد خطأ در ریه بیشتر بود و در نتیجه طراحی درمان آن احتیاج به دقیق‌تری دارد. از آنجایی که خطای به دست آمده در گسترده‌ی قالب، قبول نموده باشد، بنابراین از

تشکر و قدردانی

این مقاله حاصل پایان‌نامه‌ی دوره‌ی کارشناسی ارشد به شماره‌ی طرح تحقیقاتی ۳۹۴۹۰۵ در دانشگاه علوم پزشکی اصفهان است. بدین وسیله از همکاری تمامی کسانی که در انجام این تحقیق مشارکت داشتند، تشکر و قدردانی می‌شود.

باید اطلاعات در راه اندازی دستگاه دوباره ارزیابی شود. با توجه به یافته‌های این مطالعه، لازم است درک و فهم کاربران از ویژگی‌های عملی و نیز محدودیت‌های TPS ارتقا یابد و مقادیر دزهای محاسباتی و اندازه‌گیری شده، مقایسه شوند تا کاستی‌های الگوریتم و نیز در صورت امکان آزمون‌های مورد قبول برای دستگاه شتاب دهنده مورد بازبینی قرار گیرند.

References

- Shahbazi-Gahrouei D. Radiobiological modeling in radiation oncology. *J Radiobiol* 2014; 1(1): 17-8.
- Shahbazi D, Gookizadeh A, Abdollahi M. Comparison of conventional radiotherapy techniques with different energies in treating prostate cancer, employing a designed pelvis phantom. *J Med Sci* 2008; 8(4): 429-32.
- Rutonjski L, Petrovic B, Baucal M, Teodorovic M, Cudic O, Gershkevitsh E, et al. Dosimetric verification of radiotherapy treatment planning systems in Serbia: national audit. *Radiat Oncol* 2012; 7: 155.
- Gershkevitsh E, Pesznyak C, Petrovic B, Grezdo J, Chelminski K, do Carmo Lopez M, et al. Dosimetric inter-institutional comparison in European radiotherapy centres: Results of IAEA supported treatment planning system audit. *Acta Oncol* 2014; 53(5): 628-36.
- Khosravi M, Shahbazi-Gahrouei D, Jabbari K, Nasri-Nasrabadi M, Baradaran-Ghahfarokhi M, Siavashpour Z, et al. Photoneutron contamination from an 18 MV Saturne medical linear accelerator in the treatment room. *Radiat Prot Dosimetry* 2013; 156(3): 356-63.
- Davis JB, Reiner B. Depth dose under narrow shielding blocks: a comparison of measured and calculated dose. *Radiother Oncol* 1995; 34(3): 219-27.
- Storchi P, Woudstra E. Calculation models for determining the absorbed dose in water phantoms in off-axis planes of rectangular fields of open and wedged photon beams. *Phys Med Biol* 1995; 40(4): 511-27.
- Lehmann J, Kenny J, Lye J, Dunn L, Williams I. Trust, but verify—accuracy of clinical commercial radiation treatment planning systems. *Journal of Physics: Conference Series* 2014; 489: 012094.
- Ahnesjo A, Aspradakis MM. Dose calculations for external photon beams in radiotherapy. *Phys Med Biol* 1999; 44(11): R99-155.
- Jakel O, Hartmann GH, Karger CP, Heeg P, Rassow J. Quality assurance for a treatment planning system in scanned ion beam therapy. *Med Phys* 2000; 27(7): 1588-600.
- Nadealian-Dastjerdi F, Shahbazi-Gahrouei D, Alamatsaz MH, Baradaran-Ghahfarokhi M. Photoneutron shielding design for an 18 mv saturne 20 medical linear accelerator. *J Isfahan Med Sch* 2014; 32(300): 1433-43. [In Persian].

Evaluation of Error Doses of Treatment Planning Software Using Solid Anthropomorphic Phantom

Vida Rezaee¹, Daryoush Shahbazi-Gahrouei², Shahram Monadi³, Mohsen Saeb⁴

Original Article

Abstract

Background: Receiving exact dose by the patients is vital in radiotherapy. The TECDOC1583 protocol is used to achieve this goal. This study aimed to evaluate several levels and steps of treatment planning, in order to calculate the precise dose received by the patient, and to compare it with actual results.

Methods: The distribution of doses for single, multiple and complicated multiple field beams of treatment planning were calculated using TiGRT. Results were compared with the measured results of anthropomorphic phantom in different phases.

Findings: According to the TECDOC1583 protocol, all the results were accepted; but in the fifth level of the test, percent of error in the lung was 4.3% which made a 0.3% of discrepancy. In the sixth level of the test, the percent of error in soft tissue was 5.7% with about 2.7% of discrepancy.

Conclusion: Due to the lack of electronic density in lung tissue, a treatment planning software with higher accuracy is needed for evaluations. Our findings showed that technicians' knowledge regarding to the application of treatment planning software is essential in this regard. Since the produced error would not be acceptable in this area, and the accuracy of the treatment planning software is no more confident, so working based on correct algorithm of treatment planning software should be checked and system restarting and commissioning must be re-evaluated periodically.

Keywords: Treatment planning software, TiGRT, Treatment planning software (TPS), Anthropomorphic, Dose calculation

Citation: Rezaee V, Shahbazi-Gahrouei D, Monadi S, Saeb M. Evaluation of Error Doses of Treatment Planning Software Using Solid Anthropomorphic Phantom. J Isfahan Med Sch 2016; 34(393): 908-13.

1- MSc Student, Department of Medical Physics, School of Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

2- Professor, Department of Medical Physics, School of Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

3- Department of Radiotherapy, Seyed Alshohada Hospital, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

4- PhD Candidate, Department of Medical Physics, School of Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran

Corresponding Author: Daryoush Shahbazi-Gahrouei, Email: shahbazi@med.mui.ac.ir

توسعه‌ی یک سیستم واسط مغز- کامپیوتر مبتنی بر پتانسیل برانگیخته‌ی بینایی حالت ماندگار برای تایپ متون فارسی

فاطمه آهنین‌جان^۱، علی مالکی^۲

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: سیستم‌های واسط مغز- کامپیوتر (BCI) برای بیمارانی که قادر به استفاده از عضلات خود نیستند، امکان برقراری ارتباط بین مغز و دنیای پیرامون از طریق ایجاد یک کانال مصنوعی را فراهم می‌سازد. از بین انواع واسطه‌های مغز- کامپیوتر که به عنوان هجی کننده کاربرد دارند، می‌توان به واسطه‌های مبتنی بر پتانسیل برانگیخته‌ی بینایی حالت ماندگار (SSVEP Steady-state visually evoked potentials) اشاره کرد که در سال‌های اخیر بسیار مورد توجه بوده است.

روش‌ها: در این پژوهش، از الگوهای تحریک مبتنی بر کد بریل با هشت نشانه‌ی چشمکزن استفاده گردید. برای ایجاد تحریک بینایی، از جعبه ابزار Psychophysics نرمافزار MATLAB استفاده شد. استخراج ویژگی بر اساس روش FFT (Fast Fourier transform) و طبقه‌بندی مبتنی بر بیشینه‌ی مقدار انجام گردید.

یافته‌ها: با استفاده از پاسخ مغزی SSVEP و کدهای بریل، دستیابی به نرخ انتقال اطلاعات ۱۹/۶۳۲ بیت بر دقیقه و صحت ۹۶/۶۷ درصد میسر گردید.

نتیجه‌گیری: سیستم طراحی شده به دلیل مزایایی از جمله ثبت سیگنال به صورت تک الکتروودی، کم بودن تعداد فرکانس‌های تحریک و قابلیت تنظیم پارامترهایی از جمله زمان استراحت بین انتخاب تحریک‌ها، بسیار کارآمد و کاربرپسند است.

وازگان کلیدی: سیستم واسط مغز- کامپیوتر، پتانسیل برانگیخته‌ی بینایی حالت ماندگار، تایپ متون فارسی

ارجاع: آهنین‌جان فاطمه، مالکی علی. توسعه‌ی یک سیستم واسط مغز- کامپیوتر مبتنی بر پتانسیل برانگیخته‌ی بینایی حالت ماندگار برای تایپ متون فارسی. مجله دانشکده پزشکی اصفهان ۱۳۹۵؛ ۳۴(۳۹۲): ۹۱۸-۹۱۴.

مقدمه

برای بیمارانی که قادر به برقراری ارتباط با جهان اطراف خود از طریق روش‌های معمول و با استفاده از عضلات و اعصاب محیطی نیستند، سیستم‌های واسط مغز- کامپیوتر (Brain-computer interface) یا BCI (BCI) می‌توانند یک کانال مصنوعی بین مغز آنها و دنیای پیرامونشان ایجاد کنند. از انواع سیستم‌های واسط مغز- کامپیوتر، می‌توان به واسطه‌های مبتنی بر P300، واسطه‌های مبتنی بر پتانسیل برانگیخته‌ی بینایی حالت ماندگار (SSVEP)، واسطه‌های ترکیبی (Hybrid BCI) اشاره کرد. SSVEP پاسخ حالت ماندگار مغز به تکرار یک تحریک بینایی با فرکانس مشخص است. هنگامی که کاربر به الگوی چشمکزن خیره می‌شود، فرکانسی برابر با فرکانس آن الگوی تحریک در سیگنال‌های الکتروانسفالوگرام (EEG) ثبت شده از

ناحیه‌ی پس‌سری وی ظاهر می‌شود. در سال‌های اخیر، استفاده از سیگنال کنترلی SSVEP برای کاربرد هجی کننده بسیار مورد توجه بوده است. Cao و همکاران، در پژوهش خود با هدف بررسی یک هجی کننده‌ی BCI با سرعت بالا، از پاسخ SSVEP استفاده کردند. در سیستم پیشنهادی آنها، برای انتخاب ۴۲ کاراکتر از طریق جدول‌بندی شده با ۱۶ فرکانس تحریک و ۶ الکتروود ثبت سیگنال استفاده شد. آنها در این سیستم به نرخ انتقال اطلاعات ۶۱/۶۴ بیت بر دقیقه دست یافتند (۱). Vilic و همکاران، از یک هجی کننده‌ی دو سطحی مبتنی بر SSVEP با ۸ فرکانس تحریک و یک الکتروود ثبت استفاده کردند و به نرخ انتقال اطلاعات ۲۱/۹۴ و تعداد ۴/۹ کاراکتر بر دقیقه دست یافتند (۲). Won و همکاران، یک سیستم هجی کننده بر اساس SSVEP را توسعه دادند که از تحریک‌های فرکانس بالا استفاده می‌کرد. آنها برای هر کدام از ۳۰ کاراکتر یک

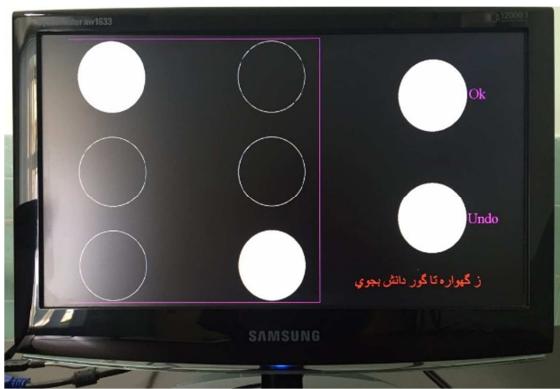
- دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه بیوالکتریک، دانشکده مهندسی پزشکی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران
- استادیار، گروه بیوالکتریک، دانشکده مهندسی پزشکی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

Email: amaleki@semnan.ac.ir

نویسنده‌ی مسؤول: علی مالکی

روند آزمایش

در این پژوهش، برای ایجاد الگوهای حروف، از کدهای الفبای بریل الهام گرفته شد. در خط بریل، هر کاراکتر (سلول) از شش نقطه تشکیل شده است که در یک مستطیل به صورت دو ستون سه نقطه‌ای قرار می‌گیرند. بنابراین، برای نمایش الگوی کد بریل به ۶ نشانه‌ی تحریک چشمکزن متناظر با شش نقطه در هر کاراکتر بریل، نیاز است. دو نشانه‌ی تحریک دیگر با برچسب‌های «تأیید» و «لغو» نیز برای مقاصد کنترلی در نظر گرفته شده است. نشانه‌های تحریک، دایره‌هایی به قطر ۴/۷۵ سانتی متر هستند که با فرکانس‌های متمایز ۵/۸۸، ۷/۲۵، ۷/۷۷، ۷/۱۴، ۷/۶۹، ۸/۳۳ و ۹/۰۹۱ هرتز چشمک می‌زنند. در شکل ۲، نمایی از صفحه‌ی نمایش رو به روی کاربر نشان داده شده است.



شکل ۲. نمایش تحریک‌ها و خروجی تایپ شده توسط کاربر روی صفحه‌ی نمایش

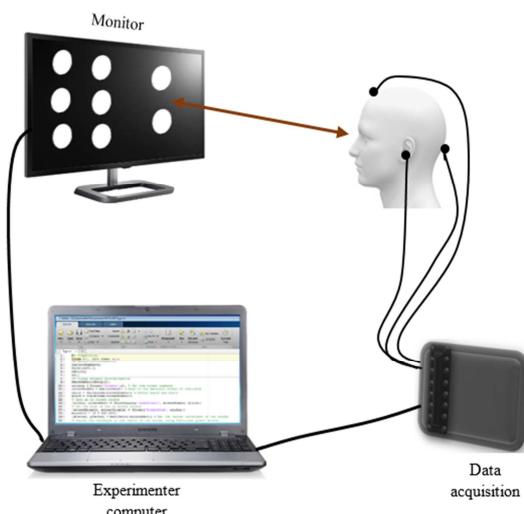
در هر دوره، نشانه‌های تحریک به مدت ۱/۴ ثانیه چشمک می‌زنند که کاربر باید در این مدت زمان، به نشانه مورد نظر خود خیره می‌شد. سپس، به مدت ۰/۱ ثانیه وقفه در نظر گرفته می‌شد تا کاربر نگاه خود را به نشانه‌ی بعدی منتقل می‌کرد و مقدار آن با توجه به نظر کاربر قابل تنظیم بود. در طی این زمان، سیگنال الکتروانسفالوگرام ثبت شده طی دوره‌ی نمایش الگوی تحریک پردازش می‌گردید. وقتی نشانه مورد نظر کاربر تشخیص داده می‌شد، چشمک زدن آن برای مراحل بعد متوقف می‌گردید. هر بار که کاربر الگوی کاراکتر مورد نظر خود را تکمیل می‌نمود با انتخاب نشانه «تأیید»، کاراکتر مربوطه روی نمایشگر پیش روی او تایپ می‌شد و همه نشانه‌ها فعال می‌شدند و شروع به چشمک زدن می‌کردند. بنابراین، در کل روند، کاربر می‌توانست نتیجه را به صورت زمان-واقعی مشاهده کند. در صورتی که کاربر در انتخاب دایره‌ای اشتباه کرده بود، با خیره شدن به نشانه «لغو» می‌توانست آخرین انتخاب خود را حذف کند. برای درج فاصله نیز لازم بود فقط نشانه «تأیید» را بدون انتخاب هیچ یک از نشانه‌های

LED Light-emitting diode چشمکزن در نظر گرفتند و به صحت ۸۰ درصد دست یافتند (۳). هدف از انجام این مطالعه، طراحی و توسعه‌ی یک سیستم BCI مبتنی بر SSVEP بود تا با به کارگیری الگوهای بریل، امکان تایپ کردن به زبان فارسی فراهم گردد.

روش‌ها

مجموعه‌ی آزمایشگاهی

اجزای مجموعه‌ی آزمایشگاهی مورد استفاده و نحوه ارتباط آن‌ها در شکل ۱ آمده است. برای ثبت داده، از سیستم الکتروانسفالوگرافی EEG V.16.24 ساخت شرکت بایامد استفاده شد که دارای تقویت کننده‌ی ۱۶ کاناله و الکترودهای غیر فعال است. نمونه‌بنداری از سیگنال با نرخ ۱۰۰۰ هرتز انجام گردید. امپدانس بین الکترود و پوست در کل آزمایش‌ها کمتر از ۵ کیلو اهم نگه داشته شد که برای کاربردهای BCI ایده‌آل است (۴). الکترود‌گذاری مطابق با سیستم بین‌المللی ۱۰-۲۰ انجام شد. برای ثبت سیگنال، تنها از یک الکترود Oz در ناحیه‌ی پس‌سری استفاده گردید. الکترود‌های مرجع و زمین نیز به ترتیب در AFz و نرم‌های گوش راست قرار داده شدند. برای مدیریت راهاندازی تحریک‌ها و ثبت سیگنال، از یک لپ‌تاپ استفاده گردید. ایجاد تحریک بینایی با کمک توابع موجود در جعبه ابزار Psychophysics نرم‌افزار Matlab انجام شد. این جعبه ابزار، امکان زمان‌بندی صحیح تحریک‌ها و ایجاد محرک‌های با فرکانس‌های دقیق و مشخص را فراهم می‌سازد (۵-۶). الگوی تحریک مبتنی بر کد بریل LCD ایجاد شد. همچنین، برای نمایش تحریک، از یک نمایشگر ۱۶ اینچی با نرخ نوسازی (Refresh rate) ۶۰ هرتز و زمان پاسخ‌گویی ۸ میلی‌ثانیه استفاده گردید.



شکل ۱. مجموعه‌ی آزمایشگاهی

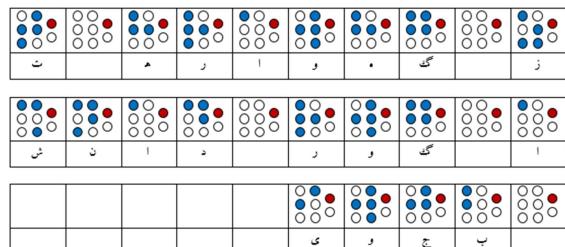
انتخاب یک کاراکتر است.

$$p = \frac{N_c}{N_c + N_e} \quad (1)$$

$$ITR = \frac{60}{T} \times \left[\log_2 N + p \log_2 p + (1-p) \log_2 \left(\frac{1-p}{N-1} \right) \right] \quad (2)$$

یافته‌ها

به منظور وارسی عملکرد سیستم، از هر شرکت کننده خواسته می‌شد تا عبارت «ز گهواره تا گور دانش بجوي» را ده بار توسط این سیستم تایپ کند (شکل ۲). علت انتخاب این عبارت آن است که فراوانی حروف مختلف در این عبارت کوتاه آموزنده، به طور تقریبی منطبق با فراوانی حروف در متون رایج فارسی است. شکل ۴، روند انتخاب نشانه‌ها جهت تایپ عبارت هدف را نشان می‌دهد. همان‌طور که در شکل ۳ دیده می‌شود، برای تایپ کردن عبارت، لازم بود کاربر نشانه (۸۲ نشانه برای ایجاد الگوی کاراکترهای عبارت و ۵ نشانه برای فاصله‌ها) را انتخاب کند ($N_e = 82$). به طور میانگین، تعداد نشانه‌های اشتباه که نیاز به تصحیح با انتخاب گزینه‌ی لغو داشتند، ۱/۵ نشانه برای کل عبارت بود. بنابراین، با لحاظ کردن نشانه‌ی اشتباه و یک نشانه‌ی لغو جهت تصحیح هر اشتباه، $N_e = 3$ حاصل شد و طبق رابطه (۱)، صحت بازشناسی $96/77$ به دست آمد.



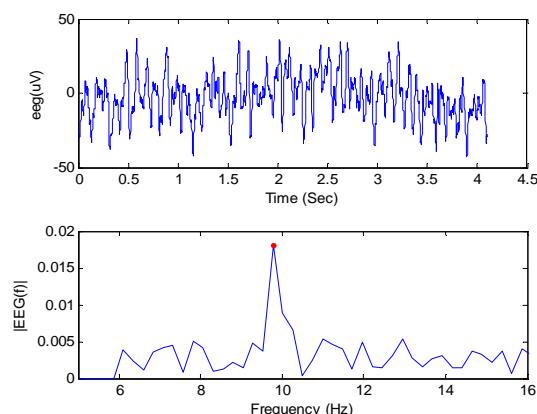
شکل ۴. روند انتخاب نشانه‌ها برای تایپ عبارت «ز گهواره تا گور دانش بجوي»

از سوی دیگر، تعداد کاراکترهای قابل انتخاب برای متون فارسی ۳۲ حرف است ($N = ۳۲$) و متوسط تعداد نشانه‌های هر حرف (با لحاظ کردن تعداد نشانه‌های هر یک از حروف و فراوانی آن حرف در متون فارسی) $3/365$ نشانه برای هر حرف می‌باشد که با ضرب کردن در مدت زمان $4/2$ ثانیه‌ای هر نشانه، مدت زمان لازم برای هر کاراکتر تعیین می‌گردد ($T = ۱۴/۱۳۳$). طبق رابطه (۲)، نرخ انتقال اطلاعات $19/632$ بیت بر دقیقه حاصل می‌گردد.

بحث

سیستم‌های BCI مبتنی بر SSVEP دارای مزایای نرخ انتقال اطلاعات بالا و نیاز به آموزش کم هستند. از آن جایی که سیستم‌های

شش گانه‌ی بریل انتخاب نماید. انتخاب نشانه‌ی ۶ و سپس انتخاب نشانه‌ی «تأیید» نیز برای خروج از سیستم در نظر گرفته شد. از آن جایی که پاسخ SSVEP در طیف فرکانسی سیگنال به صورت یک قله در حوالی فرکانس تحریک نمود می‌یابد، اندازه‌ی طیف فرکانسی سیگنال با استفاده از روش تبدیل فوریه‌ی سریع در نرم‌افزار Matlab محاسبه گردید. بیشینه‌ی دامنه‌ی طیف فرکانسی در پنجره‌ای با پهنه‌ای $0\text{-}24$ هرتز حول هر یک از فرکانس‌های تحریک به عنوان ویژگی در نظر گرفته شد. با توجه به این که فرکانس هدف دارای بالاترین دامنه در طیف است، طبقه‌بندی بیشینه‌ی مقدار برای دستیابی به فرکانس هدف مورد استفاده قرار گرفت. مدت زمان ثبت سیگنال به نحوی انتخاب گردید که تعداد نمونه‌ها نمایی از ۲ باشد (2^4) تا نتیجه‌ی محاسبه‌ی تبدیل فوریه‌ی سریع، دقیق‌تر گردد. در شکل ۳، می‌توان نمودار زمانی و طیف فرکانسی یک نمونه‌ی سیگنال در فرکانس تحریک 10 هرتز را مشاهده کرد.



شکل ۳. نمودار زمانی و طیف فرکانسی سیگنال ثبت شده در فرکانس تحریک 10 هرتز

معیارهای ارزیابی

برای ارزیابی کمی کارآیی سیستم، از معیارهای صحت (Accuracy) و نرخ انتقال اطلاعات (Information transfer rate) یا ITR استفاده شد. نرخ انتقال اطلاعات، معیار کارآمدی است که به طور همزمان، صحت، تعداد کاراکتر در دقیقه و مقدار اطلاعات کد شده را منعکس می‌کند (۷). رابطه (۱) نحوه‌ی محاسبه‌ی صحت را نشان می‌دهد که در آن، N_e تعداد کل نشانه‌های لازم برای تایپ کل متن) است و N_e تعداد نشانه‌هایی است که به اشتباه یا برای تصحیح نشانه‌های اشتباه انتخاب می‌شوند. رابطه (۲) نیز نحوه‌ی محاسبه‌ی ITR را نشان می‌دهد (۸-۹). در این رابطه، N تعداد کاراکترهای قابل انتخاب، p مقدار صحت و T میانگین مدت زمان لازم برای

کند، به هر زبان دلخواهی تغییر داد. از دیگر ویژگی‌های روش پیشنهادی، آن است که به راحتی می‌تواند کاراکترهای دارای الگوی مشابه را از هم تمیز کند. برای مثال، در شکل ۴ مشاهده می‌گردد که الگوی حروفی مثل «گ» و «ج» شباهت زیادی به یکدیگر دارند، اما سیستم برای تفکیک آن‌ها از یکدیگر هیچ مشکلی نخواهد داشت و می‌تواند الگوهای حروف را به درستی تشخیص دهد. حروف «ای» و «ج» و همچنین «و» و «ح» نیز شرایط مشابهی دارند. در پژوهش‌های بعد، تلاش خواهد شد با بهبود ویژگی‌های استخراج شده از سیگنال و همچنین روش طبقه‌بندی، مدت زمان نمایش هر نشانه‌ی تحریک، کاهش و از این طریق، نرخ انتقال اطلاعات، بهبود یابد.

تشکر و قادردانی

بدین وسیله از تمامی کسانی که در انجام این تحقیق مشارکت داشتند، تشکر و قادردانی می‌شود.

BCI برای استفاده در محیط زندگی طراحی می‌شوند، هرچه تعداد الکترودهای به کار رفته کمتر باشد، سیستم کاربرپسندتر خواهد بود. در این پژوهش، با به کارگیری کدهای استاندارد بریل برای تایپ حروف فارسی، تعداد فرکانس‌های تحریک کاهش داده شد؛ به طوری که برای انتخاب ۳۲ حرف فارسی، تنها از ۸ تحریک استفاده گردید. کم بودن تعداد فرکانس‌های تحریک از چندین جهت حایز اهمیت می‌باشد. از آن جایی که بازه‌ی فرکانسی که در آن پاسخ SSVEP دارای دامنه‌ی قوی می‌باشد، محدود است؛ هر چه تعداد تحریک‌های به کار برد شده کمتر باشد، فاصله‌ی تحریک‌ها بیشتر می‌گردد و دقت سیستم افزایش می‌یابد (۵).

از سوی دیگر، با کاهش تعداد تحریک‌های رو به روی کاربر، تمرکز کردن روی یک تحریک برای وی آسان‌تر می‌شود و همچنین، اثر مخبر حاصل از فرکانس‌های تحریک دیگر روی تحریک هدف کمتر می‌شود (۱۰). همچنین، به واسطه‌ی استاندارد و بین‌المللی بودن کد بریل، می‌توان زبان سیستم را بدون این که مشخصات آن تعییر

References

1. Cao T, Wang X, Wang B, Wong CM, Wan F, Mak PU, et al. A high rate online SSVEP based brain-computer interface speller. Proceedings of the 5th International Conference IEEE/EMBS; 2011 Apr 27-May 1; Cancun, Mexico.
2. Vilic A, Kjaer TW, Thomsen CE, Sorensen HB. DTU BCI speller: An SSVEP-based spelling system with dictionary support. Proceedings of the 35th Annual International Conference of the IEEE EMBS; 2013 Jul 3-7; Osaka, Japan.
3. Won DO, Zhang HH, Guan C, Lee SW. A BCI speller based on SSVEP using high frequency stimuli design. Proceeding of the IEEE International Conference on Systems, Man and Cybernetics (SMC); 2014 Oct 5-8; San Diego, CA.
4. Resalat SN, Setarehdan SK. An improved SSVEP based BCI system using frequency domain feature classification. Am J Biomed Eng 2013; 3(1): 1-8.
5. Iscan Z, Dokur Z. A novel steady-state visually evoked potential-based brain-computer interface design: Character Plotter. Biomed Signal Process Control 2014; 10: 145-52.
6. Brainard D, Ingling A, Kleiner M, Murray R, Pelli D, Broussard C. What's new in psychtoolbox-3. Perception 2007; 36(14): 1-16.
7. Pires G, Nunes U, Castelo-Branco M. Comparison of a row-column speller vs. a novel lateral single-character speller: assessment of BCI for severe motor disabled patients. Clin Neurophysiol 2012; 123(6): 1168-81.
8. Speier W, Deshpande A, Pouratian N. A method for optimizing EEG electrode number and configuration for signal acquisition in P300 speller systems. Clin Neurophysiol 2015; 126(6): 1171-7.
9. Xu M, Qi H, Zhang L, Ming D. The parallel-BCI speller based on the P300 and SSVEP features. Proceedings of the 6th International Conference on IEEE EMBS Neural Engineering; 2013 Nov 6-8; Marina, CA.
10. Hassanien AE, Azar AT. Brain-Computer Interfaces: Current Trends and Applications. Berlin, Germany: Springer; 2014.

Development of a Steady-State Visually Evoked Potential (SSVEP)-Based Brain-Computer Interface for Typing Persian Texts

Fateme Ahaninjan¹, Ali Maleki²

Original Article

Abstract

Background: For disabled patients who are unable to use their muscles, brain-computer interface (BCI) systems can be used to establish a channel between their brain and outside world. Steady-state visually evoked potentials (SSVEP)-based interfaces are of brain-computer interface-spellers noted in recent years.

Methods: In this study, stimulation patterns based on Braille code with eight flickering cues were used. MATLAB psychtoolbox was used for construction of the visual stimulation. Fast Fourier transform (FFT) method and maximum classifier were used for feature extraction and classification, respectively.

Findings: We achieved 96.67% of classification accuracy and information transfer rate of 19.632 bit per minute using Steady-state visually evoked potentials brain response and Braille code.

Conclusion: Because of advantages such as single electrode signal recording, low number of excitation frequencies and adjustable parameters such as rest time between the stimulations, designed system is highly efficient and user friendly.

Keywords: Brain-computer interface, Steady-state visual evoked potential, Persian text typing

Citation: Ahaninjan F, Maleki A. Development of a Steady-State Visually Evoked Potential (SSVEP)-Based Brain-Computer Interface for Typing Persian Texts. J Isfahan Med Sch 2016; 34(393): 914-8.

1- MSc Student, Department of Bioelectric, School of Biomedical Engineering, Semnan University, Semnan, Iran

2- Assistant Professor, Department of Bioelectric, School of Biomedical Engineering, Semnan University, Semnan, Iran

Corresponding Author: Ali Maleki, Email: amaleki@semnan.ac.ir

Editorial Board (In alphabetical order)

1. **Khosrow Adeli** PhD, Professor of Clinical Biochemistry, University of Toronto, Toronto, Canada
2. **Ali Akhavan** MD, Assistant Professor of Radiotherapy, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
3. **Mohammadreza Akhlaghi** MD, Associate Professor of Otolaryngology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
4. **Reza Amin** MD, Professor of Pediatrics, Shiraz University of Medical Sciences, Shiraz, Iran
5. **Babak Amra** MD, Professor of Pulmonology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
6. **Saeid Andalib Jortani** MD, Professor of Pathology, Leuis Weil University, USA
7. **Reza Bagherian-Sararoudi** PhD, Associate Professor of Psychiatry, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
8. **Majid Barekatain** MD, Professor of Psychiatry, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
9. **Ken Bassett** MD, Professor of Dermatology, Dermatology and Leshmaniosis Research Center, Canada
10. **Ahmad Chitsaz** MD, Professor of Neurology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
11. **Afsoon Emami** MD, Associate Professor of Nephrology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
12. **Shahin Emami** Department of Biochemistry, Saint Antoine Hospital, Paris, France
13. **Ebrahim Esfandiary** MD, PhD, Professor of Medical Anatomy, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
14. **Faramarz Esmaeilbeigi** MD, Professor of Endocrinology, School of Medicine, California, USA
15. **Ahmad Esmaeilzadeh** PhD, Professor of Nutrition, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran
16. **Ziba Farajzadegan** MD, Professor of Community Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
17. **Aziz Gahari** MD, Professor of Dermatology, Dermatology and Leshmaniosis Research Center, Canada
18. **Jafar Golshahi** MD, Associate Professor of Cardiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
19. **Mostafa Hashemi** MD, Associate Professor of Otolaryngology, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran
20. **Saied Morteza Heidari** MD, Professor of Anesthesiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
21. **Ali Hekmatnia** MD, Professor of Radiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
22. **Fariba Iraji** MD, Professor of Dermatology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
23. **Roya Kelishadi** MD, Professor of Pediatrics, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
24. **Behnaz Khani** MD, Associate Professor of Obstetrics & Gynecology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
25. **Majid Kheirollahi** PhD, Associate Professor of Genetics and Molecular Biology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
26. **Parvin Mahzooni** MD, Professor of Pathology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
27. **Marjan Mansourian** PhD, Assistant Professor of Epidemiology and Biostatistics, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
28. **Mohammad Mardani** MD, Professor of Medical Anatomy, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
29. **Mehdi Modares** MD, Professor of Ophthalmology, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran
30. **Etiye Moghisi** MD, Professor of Endocrinology, Endocrine and Metabolism Research Center, USA
31. **Mohammadreza Nourbakhsh** PhD, Professor of Physiotherapy, Georgia, USA
32. **Farzin Pourfarzad** PhD, Department of Cell Biology and Genetics, Erasmus University MC Rotterdam, The Netherlands
33. **Masoud Pourmoghaddas** MD, Professor of Cardiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
34. **Maryam Radahmadi** PhD, Assistant Professor of Physiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
35. **Hassan Razmjoo** MD, Professor of Ophthalmology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
36. **Reza Rouzbahani** MD, Assistant Professor of Community Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
37. **Masih Saboori** MD, Professor of Neurosurgery, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
38. **Mohammad Reza Safavi** MD, Associate Professor of Anesthesiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
39. **Rasoul Salehi** PhD, Assistant Professor of Genetics, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
40. **Mansour Sholevar** MD, Professor of Cardiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
41. **Mohammadreza Sharifi** MD, PhD, Professor of Physiology, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
42. **Masoud Soheilian.** MD, Professor of Ophthalmology, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran



JOURNAL OF ISFAHAN MEDICAL SCHOOL

Vol. 34, No. 393, 1st Week October 2016

Isfahan University of Medical Sciences

Chairman: **Mansour Sholehvar MD** Emerita Editor-in-Chief: **Roya Kelishadi MD**

Editor-in-Chief: **Majid Barekatain MD**

Associate Editor: **Maryam Radahmadi PhD**

Published by:

Isfahan University of Medical Sciences

Email: publications@mui.ac.ir

Office:

P.O. Box 81744-176, Isfahan, I.R. IRAN

Tel/fax: +98 31 37922291

Email: jims@med.mui.ac.ir

Website: <http://www.journals.mui.ac.ir/jims>

Executive Manager: Ali Moradi, Office Secretary: Golnaz Rajabi

**Copy Edit, Layout Edit, Proof Reading,
Design, Print and Online Support:**

FaRa Publishing House (Farzanegan Radandish)

Email: farapublications@gmail.com

<http://farapub.com>

Tel/fax: +98 31 32224382

Circulation: 500

This journal is indexed in the following international indexers

- Scopus
- Chemical Abstracts
- Islamic World Science Citation Center (ISC)
- Academic Search Complete EBSCO Publishing databases
- WHO/EMRO/Index Medicus
- Google Scholar
- Index Copernicus
- Directory of Open Access Journal (DOAJ)
- Index Academicus
- Scientific Information Database (www.sid.ir)
- www.iranmedex.com

The online version is available in; IUMS website (www.journals.mui.ac.ir/jims), Iran Publications database (www.magiran.com), Scientific Information Database website (www.sid.ir) and in Health Researchers website (www.iranmedex.com).

Copyright: All rights reserved, no part may be reproduced without the prior permission of the publisher.