

تعیین پایداری دارویی در بیماران با اختلال دوقطبی نوع یک مراجعه کننده به مراکز روان پزشکی وابسته به دانشگاه علوم پزشکی قزوین در سال ۱۳۹۶

محمد خاتمی*^۱، سیدعلیرضا حاجی سیدجوادی^۲، نازنین اسماعیلی^۳

تاریخ دریافت ۱۳۹۹/۰۸/۲۶ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۱۲/۲۵

چکیده

پیش زمینه و هدف: اختلال دوقطبی یا افسردگی شیدایی نوعی اختلال خلقی و اختلال روان پزشکی است. عدم پایداری بیمار به داروهای تجویز شده یکی از نگرانی های روان پزشکان می باشد. هدف از این مطالعه تعیین پایداری دارویی در بیماران با اختلال دوقطبی نوع یک مراجعه کننده به مراکز روان پزشکی وابسته به دانشگاه علوم پزشکی قزوین در سال ۱۳۹۶ بوده است.

مواد و روش ها: مطالعه حاضر به صورت توصیفی و مقطعی در سال ۱۳۹۶ در شهر قزوین انجام شد. نمونه مطالعه شامل ۸۰ نفر از بیماران با تشخیص اختلال دوقطبی نوع یک که بر اساس ملاک های طبقه بندی DSM-5 توسط متخصصین روان پزشکی تأیید شده بودند. این افراد با روش نمونه گیری در دسترس انتخاب شدند. پس از اخذ اطلاعات دموگرافیک و بالینی، بیماران توسط مقیاس های پایداری دارویی موربسی و مقیاس ارزیابی علائم مانیا یانگ مورد ارزیابی قرار گرفتند. کلیه داده ها توسط نرم افزار SPSS-21 تجزیه و تحلیل شدند.

یافته ها: اطلاعات کیفی حاصل از ارزیابی ها به صورت فراوانی و درصد، داده های کمی به کمک میانگین و انحراف معیار، جهت مقایسه فراوانی متغیرهای کیفی در گروه ها از آزمون کی دو و جهت مقایسه متغیرهای کمی از آزمون T در سطح معناداری ۰/۰۵ گزارش داده شد.

بحث و نتیجه گیری: با توجه به ضرورت و اهمیت درمان دارویی در درمان این اختلال که از رویکردهای متفاوت به آن ها اشاره شد هدف از پژوهش حاضر تعیین پایداری دارویی در بیماران با اختلال دوقطبی نوع یک و عوامل تأثیرگذار بر آن بود. در مطالعه حاضر جنس، سن، تحصیلات، شغل، تعداد دفعات بستری، نوع و عوارض جانبی دارو با پایداری دارویی رابطه معناداری نداشت اما تعداد دفعات مراجعه به اورژانس با پایداری دارویی رابطه معکوس داشته، چنانکه با پایین آمدن پایداری دارویی مراجعه به اورژانس روان پزشکی افزایش پیدا می کند.

کلیدواژه ها: اختلال دوقطبی نوع یک، پایداری دارویی

مجله مطالعات علوم پزشکی، دوره سی و دوم، شماره دوم، ص ۱۱۵-۱۰۵، اردیبهشت ۱۴۰۰

آدرس مکاتبه: قزوین، دانشگاه علوم پزشکی قزوین، تلفن: ۲۱۲۲۶۸۱۲۳۷

Email: m916k@yahoo.com

مقدمه

در نوع دو فرم خفیف تری از آن که نیمه شیدایی است، بروز می کند. شروع بیماری معمولاً با دوره ای از افسردگی می باشد و پس از یک یا چند دوره از افسردگی، دوره شیدایی بارز می شود. در تعداد کمتری از بیماران شروع بیماری با دوره شیدایی یا نیمه-شیدایی است (۲). دوره های شیدایی از چند روز تا چند ماه به طول می انجامد و معمولاً شدت آن ها باعث می شود که بیمار نیازمند درمان جدی به صورت بستری یا همراه با مراقبت زیاد باشد. با فروکش کردن علائم، به خصوص در اوایل سیر بیماری، معمولاً فرد به وضعیت قبل

اختلال دوقطبی یا افسردگی شیدایی نوعی اختلال خلقی و بیماری روانی است. افراد مبتلا به این بیماری دچار تغییرات شدید خلق می شوند. اختلال دوقطبی به صورت معمول در آخر دوره نوجوانی یا اوائل دوره بزرگسالی تظاهر پیدا می کند (۱). این اختلال بیماری انواع مختلفی دارد که مهم ترین انواع آن اختلال دوقطبی نوع یک و اختلال دوقطبی نوع دو است. تفاوت این دو اختلال در وجود دوره شیدایی است؛ در نوع یک این حالت اتفاق می افتد ولی

^۱ روانپزشک، دانشگاه علوم پزشکی قزوین، قزوین، ایران (نویسنده مسئول)

^۲ دانشیار روان پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی قزوین، قزوین، ایران

^۳ کارشناس ارشد روانشناسی بالینی، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

مطالعاتی که اخیراً گزارش شده در حدود ۵۷ درصد از بیماران اختلال دوقطبی تیپ یک پایبندی کامل به دارو نداشته‌اند (۱۷).

یکی از عوامل مختلفی که در عدم پایبندی دارویی دخیل می‌باشد و می‌توان مفصل‌تر به آن پرداخت می‌توان به مواد غیرمجاز اشاره نمود (۵، ۱۸، ۱۹). افزایش مراجعات به اورژانس‌های روان‌پزشکی، افزایش تعداد دفعات منجر به بستری در بخش‌های روان‌پزشکی، عود علائم، کوتاه‌تر شدن فاصله بین حملات (Episode) بیماری و حتی خودکشی از پیامدهای نامطلوب عملکردی و بالینی در این بیماران می‌باشند (۱۷، ۲۰).

مقیاس تبعیت دارویی مورسکی توسط مورسکی، انگ، کروسل وود و وارد در سال ۲۰۰۸ ساخته شده است. این پرسشنامه دارای ۸ آیتم است. از این پرسشنامه برای بررسی تبعیت از درمان استفاده می‌شود. از این روش به‌منظور تعیین تبعیت درمان، در مطالعات روان‌پزشکی مانند آنچه توسط اترم و دومان بر روی بیماران مبتلا به اسکیزوفرنیا رابطه بین خودکشی، عود و سوءمصرف مواد مخدر تعیین کردند، استفاده شده است (۲۱).

با توجه به اینکه بررسی‌های بیشتر برای فهم بهتر استانداردهای فعلی روش‌های درمانی و پایبندی به درمان‌های دارویی در بیماران دوقطبی نوع یک مهم می‌باشند و از آنجائی که نیاز مبرمی به تعیین درصد پایبندی و تداوم مصرف داروهای بیماری دوقطبی نوع یک و فهم بیشتری از پتانسیل فرم طولانی اثر آنتی‌سایکوتیک‌های نسل دوم موردنیاز است (۲۱)، طراحی مطالعاتی از این دست توصیه می‌گردد.

با توجه به ضرورت و اهمیت درمان دارویی در درمان این اختلال که از رویکردهای متفاوت به آن‌ها اشاره شد هدف از پژوهش حاضر تعیین پایبندی دارویی در بیماران با اختلال دوقطبی نوع یک و عوامل تأثیرگذار بر آن می‌باشد.

مواد و روش‌ها

مطالعه حاضر از نوع مطالعات توصیفی و مقطعی بود که در سال ۱۳۹۶ در قزوین به انجام رسید. جامعه آماری شامل بیماران مبتلا به بیماری دوقطبی نوع یک مراجعه‌کننده به بیمارستان روان‌پزشکی ۲۲ بهمن و درمانگاه‌های روان‌پزشکی وابسته به دانشگاه علوم پزشکی قزوین در سال ۹۶ بودند.

به‌منظور محاسبه حجم نمونه با در نظر گرفتن نسبت ۳۰ درصد (P) و فاصله اطمینان (d) ده درصد و خطای نوع اول (آلفا) α برابر با ۵ درصد، حداقل حجم نمونه لازم با استفاده از فرمول $N = Z^2 \times \frac{P(1-P)}{d^2} = (1.96)^2 \times \frac{0.3(0.7)}{(0.1)^2} = 80$ برابر با ۸۰ نفر تعیین شد.

از بیماری خود برمی‌گردد و به همین دلیل بسیاری از بیماران یا خانواده‌های آنان تصور می‌کنند بیماری کاملاً ریشه‌کن شده و دیگر نیازی به ادامه درمان وجود ندارد و درمان خود را قطع می‌کنند. اما قطع زود هنگام درمان خطر برگشت بیماری را بسیار افزایش می‌دهد و باعث می‌شود که بیماری در فاصله چند ماه عود کند (۳). شیوع تخمینی اختلال دوقطبی تیپ یک در طول زندگی یک فرد حدود یک درصد می‌باشد (۴). در بین افراد ۱۵ الی ۴۴ ساله اختلال دوقطبی یکی از علل اصلی ناتوانی به شمار می‌آید (۵).

عوامل مختلف بیولوژیکی، روان‌شناختی، عاطفی و محیطی در ایجاد بیماری نقش دارند (۳، ۶، ۱۲). از جمله عوامل بیولوژیکی دیگر می‌توان به آسم و آلرژی اشاره نمود، تحقیقات نشان داده است که بین اختلالات آلرژی و اختلالات خلقی ارتباط وجود دارد بطوریکه نوجوانان مبتلا به آسم نسبت به جامعه عمومی احتمال بالاتری برای ابتلا به افسردگی تک‌قطبی و بیماری‌های طیف دوقطبی در مراحل بعدی زندگی دارند (۳، ۱۱، ۱۳). حوزه‌های شناختی بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی در مقایسه با افراد سالم عملکرد ضعیف‌تری دارد (۱۰).

اختلال دوقطبی نوع یک ممکن است با اپیزود مانیا یا افسردگی یا ندرتاً اپیزود مختلط ظاهر کند. تفکیک افسردگی یک‌قطبی (افسردگی اساسی) از افسردگی دوقطبی حیاتی است. چراکه در درمان افسردگی دوقطبی با داروهای ضدافسردگی خطر عود مانیا وجود دارد (۱۴). در حال حاضر داروهایی که برای درمان نگه‌دارنده (Maintenance) بیماران با اختلال دوقطبی استفاده می‌شود شامل لیتیوم، داروهای ضد تشنج و داروهای ضد جنون نسل دوم هستند. پس از کنترل شدن علائم حاد و رفع کامل علائم نیز پیگیری بیمار ضروری است. چراکه همکاری بیمار در درمان پروفیلاکسی و نیز کنترل سطح سرمی داروها الزامی است. با توجه به اینکه مانیا منجر به ایجاد مشکلات جدی و مشخص اجتماعی-اقتصادی می‌شود، غالباً روان‌درمانی حمایتی برای کمک به بیماران در تطابق با این مشکلات، تأمین و حفظ اعتماد به نفس آن‌ها ضروری است. اعضا خانواده بیمار نیز به درمان‌های حمایتی نیازمندند (۱۵). آموزش افراد خانواده درباره بیماری، علائم عود و نقش درمان نگه‌دارنده بسیار کمک‌کننده است. همانند بسیاری از بیماری‌های مزمن عدم پایبندی بیمار به داروهای تجویز شده یکی از نگرانی‌های روان‌پزشکان می‌باشد. پایبندی به مصرف دارو (Adherence or Compliance) به‌صورت اینکه "بیمار تا چه اندازه داروهای تجویز شده توسط پزشک خود را طبق دستور تجویز شده مصرف می‌نماید" تعریف می‌شود (۱۶). آمارهای پایبندی به دارو در بیماران با اختلال دوقطبی تیپ یک متغیر می‌باشد و تا مقادیر ۳۵ درصد نیز گزارش شده است. در

با پایبندی دارویی ضعیف در مقابل بیمارانی بود که پایبندی بهتری داشتند. روایی (Validity) این مقیاس از طریق مقایسه با فشارخون کنترل شده و مقیاس اعتبار سنجی شده قبلی ۴ سؤالی بررسی شد (۲۲). در مطالعه انجام شده پایایی (Reliability) این مقیاس با استفاده از روش کرونباخ برابر ۸۳ درصد بود. همچنین روایی این مقیاس دارای ضریب توافقی ۰.۶۴ با مقیاس ۴ سؤالی داشت. این مقیاس حاوی ۸ سؤال می باشد. پاسخ‌های سؤالات ۱ تا ۷ این مقیاس به صورت "بله" و "خیر" می باشد. سؤال هشتم این پرسشنامه به صورت مقیاس لیکرت (Likert) است. بعد از آنکه بیمار به سؤالات این مقیاس پاسخ داد با استفاده از راهنمای نمره دهی این مقیاس امتیاز ۰ تا ۸ به بیمار تعلق می گیرد. امتیاز ۰ تا کمتر از ۶ به عنوان پایبندی ضعیف دارویی، امتیاز ۶ تا کمتر از ۸ به عنوان پایبندی متوسط دارویی و امتیاز ۸ به عنوان پایبندی خوب دارویی تلقی می گردد. نسخه ترجمه شده این مقیاس به فارسی در جمعیت ایرانی مطالعه شده است و دارای پایایی به روش کرونباخ برابر با ۶۳ درصد بوده است (۲۳). از این مقیاس در مطالعات قبلی برای بررسی پایبندی دارویی در بیماران با اختلال دوقطبی استفاده نشده است (۲۴، ۲۵). فرم سوم بررسی شدت مانیا، مقیاس Young Mania Rating Scale (YMRS) بوده است. این مقیاس یکی از معروفترین ابزارها جهت بررسی شدت علائم مانیا می باشد. مقیاس سنجش مانیای یانگ جهت ارزیابی علائم مانیک در خط پایه و در طول زمان در بیماران مانیک توسط آرسی یانگ و همکارانش در سال ۱۹۷۸ ابداع شد و به صورت مصاحبه بالینی ساختاریافته از بیماران مانیک انجام می شود. این مقیاس که حاوی ۱۱ گویه (آیتم) می باشد به بررسی شدت علائم مانیا در طی ۴۸ ساعت گذشته می پردازد. گویه‌های موجود در این مقیاس بر اساس شایع‌ترین علائم بالینی مشاهده شده در بیماران مانیا انتخاب شده‌اند. در این مقیاس بر اساس شدت علائم در هر کدام از گویه‌ها، به بیمار امتیاز تعلق می گیرد. در ۴ گویه امتیازها از صفر الی ۸ می باشند. این ۴ گویه شامل تحریک پذیری (Irritability)، صحبت کردن (Speech)، محتوای فکر (Thought Content) و رفتارهای خشن (Aggressive behavior) می باشند. سایر گویه‌ها، از صفر الی ۴ امتیازدهی می شوند. علت اینکه ۴ گویه دو برابر سایر گویه‌ها امتیازدهی می شوند به دلیل همکاری ضعیف بیماران مراجعه کننده در فاز مانیا برای تکمیل این مقیاس و پاسخگویی می باشد.

مزیت‌های این مقیاس شامل کوتاه بودن، کاربرد وسیع و راحتی انجام آن می باشد. این مقیاس توسط پزشک یا شخص آموزش دیده‌ای که با علائم مانیا آشنایی دارد تکمیل و امتیازدهی می شود (۲۶). این پرسشنامه دارای اعتبار درونی و محتوایی بوده و همبستگی مقیاس با سایر مقیاس‌های درجه بندی مانیا مثل مقیاس

نمونه‌ها به روش در دسترس (Convenience) از بیمارانی که با تشخیص دوقطبی از واحد مدارک پزشکی معرفی شده بودند و در ۶ ماه گذشته بستری روان پزشکی نداشته‌اند و همچنین بیمارانی که برای پیگیری درمان خود به طور سرپایی به درمانگاه‌های روان پزشکی وابسته به دانشگاه علوم پزشکی قزوین مراجعه می کردند، انتخاب شدند. برخی اطلاعات بیماران از جمله دفعات مراجعه به اورژانس بر اساس پرونده پزشکی و سؤال از بیمار و همراه بیمار به دست آمد. ملاک‌های ورود به مطالعه، ابتلا به اختلال دوقطبی نوع یک بر پایه تشخیص روان پزشکی ملاک‌های (DSM-5)، داشتن پرونده در بخش روان پزشکی، استفاده از داروی نگه دارنده برای اختلال دوقطبی، محدوده سنی بالاتر از ۱۸ سال و از هر دو جنس، و رضایت به شرکت در مطالعه و شرایط خروج شامل، عدم رضایت برای شرکت در مطالعه، مصرف الکل و مواد و اختلالات ذهنی همچون عقب ماندگی ذهنی یا بیماری‌های ارگانیک مغزی (که با مصاحبه و مطالعه پرونده بیمار توسط مجری طرح غربالگری شده است) بوده است.

چهار فرم برای به دست آوردن اطلاعات مورد نیاز طراحی شدند. اولین فرم مربوط به اطلاعات دموگرافیک و بالینی بیمار بوده است. اطلاعات دموگرافیک شامل سن، جنس، سطح تحصیلات، شغل و وضعیت تأهل می باشد.

اطلاعات بیماری شامل زمان تشخیص اختلال دوقطبی نوع ۱، تعداد مراجعات به اورژانس روان پزشکی به دلیل اپیزودهای اختلال دوقطبی، تعداد دفعات بستری شدن در بیمارستان روان پزشکی به دلیل اپیزودهای اختلال دوقطبی، نام و دوز داروهای تجویز شده به عنوان درمان نگه دارنده اختلال دوقطبی، تعداد اپیزودهای مانیا، تعداد اپیزودهای افسردگی و مشخصات آخرین اپیزود (مانیا، هایپومانیا، افسردگی و یا Mixed)، وضعیت روان پزشکی فعلی (اپیزود حاد، Euthymic یا علائم Sub-syndromic)، وجود بیماری‌های طبی و ارگانیک مغزی، مصرف الکل و مواد بیمار می باشد.

فرم دوم بررسی پایبندی دارویی، مقیاس پایبندی دارویی موریسکی (Morisky Medication Adherence Scale-8) (Morisky Medication Adherence Scale-8) بوده است. جهت تهیه نسخه فارسی این مقیاس و اجازه لازم برای استفاده از آن با طراح این مقیاس تماس گرفته شد و اجازه لازم برای استفاده از آن اخذ گردید. این مقیاس یکی از معروفترین و معتبرترین مقیاس‌ها برای بررسی پایبندی دارویی بیماران می باشد. اولین بار در ایران طراحی این مقیاس بر روی بیمارانی بود که تحت درمان با داروهای فشارخون قرار داشتند. با استفاده از نقطه برش (Cut-off point) برابر با ۶ این مقیاس دارای حساسیت برابر با ۹۳ درصد و ویژگی ۵۳ درصد برای افتراق بیماران

شد. مناسب‌ترین نقطه برش بالینی ۱۸ با حساسیت ۹۳ درصد و ویژگی ۹۴ درصد بود. نویسندگان نتیجه گرفتند که نسخه فارسی مقیاس درجه‌بندی افسردگی دوقطبی از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب در جمعیت ایران برخوردار است (۲۹). حداقل حجم نمونه لازم با استفاده از فرمول زیر برابر با ۸۰ نفر تعیین شد:

$$N = Z^2 \times P(1-P)/d^2 = (1.96)^2 \times 0.3(0.7)/(0.1)^2 = 80$$

داده‌های موردنیاز از طریق چهار فرم ذکرشده، مطالعه پرونده بیماران و مصاحبه با آن‌ها جمع‌آوری شدند. جهت توصیف متغیرهای کیفی از فراوانی و درصد و برای توصیف متغیرهای کمی از میانگین و انحراف معیار استفاده شد. جهت مقایسه فراوانی متغیرهای کیفی بین دو گروه از بیماران با پایبندی دارویی ضعیف، متوسط و خوب از آزمون کای ۲ با دقیق فیش استفاده و جهت مقایسه متغیرهای کمی بین گروه‌های ذکرشده از آزمون تی تست استفاده شد. بر اساس نتایج آنالیزهای دومتغیره، متغیرهایی که دارای تفاوت معنادار بین دو گروه هستند در مدل رگرسیون وارد می‌شوند. سطح معناداری هم برای آنالیزهای دومتغیره و هم برای آنالیزهای چند متغیره ۰/۰۵ در نظر گرفته شد. کلیه محاسبات با نرم‌افزار SPSS21 انجام شد.

پژوهش رضایت آگاهانه اخذ شد. تمام اطلاعات بیمار با کد عددی در پرسشنامه‌ها ثبت شد و به آن‌ها اطمینان داده شد که نه در فرآیند پژوهش و نه در گزارش نهایی اسمی از آن‌ها برده نخواهد شد. در طول پژوهش با موارد اورژانس روان‌پزشکی برخورد نشد اما بیمارانی که قطع مصرف یا مصرف نامنظم داروها را گزارش نمودند ضمن آموزش، به پزشک مربوطه ارجاع داده شدند.

یافته‌ها

نمونه‌نهایی مطالعه ۸۰ نفر بودند، از این تعداد ۴۳ نفر (۵۳/۸ درصد) مرد و ۳۷ نفر (۴۶/۲ درصد) زن بودند. میانگین سن افراد مورد مطالعه برابر با ۱۱/۰۱ ± ۴۰/۳۲ سال (۲۱-۶۶ سال) بود. بر اساس مقیاس MMAS-8، از ۸۰ بیماری که وارد مطالعه شدند ۴۲ نفر (۵۲/۵ درصد) دارای پایبندی ضعیف به دارو بودند، ۳۱ نفر (۳۸/۸ درصد) دارای پایبندی متوسط و ۷ نفر (۸/۸ درصد) دارای پایبندی خوب بودند (جدول شماره ۱).

درجه‌بندی حالت مانیک در حد مطلوبی بوده است. پایایی آن بر اساس آزمون اسپیرمن براون مورد ارزیابی گرفته که نمره کلی مقیاس ۰/۹۳ و برای هر گویه از ۰/۶۷ تا ۰/۹۵ گزارش شده است (۲۷). هنجاریابی این مقیاس در ایران توسط دکتر برکتین و همکاران در دانشگاه علوم پزشکی اصفهان انجام شده و دارای پایایی و روایی مطلوب بوده است (۲۸). روایی و پایایی این پرسشنامه در مطالعات متعدد بر روی جمعیت ایرانی نشان داده شده است (۲۹، ۳۰). در نمونه بیماران ایرانی، روایی هم‌زمان آن از طریق همبستگی با مصاحبه تشخیص بین‌المللی جامع ۰/۸۷ و ضریب آلفای کرونباخ آن برای گروه بیمار و بهنجار، به ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۶۳ به دست آمده است (۳۱).

فرم آخر بررسی شدت افسردگی، مقیاس درجه‌بندی افسردگی دوقطبی (Bipolar Depression Rating Scale (BDRS) بوده است. این مقیاس نخستین ابزاری می‌باشد که به‌طور خاص برای ارزیابی و سنجش اختلال افسردگی دوقطبی طراحی شده است. گویه‌های این مقیاس از پژوهش‌های پدیدار شناختی اختلال دوقطبی، بررسی متون در مورد افسردگی دوقطبی و تفاوت‌های آن با افسردگی تک‌قطبی و تجارب بالینی توسط اعضای انجمن بین‌المللی اختلالات دوقطبی تهیه شده است. در پژوهش اولیه این مقیاس تحلیل عاملی ۲۰ گویه، مقیاس سه عاملی با عناوین مؤلفه روان‌شناختی (Psychological)، جسمانی (Somatic) و آمیخته (Mixed) به دست آمد که افسردگی نام‌گذاری شدند. همبستگی گویه‌ها با نمره کل ۰/۷۸-۰/۱۵ و آماره کاپا ۰/۷۸-۰/۲ گزارش شده است. پایایی بین ارزیاب‌ها برای کل مقیاس و سه مؤلفه روان‌شناختی، جسمانی و آمیخته به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۸۶، ۰/۸۵ و ۰/۴۲ بود (۳۲).

مطالعه‌ای در ایران بر روی ۳۶۸ بیمار شامل ۱۲۰ بیمار با اختلال دوقطبی در دوره افسردگی، ۱۲۶ بیمار افسرده مبتلا به اختلال افسردگی عمده و ۱۲۲ فرد بهنجار از همراهان بیمار و کارکنان مراکز در دانشگاه علوم پزشکی اصفهان انجام شد و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی این مقیاس ارزیابی گردید. بر اساس این پژوهش مقیاس دارای همسانی درونی بالایی ($\alpha=0/81$) بوده است. روایی آن از طریق همبستگی بالا با پرسشنامه افسردگی بک (۰/۶۱) و مقیاس درجه‌بندی افسردگی همیلتون (۰/۷۱) تأیید

جدول (۱): میانگین و انحراف استاندارد متغیرهای مورد مطالعه برای زنان، مردان و کل نمونه

متغیر	پایبندی	تعداد	میانگین	انحراف معیار	P-value
سن (سال)	پایین	۴۲	۴۰/۹۵	۱۰/۵۸	۰/۸۷۵
	متوسط	۳۱	۳۹/۴۸	۱۲/۰۵	
	بالا	۷	۴۰/۲۸	۱۰/۰۱	

	۱۱/۰۱	۴۰/۳۲	۸۰	کل	
مدت ابتلا به بیماری (سال)	۸/۸۹	۱۲/۹۲	۴۲	پایین	مدت ابتلا به بیماری (سال)
	۹/۷	۱۱/۱۲	۳۱	متوسط	
	۸/۰۳	۸/۲۸	۷	بالا	
	۹/۱۴	۱۱/۸۲	۸۰	کل	
دفعات بستری	۲/۴۱	۳/۴۷	۴۲	پایین	دفعات بستری
	۱/۹۷	۳/۳۲	۳۱	متوسط	
	۲/۸۷	۲/۷۱	۷	بالا	
	۲/۲۷	۳/۳۵	۸۰	کل	
دفعات مراجعه به اورژانس	۱۶/۷۷	۲۶/۷۸	۴۲	پایین	دفعات مراجعه به اورژانس
	۱۹/۳۱	۲۱/۵۴	۳۱	متوسط	
	۶/۰۱	۶/۷۱	۷	بالا	
	۱۷/۹۵	۲۳	۸۰	کل	
تعداد اپی زود مانیا	۸/۸۹	۱۲/۹۲	۴۲	پایین	تعداد اپی زود مانیا
	۹/۷	۱۱/۱۲	۳۱	متوسط	
	۸/۰۳	۸/۲۸	۷	بالا	
	۹/۱۴	۱۱/۸۲	۸۰	کل	
تعداد اپی زود افسردگی	۴/۴۱	۶/۲۶	۴۲	پایین	تعداد اپی زود افسردگی
	۴/۸۷	۵/۲۵	۳۱	متوسط	
	۴/۱۸	۳/۸۵	۷	بالا	
	۴/۵۸	۵/۶۶	۸۰	کل	
نمره پرسشنامه YMRS	۷/۲۲	۶	۴۲	پایین	نمره پرسشنامه YMRS
	۴/۶۳	۴/۳۸	۳۱	متوسط	
	۵/۳۸	۳/۵۷	۷	بالا	
	۶/۱۸	۵/۱۶	۸۰	کل	

نتایج به دست آمده تفاوت معناداری بین فراوانی میزان پابندی به دارو در افراد مورد مطالعه بر اساس جنس ($P=0/746$)، تحصیلات ($P=0/696$)، شغل ($P=0/092$)، وضعیت تأهل ($P=0/485$) نشان ندادند.

بر اساس اطلاعات درج شده در جدول شماره ۲، تجویز و عدم تجویز داروهای آنتی کولینرژیک، آنتی دپرسانت و بنزودیازپین‌ها تأثیری بر میزان پابندی به دارو در افراد مورد مطالعه نداشته است.

همان‌گونه که در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود، میانگین و انحراف معیار سن، مدت ابتلا، دفعات بستری، تعداد اپیزود مانیا و افسردگی و نمره پرسشنامه YMRS در بیماران برحسب پابندی به دارو تفاوت آماری معناداری نداشته است ($P>0/05$). اما مشخص شد که تعداد مراجعه به اورژانس در بیماران با پابندی ضعیف دارو به صورت معناداری بیشتر از بیماران دیگر گروه‌ها بوده است (۲۶/۷۸ مرتبه) و در افراد با پابندی خوب کمترین میزان مراجعه دیده شد (۶/۷۱ مرتبه) ($P=0/018$).

جدول (۲): فراوانی میزان پابندی به دارو در افراد مورد مطالعه بر اساس نوع داروهای آنتی کولینرژیک، آنتی دپرسانت و بنزودیازپین‌ها

P-value	کل	خوب	متوسط	ضعیف	پابندی دارو	
					تعداد	مصرف نمی‌کند
۰/۹۴	۵۶	۵	۲۱	۳۰	تعداد	مصرف نمی‌کند
	۱۰۰	۸/۹	۳۷/۵	۵۲/۶	درصد	مصرف نمی‌کند
	۲۴	۲	۱۰	۱۲	تعداد	مصرف می‌کند
	۱۰۰	۸/۳	۴۱/۷	۵۰	درصد	مصرف می‌کند
۰/۸۰۳	۷۳	۶	۲۸	۳۹	تعداد	مصرف نمی‌کند
	۱۰۰	۸/۲	۳۸/۴	۵۲/۴	درصد	مصرف نمی‌کند
	۷	۱	۳	۳	تعداد	مصرف می‌کند
	۱۰۰	۱۰/۰	۴۱/۷	۵۰	درصد	مصرف می‌کند

P-value	پایبندی دارو			
	کل	خوب	متوسط	ضعیف
۰/۲۵۳	۱۰۰	۱۴/۳	۴۲/۹	۴۲/۹
	۴۵	۶	۱۷	۲۲
	۱۰۰	۱۳/۳	۳۷/۸	۴۸/۹
	۳۵	۱	۱۴	۲۰
	۱۰۰	۲/۹	۴۰	۵۷/۱

مصرف آنتی‌سایکوتیک‌ها و داروهای تثبیت‌کننده خلق تأثیری بر میزان پایبندی به دارو در افراد مورد مطالعه نداشته است (جدول ۳ و ۴).

جدول (۳): فراوانی میزان پایبندی به دارو در افراد مورد مطالعه بر اساس دریافت آنتی‌سایکوتیک‌ها

P-value	پایبندی دارو			
	کل	خوب	متوسط	ضعیف
۰/۲	۶۰	۷	۲۴	۲۹
	۱۰۰	۱۱/۷	۴۰	۴۸/۳
	۲۰	۰	۷	۱۳
	۱۰۰	۰	۳۵	۶۵
۰/۲۱۴	۵۵	۶	۱۸	۳۱
	۱۰۰	۱۰/۹	۳۲/۷	۵۶/۴
	۲۵	۱	۱۳	۱۱
	۱۰۰	۴	۵۲	۴۴
۰/۱۸۹	۶۸	۵	۲۹	۳۴
	۱۰۰	۷/۴	۴۲/۶	۵۰
	۱۲	۲	۲	۸
	۱۰۰	۱۶/۷	۱۶/۷	۶۶/۷
۰/۹۳	۵۱	۴	۲۰	۲۷
	۱۰۰	۷/۸	۳۹/۲	۵۲/۹
	۲۹	۳	۱۱	۱۵
	۱۰۰	۱۰/۳	۳۷/۹	۵۱/۷

جدول (۴): فراوانی میزان پایبندی به دارو در افراد مورد مطالعه بر اساس نوع داروهای تثبیت‌کننده خلق

P-value	پایبندی دارو			
	کل	خوب	متوسط	ضعیف
۰/۳۰۳	۵۹	۶	۲۰	۳۳
	۱۰۰	۱۰/۲	۳۳/۹	۵۵/۹
	۲۱	۱	۱۱	۹
	۱۰۰	۴/۸	۵۲/۴	۴۲/۹
۰/۷۷۵	۷۶	۷	۲۹	۴۰
	۱۰۰	۹/۲	۳۸/۲	۵۲/۶
	۴	۰	۲	۲۲
	۱۰۰	۰	۵۰	۵۰
۰/۳۰۳	۱۹	۸	۸	۱۱
	۱۰۰	۰	۴۲/۱	۵۷/۹
	۶۱	۷	۲۳	۳۱
	۱۰۰	۱۱/۵	۳۷/۷	۵۰/۸
۰/۵۷۲	۷۷	۷	۲۹	۴۱
	۱۰۰	۹/۱	۳۷/۷	۵۳/۲
	۳	۰	۲	۱
	۱۰۰	۰	۶۶/۷	۳۳/۳

همکاران در سال ۲۰۰۹ انجام داده‌اند (۳۳). این در حالیست که مطالعه Breek و Sajatovic نتایج پژوهش ما را تأیید می‌کنند (۲۵، ۳۲).

در پژوهش حاضر سابقه مصرف دارو و عوارض دارویی با پذیرش دارویی بیماران رابطه معنی داری نداشت چنانچه نتایج پژوهش Baldsarini در سال ۲۰۰۸ با دستاوردهای این پژوهش همخوان می‌باشد (۳۶) چنانچه پژوهش‌های دیگر پذیرش دارویی را با توجه به زمان مصرف دارو متغیر ارزیابی و گزارش داده‌اند (۱۵) که می‌تواند حجم نمونه پایین مهم‌ترین عامل این تفاوت باشد. همچنین تعداد اپیزودها و وضعیت بیمار در زمان مصاحبه رابطه معنی داری با پذیرش دارویی این بیماران ندارد، این نتایج در پژوهش شریفی و همکاران با پژوهش حاضر برابری می‌کند.

در مطالعه حاضر بین مصرف همه انواع داروهای آنتی‌سایکوتیک، تثبیت‌کننده خلق و آنتی‌کولینرژیک، آنتی‌دپرسانت و بنزودیازپین‌ها با پذیرش دارویی رابطه معناداری مشاهده نشد. همچنین در این میان عوارض داروها نیز با پذیرش درمان دارویی رابطه معنی داری نداشت این در حالی بود که در پژوهش کالم در سال ۲۰۰۵ ترس از عوارض جانبی داروها یکی از عوامل مهم در عدم پذیرش درمان دارویی گزارش شده است (۳۷). به نظر می‌رسد این تفاوت در نتایج ارائه شده به شیوه نمونه‌گیری از بیماران مرتبط باشد، به این ترتیب که بیمارانی که در این پژوهش گزارش شده‌اند با توجه به همکاری خوب با تیم درمانی بیمارانی هستند که رابطه درمانی بهتری دارند و عوارض احتمالی را به اطلاع پزشکان خود رسانده و درمان را با رضایت بیشتری ادامه داده‌اند.

در بررسی‌های به عمل آمده در مطالعه حاضر به منظور بررسی رابطه پذیرش دارویی با شغل شواهد آماری معناداری پیدا نشد که این نتایج با پژوهش آزادفروز و شعبانی برابری می‌کند (۲۹، ۳۳).

همچنین در پژوهش حاضر رابطه‌ای بین پابندی به دارو و اقدام به خودکشی گزارش نشد، که این نتایج با پژوهش کاتیامانی در سال ۲۰۱۶ ناهمخوان می‌باشد (۳۸). به نظر می‌رسد این تفاوت در نتایج ارائه شده با موضوعیت پژوهش رابطه داشته باشد، در پژوهش کاتیامانی به بررسی خودکشی و اقدام به خودکشی بیماران دوقطبی پرداخته شده و پذیرش دارویی به‌عنوان یکی از ریسک فاکتورها گزارش شده در حالیکه پژوهش حاضر مشخصاً به بررسی پذیرش دارویی بیماران خلقی پرداخته و خودکشی به‌عنوان یکی از اهداف فرعی گزارش شده است (۳۵).

نتایج حاصل از پژوهش حاضر بیانگر وجود پابندی دارویی در ۸۰ نفر از شرکت‌کنندگان مطالعه که به‌طور کلی ۷ نفر از شرکت‌کنندگان پابندی خوب (۸/۸ درصد)، ۳۱ نفر پابندی متوسط

در بررسی‌های بیشتر ارتباط معناداری بین فراوانی میزان پابندی به دارو در افراد مورد مطالعه بر اساس سابقه بیمار (اقدام به خودکشی، افکار خودکشی، علائم سایکوتیک)، وضعیت خلقی بیمار و سابقه مصرف مواد و داروهای غیرمجاز وجود نداشته است ($P > 0.05$).

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از مطالعه حاضر تعیین پابندی دارویی ۸۰ نفر از بیماران اختلال دوقطبی نوع یک مراجعه‌کننده به مراکز روان‌پزشکی وابسته به دانشگاه علوم پزشکی قزوین در سال ۱۳۹۶ بوده است. در این مطالعه برای اولین بار در ایران از پرسشنامه موربسی برای جمع‌آوری اطلاعات پژوهش در بیماران روان‌پزشکی مبتلا به اختلال دوقطبی نوع یک استفاده شد. میزان پابندی به دارو در پژوهش حاضر بر اساس مقیاس موربسی ۸/۸، ۳۸/۸، ۵۲/۵ درصد به ترتیب پابندی خوب، متوسط و پایین گزارش شده است.

نتایج مربوط به پژوهشی که در آن به مطالعه پذیرش دارویی بیماران خلقی از پرسشنامه MPR استفاده شده بود، بیانگر میزان پابندی ۶۰، ۳۵/۵ و ۴/۵ درصد به ترتیب خوب، متوسط و بد بوده است (۲۹). در مطالعه‌ای مشابه، شعبانی و همکارانش نتایج مبنی بر میزان پابندی با بیشترین پابندی در سطح خوب و به ترتیب پابندی متوسط و بد را گزارش نمودند (۳۳). به نظر می‌رسد تفاوت نتایج مطالعه حاضر با مطالعات ذکر شده به دلیل استفاده از پرسشنامه‌های متفاوت از هم باشد.

نتایج به دست آمده در پژوهش حاضر مشابه نتایج پژوهش‌های آزاد، شریفی، شعبانی و Sajatovic تفاوتی در پابندی دارویی در میان زنان و مردان نشان نداده است (۳۳، ۳۴). همچنین، سن، مدت ابتلا به بیماری دوقطبی نوع یک، تعداد دفعات بستری در بیمارستان، تعداد اپیزود مانیا و افسردگی و وضعیت خلقی بیمار بر اساس نمره پرسشنامه YMRS در بیماران برحسب پابندی به دارو تفاوت آماری معناداری نداشت که این نتایج مشابه نتایج پژوهش شعبانی و آزادفروز می‌باشد. در بررسی‌های انجام شده در ارتباط با رابطه پابندی به دارو با مراجعه به اورژانس در مطالعه حاضر رابطه معناداری وجود دارد، چنانچه با بالا رفتن میزان پذیرش دارویی تعداد دفعات مراجعه به اورژانس کاهش می‌یابد که نتایج فوق مشابه با مطالعه‌ی روباگ در سال ۲۰۱۸ می‌باشد (۳۵).

در خصوص ارتباط بین تحصیلات و پذیرش دارویی نیز نتایج حاصل مبنی بر عدم وجود رابطه، در مطالعه Sajatovic مورد تأیید قرار می‌گیرد، اما نتایج مطالعه حاضر در مورد عدم وجود رابطه بین تأهل و پذیرش دارویی مغایر با نتایج مطالعه‌ای است که شعبانی و

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی میزان حمایت خانواده، سطح سواد فرد مراقبت‌کننده، میزان آگاهی و آموزش فرد و نسبت فرد مراقبت‌کننده بیمار نیز در گزارش نتایج در نظر گرفته شود. همچنین با توجه به اینکه در مطالعه حاضر بین هیچکدام از پارامترهای دموگرافیک با پذیرش دارویی رابطه معناداری یافت نشد و این نتایج با نتایج پژوهش‌های پیشین هم‌راستا بود، توصیه می‌شود در پژوهش‌های آینده بیمارانی که مراجعه منظم جهت درمان نداشتند مورد ارزیابی قرارگیرند تا ضمن بررسی موانع درمانی اقدامات لازم جهت بالا بردن پذیرش دارویی بیماران انجام گیرد.

سیاسگزاری

این مقاله نتیجه پایان نامه دانشجویی دستبازی روان‌پزشکی می‌باشد. پژوهشگران از تمامی کسانی که در اجرای مطالعه یاری رسان بوده‌اند کمال تشکر را دارند. کلیه منابع مالی پژوهش به عهده نویسنده مسئول بوده همچنین کد اخلاق این مطالعه به شماره IR.QUMS.REC.1397.098 ثبت شده است.

(۳۸/۸) درصد (و ۴۲ نفر پایبندی ضعیف را نشان دادند (۵۲/۵) درصد).

اگرچه در مطالعه حاضر جنس، سن، تأهل، تحصیلات، شغل، اپیزودهای بستری و نوع داروها پاسخ معناداری به لحاظ آماری نداشتند اما درجاتی از ارتباط با کامپلیانس دارویی در تمام موارد مشاهده می‌شود. چنانچه بین کامپلیانس دارویی با تعداد دفعات مراجعه به اورژانس رابطه معناداری گزارش شده ($P=0/018$)، به گونه‌ای که هرچه میزان کامپلیانس دارویی کاهش پیدا کند تعداد دفعات مراجعه به اورژانس روان‌پزشکی افزایش می‌یابد.

محدودیت‌ها و پیشنهادات

با توجه به مقطعی بودن مطالعه، بسیاری از نتایج قابل تحلیل و بررسی نبودند و به نظر می‌رسد که انجام مطالعه‌ای آینده‌نگر در این زمینه ضروری باشد.

در برخی از موارد با توجه به پایین بودن حجم نمونه‌ی مورد بررسی، نتایج قابل تعمیم نبودند و پیشنهاد می‌شود که مطالعه‌ای با حجم نمونه‌ی بالاتر صورت بگیرد.

Reference:

- Sadock BJ. Synopsis of psychiatry. 8th Ed: Wiring as a Dock; 2009. p. 1527-31.
- Sadock BJ. Comprehensive Text Book of Psychiatry. Wiring As a dock; 2009. p. 1575-81.
- de Sousa RT, Zarate Jr CA, Zanetti MV, Costa AC, Talib LL, Gattaz WF, et al. Oxidative stress in early stage bipolar disorder and the association with response to lithium. *J Psychiatr Res* 2014;50:36-41.
- Wittchen HU, Jacobi F, Rehm J, Gustavsson A, Svensson M, Jönsson B, Olesen J, Allgulander C, Alonso J, Faravelli C, Fratiglioni L. The size and burden of mental disorders and other disorders of the brain in Europe 2010. *Eur Neuropsychopharmacol* 2011;21(9):655-79.
- Dean BB, Gerner D, Gerner RH. A systematic review evaluating health-related quality of life, work impairment, and healthcare costs and utilization in bipolar disorder. *Curr Med Res Opin* 2004;20(2):139-54.
- Chen MH, Su TP, Chen YS, Hsu JW, Huang KL, Chang WH, Chen TJ, Bai YM. Higher risk of developing major depression and bipolar disorder in later life among adolescents with asthma: a nationwide prospective study. *J Psychiatr Res* 2014;49:25-30. February 2014;49:25-30.
- Aydin A, Selvi Y, Besiroglu L, Boysan M, Atli A, Ozdemir O, Kilic S, Balaharoglu R. Mood and metabolic consequences of sleep deprivation as a potential endophenotype in bipolar disorder. *J Affect Disord* 2013;150(2):284-94.
- Rezaei Taf. Statistical Diagnostic Guide to Mental Disorders. 20, editor. American Psychiatric Association DSM5: Honorable Publications; 2014. P. 172.
- Fletcher K, Parker G, Bayes A, Paterson A, McClure G. Emotion regulation strategies in bipolar II disorder and borderline personality disorder: differences and relationships with perceived parental style. *J Affect Disord* 2014;157:52-9.
- Balanza-Martinez V, Selva G, Martinez-Aran A, Prickaerts J, Salazar J, Gonzalez-Pinto A, et al. Neurocognition in bipolar disorders—a closer look at comorbidities and medications. *Eur J Pharmacol* 2010;626(1):87-96.

11. Hori H, Yamamoto N, Teraishi T, Ota M, Fujii T, Sasayama D, et al. Cognitive effects of the ANK3 risk variants in patients with bipolar disorder and healthy individuals. *J Affect Disord* 2014;158:90-6.
12. Fulford D, Peckham AD, Johnson K, Johnson SL. Emotion perception and quality of life in bipolar I disorder. *J Affect Disord* 2014;152:491-7.
13. Aydin A, Selvi Y, Besiroglu L, Boysan M, Atli A, Ozdemir O, et al. Mood and metabolic consequences of sleep deprivation as a potential endophenotype in bipolar disorder. *J Affect Disord* 2013;150(2):284-94.
14. Qalabandi Faq. *Clinical Psychiatric Mood Disorders*. Tehran: Farhang Sazan Publications; 1379. 110.
15. SBSVR P. *Comprehensive Textbook of Psychiatry* 2017.
16. Simpson SH, Eurich DT, Majumdar SR, Padwal RS, Tsuyuki RT, Varney J, et al. A meta-analysis of the association between adherence to drug therapy and mortality. *Bmj* 2006;333(7557):15.
17. Montes JM, Maurino J, de Dios C, Medina E. Suboptimal treatment adherence in bipolar disorder: impact on clinical outcomes and functioning. *Patient Prefer Adherence* 2013;7:89.
18. Gonzalez-Pinto A, Mosquera F, Alonso M, López P, Ramírez F, Vieta E, et al. Suicidal risk in bipolar I disorder patients and adherence to long-term lithium treatment. *Bipolar Disord* 2006;8(5p2):618-24.
19. Mallik Greene LP, Teresa Lemmer, Alexandra Piedade, Maelys Touya, and Otavio Clark. Systematic literature review on patterns of pharmacological treatment and adherence among patients with bipolar disorder type I. *Neuropsychiatr Dis Treat* 2018;14: 1545-59.
20. Jawad I, Watson S, Haddad PM, Talbot PS, McAllister-Williams RH. Medication nonadherence in bipolar disorder: a narrative review. *Ther Adv Psychopharmacol* 2018;8(12):349-63.
21. Ertem M, Duman ZÇ. Motivational interviewing in a patient with schizophrenia to achieve treatment collaboration: A case study. *Arch Psychiatr Nurs* 2016;30(2):150-4.
22. Moharamzad Y SH, Nakhjavan Shahraki B, Rai A, Saadat Z, Aerab-Sheibani H, Naghizadeh MM, Morisky DE. Validation of the Persian Version of the 8-Item Morisky Medication Adherence Scale (MMAS-8) in Iranian Hypertensive Patients. *Glob J Health Sci* 2015:173-83.
23. Copeland LA, Zeber JE, Salloum IM, Pincus HA, Fine MJ, Kilbourne AM. Treatment Adherence and Illness Insight in Veterans With Bipolar Disorder. *J Nerv Ment Dis* 2008;196(1):16-21.
24. Martha Sajatovic DIV, Peter J. Weiden, Marcia A. Valenstein, Gbenga Ogedegbe. Measurement of psychiatric treatment adherence. *J Psychosom Res* 2010;69(6):591-9.
25. Lukaszewicz M, Gerard S, Besnard A, Falissard B, Perrin E, Sapin H, et al. The emblem study group. Young Mania Rating Scale: how to interpret the numbers? Determination of a severity threshold and of the minimal clinically significant difference in the EMBLEM cohort. *Int J Methods Psychiatr Res* 2013;22(1):46-58.
26. Young RC, Biggs JT, Ziegler VE, Meyer DA. A rating scale for mania: reliability, validity and sensitivity. *Br J Psychiatry* 1978;133:429-35.
27. Baraktin Majid Tam, Mawlawi Hussein, Mohsen's famous, Salehi Mehrdad. Standardization, validity and validity of Yang Mania Scale. *Journal of Psychology*. 1386; 11 (2): 166-50.
28. Azadforouz S, Shabani A, Nohesara S, Ahmadzad-Asl M. Non-compliance and related factors in patients with bipolar I disorder: A six month follow-up study. *Iran J Psychiatry Behav Sci* 2016;10(2):e2448.
29. Sharifi A, Shabani A, Ahmadzadasl. The pattern of adherence in patients with bipolar I disorder; an eight weeks study. *Iran J Psychiatry Behav Sci* 2009; 3(2): 39-43.
30. Tavakoli M. Validity and reliability of Yong mania rating scale. (Dissertation). Isfahan University; 2005.

31. Berk M, Malhi GS, Cahill C, Carman AC, Hadzi-Pavlovic D, Hawkins MT, et al. The Bipolar Depression Rating Scale (BDRS): its development, validation and utility. *Bipolar Disord* 2007;9(6):571-9.
32. Ebrahimi A, Barekatin M, Bornamanesh A, Nassiri H. Psychometric properties of the Persian version of Bipolar Depression Rating Scale (BDRS) in patients and general population. *Iran J Psychiatry Clin Psychol* 2015;21(1):60-8.
33. Sajatovic M, Biswas K, Kilbourne AK, Fenn H, Williford W, Bauer MS. Factors associated with prospective long-term treatment adherence among individuals with bipolar disorder. *Psychiatr Serv* 2008;59(7):753-9.
34. Small size Samqazfar. Risk factors in recurrence of type 1 bipolar disorder and its relationship with demographic characteristics. *J Tabriz Univ Med Sci* 2009; 31 (168): 174-2.
35. S Kattimani KS, S Sarkar, Rajkumar RP, Balasubramanian S. History of lifetime suicide attempt in bipolar I disorder: its correlates and effect on illness course. *J Psychiatry Clin Pract* 2017;21(2):118-124.
36. Sajatovic M, Blow FC, Kales HC, Valenstein M, Ganoczy D, Ignacio RV. Age comparison of treatment adherence with antipsychotic medications among individuals with bipolar disorder. *Int J Geriatr Psychiatry* 2007;22(10):992-8.
37. Sajatovic M, Ignacio RV, West JA, Cassidy KA, Safavi R, Kilbourne AM, et al. Predictors of nonadherence among individuals with bipolar disorder receiving treatment in a community mental health clinic. *Compr Psychiatry* 2009;50(2):100-7.
38. Morisky DE, Ang A, Krousel-Wood M, Ward HJ. Predictive validity of a medication adherence measure in an outpatient setting. *J Clin Hypertens (Greenwich)* 2008;10(5):348-54.

ADHERENCE TO MEDICATION IN PATIENTS WITH BIPOLAR 1 DISORDER VISITING PSYCHIATRIC CENTERS AFFILIATED WITH QAZVIN UNIVERSITY OF MEDICAL SCIENCES IN 2017

Mohammadd Khatami ^{*1}, Alireza Haji seyed javadi², Nazanin Esmaeeli³

Received: 16 October 2020; Accepted: 15 March, 2021

Abstract

Background & Aims: Bipolar disorder or manic depression is a psychiatric disease of the mood disorder type. The estimated prevalence of bipolar 1 disorder is ~1% in a person's lifetime. Failure to adhere to medications is a concern for psychiatrists. The present study aimed to examine adherence to medication in patients with bipolar 1 disorder visiting psychiatric centers affiliated with Qazvin University of Medical Sciences in 2017.

Materials & Methods: This cross-sectional study was conducted in Qazvin, Iran, in 2017. The sample comprised of 80 patients with bipolar 1 disorder in whom the diagnosis was made by psychiatrists based on DSM-5 classification. Participants were selected via convenience sampling and based on inclusion criteria. After collecting demographic and clinical information, the patients were evaluated using the Morisky Medication Adherence Scale and the Young Mania Rating Scale. All data were analyzed in SPSS 21.

Results: Qualitative data resulting from the evaluations were reported as frequency and percentage, while quantitative data were expressed in mean and standard deviation. The frequency of qualitative variables was compared across groups using the chi-squared test, and the quantitative variables were compared using the t-test at $p < 0.05$.

Conclusion: Considering the necessity and importance of drug treatment in the treatment of this disorder, which was mentioned from different approaches, the aim of this study was to determine drug adherence in patients with bipolar I disorder and the factors affecting it. In the present study, adherence to medication was not significantly related to sex, age, level of education, occupation, number of hospitalizations, and type and side-effects of medications. However, it negatively correlated with the number of visits to the emergency department, i.e. As the adherence to medication decreased, the number of visits to the emergency department increased.

Keywords: Bipolar 1 disorder, adherence to medication, clinical and demographic information

Address: Qazvin University of Medical Sciences, Qazvin, Iran

Tel: +982122681237

Email: m916k@yahoo.com

SOURCE: STUD MED SCI 2021: 32(2): 115 ISSN: 2717-008X

¹ Psychiatrist, Qazvin University of Medical Sciences, Qazvin, Iran (Corresponding Author)

² Associate Professor of Psychiatry, Qazvin University of Medical Sciences, Qazvin, Iran

³ Msc of Clinical Psychology, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran