

مجله دست آوردهای روان‌شناختی  
(علوم تربیتی و روان‌شناسی)

دانشگاه شهید چمران اهواز، پاییز و زمستان ۱۳۸۹  
دوره‌ی چهارم، سال ۱۷-۳، شماره‌ی ۲  
ص: ۸۰-۶۳

تاریخ دریافت مقاله: ۸۸/۱۰/۱۰  
تاریخ بررسی مقاله: ۸۹/۰۱/۲۵  
تاریخ پذیرش مقاله: ۸۹/۰۴/۲۰

## ویژگی‌های روانسنجی مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن در بین کارکنان دانشگاه شهید چمران

غلامرضا رجبی\*

### چکیده

هدف این پژوهش بررسی اندازه‌گیری ویژگی‌های روانسنجی (پایایی و روایی سازه) مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن در بین کارکنان دانشگاه شهید چمران بود. در این پژوهش ۲۰۰ نفر از کارکنان اداری دیپلم به بالا دانشگاه شهید چمران اهواز به صورت تصادفی ساده برگزیده شدند و به مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و پرسشنامه سنخ شخصیتی بامدادی-شامگاهی پاسخ دادند. تحلیل مؤلفه‌های اصلی (با روش چرخش واریماکس) در مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن سه عامل (فعالیت عمومی، جهت‌گیری بامدادی و جهت‌گیری شامگاهی) که رویهم ۴۸/۸۳٪ واریانس مقیاس تبیین کردند. همچنین بر اساس ساختار عاملی تأییدی مدل سه عاملی با یک اصلاح نسبت به مدل یک عاملی با دو تعدیل در جامعه برازنده‌تر است. نتیجه‌های به دست آمده در مورد همسانی درونی کل مقیاس و عامل‌های سه گانه بیانگر پایایی در حد قابل قبول مقیاس بود. همبستگی بین هر یک از ماده‌های مقیاس با نمره‌ی کل ماده‌ها از ۰/۴۱ تا ۰/۶۴ متغیر و همگی معنادار بودند. ضریب روایی همزمان بین مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و خرده مقیاس‌ها با پرسشنامه جهت‌گیری سنخ شخصیتی بامدادی-شامگاهی معنادار بودند. با توجه به روایی و پایایی مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن می‌توان از این مقیاس در محیط‌های صنعتی و سازمانی، بالینی و تحقیقاتی در راستای جایگزین کردن کارکنان در نوبت‌های کاری، افزایش کارایی، پیش‌گیری و کاهش صدمات جسمانی و روانی انسان‌ها استفاده کرد.

**کلید واژگان:** پایایی، روایی، مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن.

## مقدمه

فریمن و هاولند<sup>۱</sup> (۱۹۳۴) و کلیتمن<sup>۲</sup> (۱۹۳۹) نشان دادند که اغلب انسان‌ها را می‌توان در یک پیوستار از دامنه‌ای از جهت‌گیری بامدادی بودن<sup>۳</sup> پایین (یا شامگاهی بودن<sup>۴</sup> بالا) تا بامدادی بودن بالا (یا شامگاهی بودن پایین) تفکیک نمود. ناتالیو سیکوگنا<sup>۵</sup> (۲۰۰۲) داده‌هایی را برای تعیین جهت‌گیری بامدادی-شامگاهی مورد تحلیل قرار داد. آنها دریافتند که افراد با جهت‌گیری‌های بامدادی و شامگاهی ضرورتاً بدون تبیین "سنخ‌های" کرانین<sup>۶</sup> ظاهر می‌شوند. تفاوت‌های فردی در ریتم‌های شبانه‌روزی<sup>۷</sup> مکانیسم بنیادی این پیوستارند (کرکف<sup>۸</sup>، ۱۹۸۵، برگرفته از دیازمورالس و سانچز-لوپز<sup>۹</sup>، ۲۰۰۵). ریتم‌های شبانه‌روزی چرخه‌های تقریبی ۲۴ ساعته هستند که توسط بررسی متغیرهای زیستی (مانند درجه حرارت بدن و سطوح ترشح هورمون) و نیز توسط مطالعه‌ی متغیرهای رفتاری مانند عملکرد (مانند تکالیف مختلف، خلق یا تمرین فیزیکی) شناسایی شده‌اند (فولکارد و مونک<sup>۱۰</sup>، ۱۹۸۵؛ اسمیت، کایلی مینالت و افرون<sup>۱۱</sup>، ۱۹۹۷). ملاحظه شده است که رجحان برای انجام فعالیت‌ها در زمان‌های متفاوت روز، عمدتاً در صبح یا غروب، یک شاخص پایا از این تفاوت‌های فردی در ریتم شبانه‌روزی است (کرکف، ۱۹۸۵). این تفاوت‌های فردی در تغییرپذیری شبانه‌روزی جهت‌گیری بامدادی در برابر جهت‌گیری شامگاهی یا به طور ساده‌تر، "بامدادی" نامیده می‌شود. بنابراین، ایجاد و انطباق مقیاس‌ها یا سیاهه‌ها برای تعیین جهت‌گیری شبانه‌روزی انسان‌ها در این زمینه متمرکز شده است، به طوری که استفاده از پرسشنامه‌های کاربردی (مثلاً، انتخاب کارکنان برای شیفت‌های شب) به نظر می‌رسد عملی‌تر باشد تا دیگر روش‌های ارزیابی سفت و سخت (مثلاً، ارزیابی سطح هورمون در خون و غیره) به دلیل هزینه‌های زیادشان

- 
- 1- Freeman & Hovland
  - 2- Kleitman
  - 3- morningness
  - 4- eveningness
  - 5- Natale & Cicogna
  - 6- extreme
  - 7- circadian rhythm
  - 8- Kerkhof
  - 9- Diaz-Morales & Sanchez-Lopez
  - 10- Folkard & Monk
  - 11- Smith, Guilleminault, & Efron

خیلی عملی نمی‌باشند.

با این حال، معروف‌ترین ابزار سنجش، پرسشنامه تدوین شده توسط هورن و استبرگ<sup>۱</sup> (۱۹۷۶) با عنوان جهت‌گیری بامدادی-شامگاهی است، متعاقباً، پرسشنامه‌های دیگری از جمله پرسشنامه سنخ شبانه‌روزی توسط فولکارد، مونک و لوبان<sup>۲</sup> (۱۹۷۹)، مقیاس سنخ فعالیت روزانه<sup>۳</sup> (DTS) توسط تورسوال و اکرستدیت<sup>۴</sup> (۱۹۸۰)، یا پرسشنامه مابارگر<sup>۵</sup> توسط موگ<sup>۶</sup> (۱۹۸۱) تدوین و ساخته شدند.

اسمیت، ریلی و میدکف<sup>۷</sup> (۱۹۸۹) با هدف کسب یک شاخص پایا و معتبر از جهت‌گیری سنخ بامدادی و به منظور از بین بردن نقص‌های روانسنجی مقیاس‌های قبلی، مقیاس مرکب بامدادی<sup>۸</sup> (CS) با استفاده از بهترین سؤال‌ها از پرسشنامه‌ی بامدادی-شامگاهی (MEQ)، هورن و استبرگ، (۱۹۷۶) و مقیاس فعالیت روزانه (DTS)، تورسوال و اکرستدیت، (۱۹۸۰) ایجاد کردند. در این مورد، ویژگی‌های روانسنجی مقیاس مرکب بامدادی توسط اسمیت و همکاران (۱۹۸۹) توصیف شده‌اند و در ادامه‌ی مطالعه‌های بعدی پایایی و روایی این مقیاس را مورد بررسی قرار داده‌اند (بوهل، تیلی و براون<sup>۹</sup>، ۲۰۰۱؛ براون، ۱۹۹۳؛ اسمیت، فولکارد، اشمايدر، پارا، اسپيلتن و همکاران<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۲).

متعاقباً، اسمیت، فولکارد، اشمايدر، پارا، اسپيلتن و آل‌میرال<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۳) مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن<sup>۱۲</sup> (PS) که شامل ۱۲ ماده بود تدوین کردند. تدوین و ساخت مقیاس رجحان‌ها کوششی برای حل تعدادی از مشکلات روانسنجی مقیاس مرکب بامدادی، از جمله مقیاس‌های پاسخ متفاوت در تعدادی از ماده‌ها و مشکل روش‌شناسی منجمله ارجاع ماده‌ها به

- 
- 1- Horne & Ostberg
  - 2- Lobban
  - 3- the Diurnal Type Scale
  - 4- Torsvall & Akerstedt
  - 5- the Mauburger Questionnaire
  - 6- Moog
  - 7- Reilly & Midkiff
  - 8- the Composite Scale of Mornigness (CS)
  - 9- Bohle, Tilley, & Brown
  - 10- Schmieder, Parra, Spelten, & et al
  - 11- Almirall
  - 12- the Early/Late Preference Scale (PS)

ساعات خاصی از روز بود. با حل این مسائل، یافته‌ها دریافتند که مقیاس رجحان‌ها برای ارزیابی جهت‌گیری سنخ بامدادی انسان‌ها با عادات خواب نامنظم مناسب‌تر است. این مقیاس در تعدادی از کشورها منجمله امریکا، انگلستان، هلند، کلمبیا، اسپانیا، هند (اسمیت و همکاران، ۲۰۰۲)، استرالیا (بوهل و همکاران، ۲۰۰۱) و پرو (دیازمورالس و سانچز-لوپز، ۲۰۰۵، ۲۰۰۴) مورد مطالعه قرار گرفته است. در مطالعه‌ی بوهل و همکاران (۲۰۰۱) ضریب آلفای کرونباخ  $0/86$  (دامنه ضریب همبستگی کل ماده‌ها  $0/80$  تا  $0/22$ ) و ضریب پایایی بازآزمایی مقیاس رجحان‌ها،  $0/92$  ( $p < 0/01$ )؛ اسمیت و همکاران (۲۰۰۲) دامنه‌ای از  $0/81$  تا  $0/90$  (دامنه‌ی ضریب همبستگی کل ماده‌ها  $0/64$  تا  $0/19$ )؛ دیامورالس و سانچز-لوپز (۲۰۰۴) برای دانشجویان ۲۹ تا ۱۹ سال  $0/83$  (دامنه‌ی همبستگی کل ماده‌ها  $0/64$  تا  $0/19$ ) و برای بزرگسالان ۶۲-۳۰ سال  $0/85$  (دامنه‌ی همبستگی کل ماده‌ها  $0/70$  تا  $0/26$ )؛ گیل، ابدو، رودریگوز، زانین و دی بورتولی<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) ضریب آلفای کرونباخ  $0/82$  و بدون ماده‌های ۷ و ۹،  $0/83$ ؛ و دی میلیا<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی به ترتیب  $0/81$  (دامنه‌ی ضریب همبستگی کل ماده‌ها  $0/56$  تا  $0/03$ ) و  $0/77$  ( $p < 0/01$ ) گزارش کردند.

همچنین، اسمیت و همکاران (۲۰۰۲) روایی همگرا<sup>۳</sup> بین مقیاس رجحان‌ها و مقیاس مرکب بامدادی،  $0/76$ ؛ دیامورالس و سانچز-لوپز (۲۰۰۴) همبستگی مقیاس رجحان‌ها و مقیاس مرکب بامدادی برای شرکت‌کنندگان دانشجویان و بزرگسالان به ترتیب  $0/78$  و  $0/71$  ( $p < 0/001$ )؛ دیامورالس و سانچز-لوپز (۲۰۰۵) همبستگی مقیاس رجحان‌ها و مقیاس مرکب بامدادی،  $0/83$  ( $p < 0/001$ )؛ بوهل و همکاران (۲۰۰۱) همبستگی بین مقیاس رجحان‌ها و شاخص‌های گزارش شخصی از جمله زمان برخاستن از خواب و استراحت در روز کاری، زمان برخاستن از خواب و استراحت در آخر هفته، نمره‌های احساس فعال بودن و بهترین احساس معنادار ( $p < 0/01$ ) یافتند. و دی میلیا (۲۰۰۵) مشاهده کرد که بین مقیاس رجحان‌ها و سایر شاخص‌ها از جمله زمان خوابیدن در روزهای هفته ( $r = 0/39$ ) و پایان هفته ( $r = 0/38$ ) و زمان برخاستن از خواب در روزهای هفته ( $r = 0/52$ ) و پایان هفته ( $r = 0/51$ ) رابطه معنادار دیده می‌شود.

1- Gill, Abdo, Rodriguez, Zanin, & De Bortoli

2- Di Milia

3- convergent validity

دی ملیا (۲۰۰۵) با استفاده از تحلیل ساختار عامل تاییدی<sup>۱</sup> دریافت که مقیاس رجحان‌ها با دو عامل و ۱۱ ماده در دو مطالعه جداگانه برازنده داده‌ها نمی‌باشد (به ترتیب،  $\chi^2=43$  و  $\chi^2=143/64$ )، اما در دو مطالعه دیگر ساختار دو عاملی تاییدی مقیاس رجحان‌ها با ۶ ماده برازنده داده‌هاست (به ترتیب،  $\chi^2=8$  و  $\chi^2=8$ ) و دیگر اینکه همه‌ی شاخص‌های برازندگی از جمله ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب<sup>۲</sup> (RMSEA) عالی به دست آمدند. در شش کشور مختلف ساختار عاملی اکتشافی<sup>۳</sup> مقیاس رجحان‌ها دو عامل نشان دادند. عامل اول (ماده‌های ۳، ۴، ۶، ۱۰ و ۱۲) "فعالیت‌های عمومی" و عامل دوم (ماده‌های ۱، ۲، ۵ و ۸) "برخاستن و رفتن به بستر" نامیده شدند. اسمیت (۱۹۸۹) مدل سه عاملی تلاش، جهت‌گیری شامگاهی و هشیاری شناسایی نمود و به طور کلی شاخص‌های برازندگی به دست آمده از راه حل عاملی در بین نمونه‌ها ضعیف بودند. دیازمورالس و سانچز-لوپز (۲۰۰۵) دریافتند که مدل دو عاملی مقیاس رجحان‌ها برای گروه دانشجوی ( $\chi^2=63/92$ ,  $p=0/14$ ) و نه برای شرکت کنندگان بزرگسال ( $\chi^2=142/78$ ,  $p<0/001$ ) برازنده داده‌هاست. گیل و همکاران (۲۰۰۸) مدل سه عاملی اکتشافی مقیاس رجحان‌ها "جهت‌گیری بامدادی" (ماده‌های ۱، ۸، ۱۰، ۵ و ۴)، "هوشیاری" (ماده‌های ۶، ۱۱، ۳ و ۱۲) و "جهت‌گیری شبانگاهی" (ماده‌های ۹، ۲ و ۷) به ترتیب با درصد واریانس ۳۶/۰۶٪، ۱۰/۳۲٪ و ۸/۸۹٪ گزارش نمودند. اسمیت و همکاران (۲۰۰۲) فرضیه برابری فرم عاملی و بارهای عاملی مقیاس رجحان‌ها را در شش کشور مورد بررسی قرار دادند و به ساختار دو عاملی برای مقیاس فوق‌الذکر دست یافتند و بوهل و همکاران (۲۰۰۱) بر اساس تحلیل عامل محور اصلی نشان دادند که برای مقیاس رجحان‌ها یک راه حل یک عاملی با ۱۰ ماده مناسب‌تر است (ماده‌های ۷ و ۹ به دلیل بار عامل کمتر از ۰/۵۰ حذف شدند).

ساخت و تدوین ابزارهای روان‌شناسی به ویژه شخصیتی در ابعاد مختلف منجمله شخصیت‌هایی که در اوایل صبح سرحال، شاداب، تر و تازه، خوش برخورد، قابل اعتماد، با ثبات و پر انرژی هستند و از سوی دیگر، شناسایی شخصیت افرادی که دیر می‌خوابند، سازگاری کمتری با دیگران دارند و در اوایل صبح خسته و بد اخلاق هستند در جامعه کنونی

- 1- confirmatory factor analysis
- 2- root mean square error of approximation (RMSEA)
- 3- exploratory factor analysis

برای شناسایی و جایگزین کردن آنها در جایگاه‌های مناسب مدیریتی در سطح کلان و خرد احساس می‌شود. بنابراین تدوین ابزارهای کوتاه که متناسب با فرهنگ ایرانی باشد می‌تواند بسیاری از مشکلات کم کاری و برخورد نامناسب کارمندان اداره‌های دولتی و خصوصی را پاسخگو باشد. با این حال، این مطالعه به سه سؤال زیر پاسخ می‌دهد: ۱- مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن شامل چند سازه زیربنایی است؟ ۲- آزمایش مدل یک عاملی (۱۲ پرسش) و عامل‌های برخاسته از تحلیل اکتشافی مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن در بین کارکنان دانشگاه شهید چمران اهواز؟ و ۳- آیا مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن از پایایی و روایی همگرا و همزمان مناسب برخوردار است؟

## روش

### جامعه و روش نمونه‌گیری

پژوهش حاضر یک پژوهش همبستگی است. جامعه‌ی آماری این پژوهش کلیه کارکنان اداری دیپلم به بالا دانشکده‌ها و سازمان مرکزی دانشگاه شهید چمران اهواز (۴۸۶ شرکت کننده) بود. ۲۰۰ شرکت کننده به صورت تصادفی ساده از بین کلیه کارکنان این دانشکده‌ها و سازمان مرکزی انتخاب شدند. در این مطالعه ۱۰۸ شرکت کننده زن (۵۴٪) و ۹۲ شرکت کننده مرد (۴۶٪) با میانگین (و انحراف معیار) سن ۴۰/۳۴ (۷/۷۱) و دامنه ۲۴ تا ۶۱ سال بودند. توزیع این مطالعه کجی منفی (۰/۶۱- با خطای استاندارد ۰/۱۷) است، که بیانگر این است که شرکت کنندگان به طور نسبی از سنخ‌های شخصیتی شامگاهی هستند. همچنین، کشیدگی و خطای استاندارد توزیع به ترتیب ۳/۸۸ و ۰/۳۴ می‌باشد. به علاوه، بر اساس مقادیر متناظر رتبه‌های درصدی ۱۰<sup>th</sup> (۱۳ نفر) و ۹۰<sup>th</sup> (۲۶ نفر) به ترتیب در جهت‌گیری‌های شخصیت بامدادی و شامگاهی قرار گرفته‌اند.

### ابزار اندازه‌گیری

مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن. این مقیاس توسط اسمیت و همکاران (۱۹۹۳) تدوین شده و شامل ۱۲ ماده است، و به زمان‌های خاصی از روز اشاره نمی‌کند، اما رجحان افراد را برای انجام فعالیت‌های مختلف مورد اندازه‌گیری قرار می‌دهد و شرکت کنندگان پاسخ

خود را به هر گویه در یک پیوستار (۱=خیلی زودتر از اغلب انسان‌ها تا ۵=خیلی دیرتر از اغلب انسان‌ها) رتبه‌بندی می‌کنند. بدین ترتیب نمره این پرسشنامه با جمع کردن کل ماده‌ها به دست می‌آید، که دامنه‌ی نمره‌ها می‌تواند از ۱۲ (بی‌نهایت بامدادی) تا ۶۰ (بی‌نهایت شبانگاهی) در نوسان باشد. به عبارت دیگر، نمره‌های پایین در این مقیاس بیانگر جهت‌گیری یا سنخ بامدادی است. پژوهشگر پرسشنامه را از زبان انگلیسی به زبان فارسی برگردانده، و از نظر، معنا، واژه‌گزینی و امانت‌داری با متن اصلی مقابله نموده است.

همچنین در این تحقیق برای بررسی پایایی و روایی سازه، همگرا و همزمان مقیاس رجحان‌ها به ترتیب از ضریب آلفای کرونباخ، تحلیل عامل اکتشافی و تاییدی و برای بررسی روایی همزمان از پرسشنامه جهت‌گیری شخصیتی بامدادی-شامگاهی (EMQ)، هورن و استبرگ، (۱۹۷۶) استفاده شد. پانداک، گار و ارکان<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) ضریب پایایی آلفای کرونباخ پرسشنامه جهت‌گیری شخصیتی بامدادی-شامگاهی برای نوبت اول ۰/۷۸ و برای نوبت دوم ۰/۸۱ گزارش کردند.

## یافته‌ها

به منظور مناسب بودن داده‌ها از آزمون  $KMO^2$  استفاده گردید، که برابر با ۰/۷۷ بود. همچنین آزمون کرویت بارتلت<sup>۳</sup>  $\chi^2=426/27$  به دست آمد که در سطح  $p<0/0001$  معنی‌دار است. این یافته‌ها نشان می‌دهند که داده‌ها از قابلیت لازم برای انجام تحلیل عاملی اکتشافی برخوردارند.

برای تحلیل عاملی مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (چرخش متعامد به روش واریماکس<sup>۴</sup>) و مقادیر بیشتر از یک، سه عامل استخراج شد. همان طور که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود، عامل اول ۲۸/۴۸٪ "فعالیت عمومی" بالاترین واریانس را در تبیین مقیاس بر عهده دارد (ماده‌های ۱۱، ۷، ۶، ۱۰ و ۱۲)؛ واریانس مشترک آن ۵۸/۳۲٪ و بارهای عاملی پرسش‌های این عامل از ۰/۵۴ تا ۰/۷۵ در نوسان است. عامل دوم با واریانس

- 
- 1- Punduk, Gur, & Ercan
  - 2- Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy
  - 3- Bartlett's Test of Sphericity
  - 4- varimax

جدول ۱. بارهای عاملی مقیاس رجحان‌های زود/ دیر خوابیدن به ترتیب صعودی (روش واریماکس)

شامگاهی	بامدادی	فعالیت عمومی	عوامل	
			ماده‌ها	
-	-	۰/۷۵	۱۱	چه موقع ترجیح می‌دهید تمرین یا کار فیزیکی را انجام دهید؟
-	-	۰/۶۷	۷	چه موقع ترجیح می‌دهید در یک روز تعطیل با دوستان (یا حضور در فعالیت‌های اجتماعی) ملاقات کنید؟
-	-	۰/۵۷	۶	چه موقع ترجیح می‌دهید یک کار ذهنی دشوار که نیاز به تمرکز کامل دارد انجام دهید؟
-	-	۰/۵۴	۱۰	چه موقع ترجیح می‌دهید هر روز کاریتان (شغل) تان) را آغاز کنید؟
-	-	۰/۵۴	۱۲	چه موقع ترجیح می‌دهید یک مصاحبه مهم که نیاز است در بهترین حالت و شرایط باشید، داشته باشید؟
-	۰/۷۵	-	۵	اگر یک روز تعطیل باشید و کاری نداشته باشید چه موقع ترجیح می‌دهید از خواب بیدار شوید؟
-	۰/۶۸	-	۱	چه موقع ترجیح می‌دهید از خواب بیدار شوید؟
-	۰/۵۵	-	۸	چه موقع ترجیح می‌دهید صبحانه بخورید؟
-	۰/۵۲	-	۳	چه موقع ترجیح می‌دهید یک امتحان مهم ۲ ساعته را انجام بدهید؟
-	۰/۴۹	-	۴	اگر یک روز کاری کامل را داشته باشید چه موقع ترجیح می‌دهید از خواب بیدار شوید؟
۰/۷۹	-	-	۲	چه موقع ترجیح می‌دهید به بستر بروید؟
۰/۷۵	-	-	۹	چه موقع ترجیح می‌دهید در شب شام بخورید؟
۱/۱۷	۱/۲۷	۳/۴۱	مقادیر ویژه	
۹/۷۴	۱۰/۶۰	۲۸/۴۸	درصد واریانس تبیین شده	
۴۸/۸۳			درصد واریانس کل	
۰/۵۵	۰/۶۴	۰/۶۶	ضریب آلفای کرونباخ	
۶/۰۱±۰/۹۹	۱۴/۳۸±۲	۱۳/۹۸±۲/۰۳	میانگین ±انحراف معیار	
٪۱۹/۹۴	٪۲۱/۷۰	٪۵۸/۳۲	واریانس مشترک	

۱۰/۶۰٪ "سنخ یا جهت‌گیری بامدادی" نامگذاری شد؛ و با واریانس مشترک ۲۱/۷۰٪. بارهای عاملی پرسش‌های این عامل از ۰/۴۹ تا ۰/۷۵ متغیر است. و سومین عامل "سنخ یا جهت‌گیری شامگاهی" است، که ۹/۷۴٪ واریانس پرسش‌ها را تبیین نمود؛ و واریانس مشترک آن ۱۹/۹۴٪.



می‌باشد. بارهای عاملی آن از ۰/۷۵ تا ۰/۷۹ است. به علاوه، سه عامل روی هم ۴۸/۸۳٪ واریانس خصیصه‌ی مورد اندازه‌گیری تبیین می‌کنند. این یافته به پرسش اول تحقیق پاسخ می‌دهد.

جدول ۲. شاخص‌های آماری و ضرایب همبستگی کل با ماده‌های مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن (n=۲۰۰)

ماده‌ها	$r_{tt}$
۱ چه موقع ترجیح می‌دهید از خواب بیدار شوید؟	* ۰/۶۴
۲ چه موقع ترجیح می‌دهید به بستر بروید؟	* ۰/۴۱
۳ چه موقع ترجیح می‌دهید یک آزمون مهم ۲ ساعته را انجام بدهید؟	* ۰/۴۴
۴ اگر یک روز کامل کاری را داشته باشید چه موقع ترجیح می‌دهید از خواب بیدار شوید؟	* ۰/۶۰
۵ اگر یک روز تعطیل باشید و کاری نداشته باشید چه موقع ترجیح می‌دهید از خواب بیدار می‌شوید؟	* ۰/۵۱
۶ چه موقع ترجیح می‌دهید یک کار ذهنی دشوار که نیاز به تمرکز کامل دارد انجام دهید؟	* ۰/۵۹
۷ چه موقع ترجیح می‌دهید در یک روز تعطیل با دوستان (یا حضور در فعالیت‌های اجتماعی) ملاقات کنید؟	* ۰/۴۹
۸ چه موقع ترجیح می‌دهید صبحانه بخورید؟	* ۰/۴۴
۹ چه موقع ترجیح می‌دهید در شب شام بخورید؟	* ۰/۵۳
۱۰ چه موقع ترجیح می‌دهید هر زوز کارتان (شغل تان) را آغاز کنید؟	* ۰/۵۷
۱۱ چه موقع ترجیح می‌دهید تمرین یا کار فیزیکی را انجام دهید؟	* ۰/۶۴
۱۲ چه موقع ترجیح می‌دهید یک مصاحبه مهم که نیاز است در بهترین حالت باشید، داشته باشید؟	* ۰/۴۳
میانگین (انحراف معیار)	۳۴/۳۶ (۳/۹۱)
ضریب آلفای کرونباخ کل	۰/۷۶

\*  $p < ۰/۰۰۱$

همان طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود، میانگین، انحراف معیار و همسانی درونی کل مقیاس به ترتیب ۳۴/۳۶، ۳/۹۱ و ۰/۷۶ می‌باشد، که ضریب آلفای کرونباخ مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن در حد قابل قبول است. این نتیجه در راستای تأیید پاسخ مثبت به سؤال سوم تحقیق می‌باشد. افزون بر این، همبستگی تک تک ماده‌های مقیاس ذکر شده با نمره‌ی کل مقیاس نیز محاسبه شد، که همبستگی همه‌ی سؤال‌ها با نمره‌ی کل مقیاس در سطح معناداری

۰/۰۱ < p معنادار بود. دامنه‌ی این ضرایب از ۰/۴۱ تا ۰/۶۴ در نوسان بوده است. به عبارت دیگر، همه‌ی پرسش‌های مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن از همسانی لازم برخوردارند.

جدول ۳. ضرایب روایی همگرا و همزمان بین رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و عامل‌های آن با پرسشنامه‌ی سنخ یا جهت‌گیری شخصیتی بامدادی-شامگاهی

عامل‌ها	فعالیت عمومی	جهت‌گیری بامدادی	جهت‌گیری شامگاهی	کل رجحان‌های زود/دیر خوابیدن
فعالیت عمومی	-			
بامدادی	* ۰/۴۶	-		
شامگاهی	* ۰/۳۲	* ۰/۲۹	-	
کل رجحان‌های زود/دیر خوابیدن	* ۰/۸۳	* ۰/۸۲	* ۰/۵۷	-
پرسشنامه جهت‌گیری شخصیتی بامدادی-شامگاهی	* -۰/۳۰	* -۰/۳۳	* ۰/۲۹	* -۰/۴۰

\*P<۰/۰۰۱

همان‌طور که در جدول ۳ دیده می‌شود، ضرایب همگرا بین مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و خرده مقیاس‌ها از ۰/۵۷ تا ۰/۸۳ می‌باشد، که این ضرایب در سطح آماري ۰/۰۱ < P معنادارند. روایی همزمان بین مقیاس زود/دیر خوابیدن با پرسشنامه‌ی جهت‌گیری بامدادی-شامگاهی ۰/۴۰- (p<۰/۰۰۱)، با جهت‌گیری فعالیت عمومی ۰/۳۰-، جهت‌گیری بامدادی ۰/۳۳- و جهت‌گیری شامگاهی ۰/۲۹- به دست آمده است، که همه‌ی ضرایب معنادارند. در اینجا ضرایب منفی به معنی این نیست که دو سازه در جهت مخالف یکدیگر گام بر می‌دارند. بلکه نمره‌ی پایین در مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و نمره‌ی بالا در پرسشنامه‌ی جهت‌گیری بامدادی-شامگاهی در یک راستا هستند و بیانگر جهت‌گیری شخصیتی بامدادی است و بر عکس. این شیوه مربوط به نمره‌گذاری ابزار مورد اندازه‌گیری است. این یافته در جهت تأیید پرسش سوم تحقیق می‌باشد.

برای آزمایش مدل‌های یک عاملی (کل پرسش‌ها) و سه عاملی (مطالعه‌ی حاضر بر اساس تحلیل اکتشافی) مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن از روش تحلیل عامل تاییدی و روش برآورد بیشینه احتمال<sup>۱</sup> با استفاده از برازندگی داده‌ها استفاده شد (هومن، ۱۳۸۵). هر دو مدل

یاد شده برای مقیاس رجحان‌های دیر/زود خوابیدن ارزیابی شدند. نتیجه‌ها بیانگر این است که مدل سه عاملی با یک اصلاح نسبت به مدل تک عاملی برازش یافته‌تر است (جدول ۴، شکل ۱). مجذور کای محاسبه شده مدل سه عاملی با  $df=50$  و یک شاخص تعدیل  $70/05$  ( $0/32$ ) ( $p \leq$  معنادار می‌باشد، اما شاخص مجذور کای به نمونه‌های بزرگتر از ۱۰۰ نفر حساس است و در نتیجه معمولاً معنی‌دار می‌شود. بنابراین به عقیده‌ی آماردانان و پژوهشگران به عنوان یک شاخص مناسب برای برازندگی الگو به حساب نمی‌آید (برنی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱). در اینجا ( $\chi^2/df$ ) این مدل کمتر از ۵ می‌باشد ( $1/40$ ) و نشان می‌دهد که این مدل برازش یافته جامعه است (مارش و هوسیور<sup>۲</sup>، ۱۹۸۵). دیگر شاخص‌های برازندگی مدل سه عاملی  $RMSEA=0/04$ ،  $GFI=0/94$ ،  $NFI=0/84$ ،  $CFI=0/94$  و  $AGFI=0/91$  می‌باشند، که این شاخص‌های برازندگی در این مدل نشان دهنده‌ی برازش مناسب و مطلوب در جامعه هستند.

همچنین مجذور کای مدل یک عاملی با درجه آزادی  $df=52$ ،  $86/53$  می‌باشد، که این شاخص‌ها در سطح آماری  $p < 0/002$  معنادار است و نشان از عدم برازش این مدل در جامعه است. همچنین نسبت  $\chi^2/df$  این مدل (۱۲ پرسش) نسبت به مدل سه عاملی کمتر از ۵ می‌باشد ( $1/66$ )، که بیانگر برازش مدل در جامعه است. به علاوه، مشخصه‌های دیگری برای ارزشیابی برازش کلی مدل در جدول ۴ درج شده‌اند.

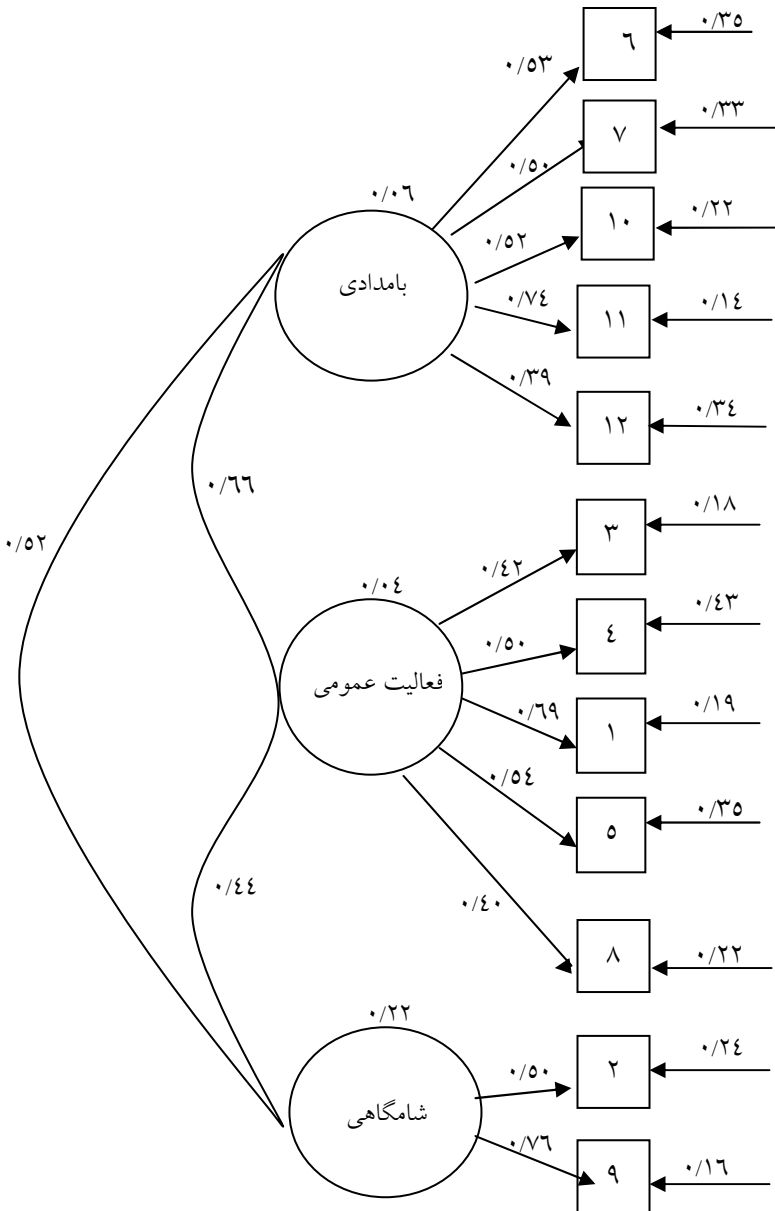
جدول ۴. شاخص‌های برازندگی مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن

شاخص‌ها مدل‌ها	$\chi^2$	Df	$\chi^2/df$	NFI	AGFI	CFI	GFI	RMSEA
مدل تک عاملی	۸۶/۵۳	۵۲	۱/۶۶	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۰۵
مدل سه عاملی	۷۰/۰۵	۵۰	۱/۴۰	۰/۸۴	۰/۹۱	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۰۴

مدل تک عاملی بر اساس کل ماده‌ها و مدل سه عاملی بر اساس مطالعه‌ی حاضر مورد تحلیل عاملی تاییدی قرار گرفته‌اند.

1- Byrne

2- Marsh & Hocever



شکل ۱. مدل سه‌عاملی مطالعه حاضر

## بحث

هدف اصلی این پژوهش بررسی ویژگی‌های روانسنجی (پایایی و روایی) مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن (PS) در کارمندان اداری دیپلم به بالا دانشگاه بود. در این پژوهش، با استفاده از تحلیل روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (چرخش متعامد به روش واریماکس) تعیین شد که مقیاس رجحان‌های دیر/زود خوابیدن یک ابزار سه بعدی (فعالیت عمومی، جهت‌گیری بامدادی و جهت‌گیری شامگاهی) است که  $48/83\%$  درصد واریانس مقیاس را تبیین می‌کند (جدول ۱) و سهم عمده مربوط به عامل اول یعنی فعالیت عمومی ( $28/48\%$ ) است که نسبت به دو عامل دیگر (به ترتیب،  $60/10\%$  و  $9/74\%$ ) بیشترین واریانس دارد. دیگر تحقیق‌ها از جمله بوهل و همکاران (۲۰۰۱) به یک راه حل یک عاملی با ۱۰ گویه که ماده‌های ۷ و ۹ به دلیل بار عاملی کمتر از  $0/50$  حذف شدند؛ اسمیت و همکاران (۲۰۰۱) به ساختار دو عاملی در شش کشور؛ گیل و همکاران (۲۰۰۸) به سه عامل جهت‌گیری بامدادی، جهت‌گیری شامگاهی و هشیاری؛ دی ملیا (۲۰۰۵) به عدم تأیید ساختار دو عاملی با ۱۱ گویه در دو مطالعه جداگانه و در دو مطالعه دیگر به تأیید ساختار دو عاملی با شش گویه؛ اسمیت و همکاران (۱۹۸۹) به سه عامل جهت‌گیری شبانه‌گاهی، تلاش و هشیاری و دیازمورالس و سانچز-لوپز (۲۰۰۴) به ساختار دو عاملی برای نمونه دانشجویی و نه برای نمونه بزرگسالان دست یافته‌اند. در این مطالعه دو عامل جهت‌گیری بامدادی و جهت‌گیری شامگاهی با تحقیق‌های بالا همخوانی دارند و حتی ماده‌های عامل فعالیت عمومی در این مطالعه با ماده‌های عامل نامگذاری شده "هشیاری" در دیگر تحقیقات از نظر بارهای عاملی و محتوایی تفاوت زیادی با یکدیگر ندارد (مثلاً، چه موقع ترجیح می‌دهید تمرین یا کار فیزیکی را انجام دهید؟ و غیره).

یافته دیگر این پژوهش با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل سه عاملی مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن با یک اصلاح (جذر برآورد واریانس خطای تقریب RMSEA) در مدل اخیر در حدود  $0/04$ ، است) در جامعه کارمندی برازنده‌تر و قابل کاربردتر از مدل یک عاملی با دو اصلاح است. همچنین سایر شاخص‌های برازندگی در مدل یک عاملی این تناسب را نشان می‌دهند (جدول ۴).

در این پژوهش، نتیجه‌های جدول ۱ و ۲ بیانگر این است که پایایی این مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ در کل نمونه در حد قابل قبول و پذیرفتنی است و نشان می‌دهد که ماده‌های این مقیاس از همگونی مناسبی برخوردارند و همه‌ی گویه‌های این مقیاس همان متغیر نهفته یعنی، رجحان‌های خوابیدن را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص‌های هماهنگی درونی به دست آمده با شاخص‌های همسانی درونی گزارش شده توسط بوهل و همکاران (۲۰۰۱)، گیل و همکاران (۲۰۰۸)، دی میلیا (۲۰۰۵)، دیازمورالس و سانچز-لوپز (۲۰۰۴) برای دانشجویان و برای بزرگسالان و اسمیت و همکاران (۲۰۰۲) هماهنگ است. ضریب آلفای کرونباخ این مطالعه کمی پایین‌تر از سایر تحقیق‌ها است (جدول ۲). ضرایب همبستگی هر یک از ماده‌های مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن با نمره‌ی کل ماده‌ها در کارکنان دارای همبستگی متوسط به بالا بودند (پایین‌ترین ضریب همبستگی مربوط به پرسش ۲ بود)، که در مقایسه با مطالعه‌های ذکر شده ماده‌های ۷، ۹ و ۱۱ با نمره‌ی کل ماده‌ها همبستگی پایین داشتند. این نتیجه بیانگر این است که سؤال‌های مقیاس از هماهنگی لازم برخوردار هستند.

ضریب روایی همزمان مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و پرسشنامه جهت‌گیری یا سنخ شخصیتی بامدادی-شامگاهی در حد متوسط به دست آمد که بیانگر روایی ملاکی همزمان مناسب این مقیاس است و هر دو ابزار یک سازه واحد را اندازه‌گیری می‌کنند که در حدود ۱۶ درصد واریانس مشترک نشان می‌دهند. اسمیت و همکاران (۲۰۰۲)، دیازمورالس و سانچز-لوپز (۲۰۰۴، ۲۰۰۵)، بوهل و همکاران (۲۰۰۱) و دی میلیا (۲۰۰۵) همگی دریافتند که بین مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و مقیاس مرکب بامدادی و شاخص‌های گزارش شخصی منجمله زمان برخاستن از خواب و استراحت در روز کاری و زمان برخاستن و استراحت در آخر هفته همبستگی وجود دارد، که حاکی از روایی همزمان مقیاس است. ضریب همبستگی بالا و معنی‌دار بین مقیاس رجحان‌های زود/دیر خوابیدن و سه عامل استخراج شده حاکی از روایی همگرا این سازه با عامل‌های فوق است و ضریب همبستگی پایین بین عامل اول و دوم، اول و سوم و دوم و سوم تحقیق نشان دهنده‌ی ضریب روایی واگرا مقیاس فوق می‌باشد (جدول ۳).

بر اساس نتیجه‌های به دست آمده می‌توان بیان کرد که اگر مقیاس رجحان‌ها توسط متخصصان و کارشناسان ذیربط به صورت علمی و به عنوان یک سازه‌ی پیش بین برای تحمل

نوبت کار، جایگزین کردن و مشاوره در مشاغلی مانند پزشکان کشیک بیمارستان‌ها، پرستاران، خلبانان و وابسته‌های پرواز، نیروهای امنیتی و نظامی، نیروهای حراست اداره‌ها و کارگران کارخانه‌ها استفاده شود می‌تواند راهگشای جلوگیری از هدر رفتن انرژی، زمان و نیروی کار در محیط‌های اداری، سازمانی و کارگری باشد. در نتیجه با بکارگیری این ابزار خود به خود اصلاح الگوی مصرف که در کشور ما این سال به نام آن نامگذاری شده است پیاده می‌گردد. بنابراین در این زمینه نباید از عامل‌هایی مانند سطح هورمون انسان‌ها، عادات روزانه و سطح فعالیت آنها، و سطح فرهنگ جامعه غفلت کرد.

به دلیل اینکه نمونه مطالعه‌ی حاضر فقط محدود به جامعه‌ی کارمندان دانشگاه است پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در تحقیق‌های بعدی به دلیل عدم دسترسی پژوهشگر به نمونه‌های نوبت کاری از جمله ماموران نیروی انتظامی، ماموران آتش‌نشانی و نیرو، این ابزار را بر روی این نمونه‌ها اجرا کنند تا بتوانیم نتیجه‌ها را با اطمینان بیشتری به گروه‌های دیگر تعمیم بدهیم.

### سپاسگزاری

از خانم‌ها زهره مداح، سعیده حسن زارعی، ندا عصاره و حدیثه احسان بخش و آقایان محمد منصوری و غلامرضا محمدی دانشجویان رشته‌ی مشاوره دانشگاه شهید چمران اهواز که در مدت یک ماه با حوصله و بردباری در بخش‌های نمونه‌گیری، توزیع پرسشنامه‌ها و جمع‌آوری اطلاعات در این پژوهش با اینجانب همکاری صمیمانه را داشته‌اند کمال تشکر را دارم.

## منابع

### فارسی

هومن، حیدرعلی (۱۳۸۵). تحلیل داده‌های چند متغیری در پژوهش رفتاری. مؤسسه چاپ و انتشارات پیک صبا، چاپ دوم.

### لاتین

- Bohle, P., Tilley, A. J., & Brown, S. (2001). Psychometric evaluation of the Early/Late Preferences Scale. *Ergonomics*, 44 (10), 887-900.
- Brown, F. M. (1993). Psychometric equivalence of an improved Basic Language Morningness, (BALM) Scale using industrial population within comparisons. *Ergonomics*, 36, 191-197.
- Byrne, B. M. (2001). Structure equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming. *Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, NJ*. p. 81.
- Díaz-Morales, J. F., & Sánchez-Lopez, M. P. (2004). Composite and preference scales of morningness: reliability and factor invariance in adult and university samples. *Spanish Journal Psychology*, 7, 93-100.
- Diaz-Morales, J. F., & Sanchez-Lopz, M. P. (2005). Composite scales of morningness and preferences: Preliminary validity data in Peruvian undergraduates. *Ergonomics*, 48(4), 354 - 363.
- Di Milia, L. (2005). A Psychometric evaluation and validation of the preferences scale. *Chronobiology International*, 22 (4), 679-693.
- Folkard, S., & Monk, T. H. (1985). Circadian performance rhythms. In S. Folkard, T. H. Monk. (Eds.), *Hours of Work: Temporal factor in work-scheduling*. Chichester: Wiley.
- Folkard, S., Monk, T. H., & Lobban, M. C. (1979). Towards a predictive test of adjustment to shift work. *Ergonomics*, 22, 79-91.
- Freeman, G., & Hovland, C. (1934). Diurnal variations in performance and related psychological processes. *Psychological Bulletin*, 31, 777-799.
- Gil, E., Abdo, P. L., Rodriguez, M., Zanín, L., & De Bortoli, M. (2008). Psychometric and comparative study of Argentine version



- of Morningness Composite and the Early/Late Preference Scales. *Chronobiology International*, 25 (1), 133–143.
- Horne, J.A., & Ostberg, O. (1976). A self-assessment questionnaire to determine morningness-eveningness in human circadian systems. *International Journal Chronobiology*, 4, 97–110.
- Kelitman, N. (1939). *Sleep and Wakefulness*. (Chicago: University Press).
- Kerkhof, G. A. (1985). Inter-individual differences in the human circadian system: A review. *Biological Psychology*, 20, 83–112.
- Marsh, H. W., & Hocever, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First and higher factor models and their invariance across group. *Psychosocial Bulletin*, 97, 562-82.
- Moog, R. (1981). Morning-evening types and shiftwork. A questionnaire study. In A. Reinberg, N. Vieux and P. Andlauer (eds.), *Night and Shiftwork: Biological and Social Aspects*, pp. 481 – 488 (Oxford: Pergamon Press).
- Natale, V., & Cicogna, P. (2002). Morningness-eveningness dimension: Is it really a continuum? *Personality and Individual Differences*, 32, 809 – 816.
- Punduk, Z., Gur, H., & Ercan, L. (2005). A reliability study of the Turkish Version of The Morningness-Eveningness Questionnaire. *Turkish Journal of Psychiatry*, 16 (1).
- Smith, C. S., Folkard, S., Schmieder, R. A., Parra, L. F., Spelten, E., Almirall, H., Sahu, S., Periz, L., & Tisak, J. (2002). Investigation of morning-evening orientation in six countries using the Preferences Scale. *Personality Individual Differences*, 32, 949–968.
- Smith, C. S., Folkard, S., Schmieder, R. A., Parra, L., Spelten, E., & Almirall, H. (1993). The Preferences Scale: Multinational assessment of a new measure of morningness. Poster presented at the 37th Annual Meeting of the Human Factors and Ergonomics Society, Seattle, WA.
- Smith, R., Guilleminault, C., & Efron, B. (1997). Circadian rhythms and enhanced athletic performance in the National Football League. *Sleep* 20, 362–365.
- Smith, C. S., Reilly, C., & Midkiff, K. (1989). Evaluation of three circadian rhythm characteristics with suggestions for an improved

measure of morningness. *Journal Applied Psychology*, 74, 728–738.

Torsvall, L. A., & kerstedt, T. (1980). A diurnal type scale: Construction, consistency and validation in shift work. Scandinavian. *Journal Work Environment Health*, 6, 283–290.