

# التزام دینی و مرگ و میر:

## مروری فراتحلیلی\*

مایکل ای. مکالخ: مؤسسه ملی پژوهش مراقبت‌های بهداشتی

ویلیام تی. هویت: گروه روان‌شناسی دانشگاه ایالتی آیووا

دیوید بی. لارسن: مؤسسه ملی پژوهش مراقبت‌های بهداشتی

هارولد جی. کونینگ: گروه روان‌پزشکی و پزشکی

کارول تورسن: گروه علوم تربیتی، روان‌شناسی، روان‌پزشکی و علوم رفتاری دانشگاه استنفورد

ترجمه احمدرضا محمدپور یزدی<sup>۱</sup> و محمدحسین بیاضی<sup>۲</sup>

### خلاصه

مقاله‌ای که پیش روی شماست گزارشی است براساس فراتحلیلی به دست آمده از ۴۲ نمونه مستقل، که ارتباط مستقیم التزام دینی و مرگ و میر به هر علت<sup>۳</sup> را بررسی کرده‌اند. التزام دینی به شکل معناداری با مرگ و میر پایین‌تر (نسبت شانس<sup>۴</sup> = 1.29؛ 95% فاصله اطمینان: 1.39 - 1.20) مرتبط است. به عبارت دیگر، در طول دوره پی‌گیری<sup>۵</sup>، افرادی که بیشتر متدین بودند در مقام مقایسه با کسانی که کمتر متدین بودند دارای شانس بیشتری برای عمری طولانی بودند. گرچه نیرومندی رابطه بین التزام دینی و مرگ و میر به منزله تابعی از چندین متغیر تعدیل‌کننده تغییر می‌کند، ولی ارتباط آنها نیرومند و در همان حد و اندازه‌ای است که از عوامل روانی-اجتماعی انتظار می‌رود. به نظر نمی‌رسد که نتیجه‌گیری‌های صورت گرفته ناشی از سوگیری تحقیقات چاپ شده باشد. شمار قابل توجهی از آمریکایی‌ها در فعالیت‌های دینی مشارکت دارند. بیش از نود درصد

آمریکایی‌های بزرگ سال پیرو یک آیین دینی رسمی هستند (کاسمین و لاک‌من، ۱۹۹۳). بالغ بر ۹۶ درصد آنها به خدا یا یک روح عالمگیر<sup>۶</sup> اعتقاد دارند، ۴۲ درصد، مراسم دینی را به شکل هفتگی یا تقریباً هر هفته به جا می‌آورند، ۶۷ درصد، اعضای یک انجمن دینی محلی<sup>۷</sup> اند و ۶۰ درصد، بر این باورند که دین در زندگی روزمره آنها «بسیار حائز اهمیت» است (گلوب، ۱۹۹۵).

آیا این قبیل فعالیت‌ها و باورهای دینی می‌توانند آثار سودمندی بر روی سلامت جسمانی داشته باشند؟ چندین پژوهش حاکی از آن است که التزام دینی به گونه‌ای امیدبخش با سنجه‌های سلامت جسمانی مثل فشارخون بالا (لوین و وندروپول، ۱۹۸۹)، سرطان (جارویس و نورث‌کات، ۱۹۸۷)، بیماری قلبی (فریدلندر، کرک، و استاین، ۱۹۸۶)، سکت (کولا تونیو، کسل، و استفیلد، ۱۹۹۲) و خودکشی (کرک، شمی و همکاران، ۱۹۹۶) مرتبط است. مطالعات دیگر اشاره به این مهم کرده‌اند که التزام دینی می‌تواند باعث محافظت فرد در مقابل فشار روانی و اثرات سوء آن بر سلامت روانی-جسمی شود (کندلر، گاردنر و پرسکت، ۱۹۹۷؛ کراوزه و ون‌ترن، ۱۹۸۷؛ پرسمن، لانیز، لارسن و استرین، ۱۹۹۰).

فرض بر این است که رابطه‌های موجود بین التزام دینی و سلامت می‌تواند زمینه طول عمر را فراهم سازد. چندین مطالعه جدید (گلدبورت، یا آری و مدالی، ۱۹۹۳؛ هامر، راجرز، نم، والیسون، ۱۹۹۹؛ کرک، شمی و همکاران، ۱۹۹۶؛ آکسمن، فریمن و منهایمر، ۱۹۹۵؛ استراوبریچ، کوهن، شما، و کاپلان، ۱۹۹۷) دریافته‌اند که اشکال مختلف التزام دینی به صورت حضور در مراسم دینی<sup>۸</sup>، عضویت در مجمع دینی<sup>۹</sup>، رسیدن به اطمینان و آرامش به کمک باورهای دینی فردی و سخت‌آینی<sup>۱۰</sup> دینی تجلی می‌یابد و با مرگ و میر کمتری همراه است.

### تعدیل‌کننده‌های بالقوه ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر

اما، ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر چندان روشن نیست؛ احتمال دارد علاوه بر کیفیت روش‌های پژوهش به کار رفته برای بررسی این ارتباط، ویژگی‌های متعدد نمونه‌های مورد پژوهش در تحقیقات جداگانه نیز بر این رابطه تأثیرگذار باشند: یک قرن پژوهش و نظریه‌پردازی جامعه‌شناختی نشان داده است که ارتباط التزام دینی و سلامت جسمانی می‌تواند به شکل نیرومندی با آن منابع روانی-اجتماعی‌ای که دین فراهم می‌سازد مرتبط بوده و با هیچ یک از حالات روان‌شناختی مثبت اختصاصاً برخاسته از صور نهانی تر تجلی دینی ارتباطی نداشته باشد

(دورکهایم، ۱۹۱۲/۱۹۹۵؛ ایدلر و کسل، ۱۹۹۷a). به همین دلیل، شاخص‌های التزام دینی جمعی (یعنی، حضور در مراسم دینی) در مقایسه با شاخص‌های دین‌داری خصوصی (مثل دین‌داری خودارزیابانه، فراوانی نیایش پنهانی، یا کاربرد دین به مثابه یک منبع کنارآمدن) می‌تواند ارتباط نیرومندی با برآیندهای سلامت داشته باشد. با این همه، این رابطه به خاطر احتمال تداخل‌های زیر داری پیچیدگی خاصی شده است:

الف) اشخاص سالم نسبت به اشخاص ناسالم احتمال بیشتری دارد که در فعالیت‌های دینی جمعی حضور یابند. در نتیجه، ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر ممکن است برای شاخص‌های جمعی یا همگانی در مقایسه با شاخص‌های دین‌داری خصوصی نیرومندتر باشد، و میزان اثر مطالعاتی که سنجه‌های جمعی التزام دینی را به کار می‌برند لازم است به کمک کنترل آماری سلامت جسمانی تعدیل شود.

ب) دو نمونه از مطالعات انجام شده بر روی بیماران سرطانی (کیون، کیون و واتسون، ۱۹۹۲؛ لوپریزی و همکاران، ۱۹۹۴) دریافته‌اند که التزام دینی ارتباطی با مرگ و میر ندارد، در حالی که چند مطالعه دیگر رابطه‌های امیدبخشی از التزام دینی و مرگ و میر را در میان افراد بزرگ سال ساکن اجتماع که به طور کلی سالم بودند پیدا کردند (کلدبورت و همکاران، ۱۹۹۳؛ کرک، شمی و همکاران، ۱۹۹۶؛ استراوبریج و همکاران، ۱۹۹۷). از آن جایی که ممکن است منافع مطلوب دین‌داری برای سلامت تا حدی از حق انتخاب‌های سبک زندگی و رفتارهای کنار آمدن که در طول سالیان متمادی اثرات خودشان را دارند متأثر باشند، ارتباط التزام دینی و مرگ و میر ممکن است در نمونه‌های مرکب از افراد سالم جامعه در مقایسه با نمونه‌های بیماران مورد توجه بالینی بیشتر باشد.

ج) برخی داده‌ها حاکی از ارتباط نیرومندتر التزام دینی و مرگ و میر در زنان نسبت به مردان است (هاوس، رابینز و متسنر، ۱۹۸۲؛ استراوبریج و همکاران، ۱۹۹۷). بر این اساس، مطالعاتی که بیشتر نمونه‌های آنها را زنان تشکیل می‌دهند در مقایسه با مطالعاتی که نمونه‌های آن را عمدتاً مردان تشکیل می‌دهند باید دارای رابطه مطلوب‌تری بین التزام دینی و مرگ و میر باشند.

د) شاخص‌های التزام دینی می‌توانند با گستره‌ای از متغیرهای جمعیتی، روانی-اجتماعی و فیزیولوژیکی مانند: (۱) سن، (۲) جنسیت، (۳) نژاد-قومیت، (۴) حمایت اجتماعی همگانی، (۵) بهزیستی روان‌شناختی، (۶) عادات مرتبط با سلامت مثل ورزش و استعمال دخانیات و

(۷) سلامت جسمی، مرتبط یا آمیخته شود یا تحت تأثیر آنها قرار گیرد. تا حدی که قضیه بر همین منوال است، ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر در مطالعاتی که تعداد کمتری از این متغیرها را کنترل کرده‌اند نسبت به مطالعاتی که شمار کثیری از عوامل واسط و ترکیبی بالقوه را ضبط و مهار کرده‌اند، مطلوب‌تر خواهد بود (ایدلر و کارزی، ۱۹۹۷a، ۱۹۹۷b).

هرچند نقد و بررسی‌هایی دربارهٔ رابطه بین وابستگی فرقه‌ای و مرگ و میر (جارویس و نورث کات، ۱۹۸۷؛ ترویر، ۱۹۸۸) و بین التزام دینی و سلامت جسمی (کرایجی، لیو، لارسن، ولیونز، ۱۹۸۸؛ لوین و واندرپول، ۱۹۸۹) منتشر شده است، ولی هیچ پژوهش‌گری تاکنون روش‌های فراتحلیلی را به منظور بررسی رابطه التزام دینی و مرگ و میر به هر علت به کار نبسته است. برای پرداختن به این کمبود در مکتوبات، اجرای فراتحلیلی را در باب پژوهش‌های صورت گرفته روی التزام دینی و مرگ و میر بر عهده گرفتیم.

## روش

### بررسی پیشینه (آثار مکتوب در این زمینه)

بررسی پیشینه پژوهش در سه مرحله صورت گرفت. در ابتدا، شش پایگاه اطلاع‌رسانی رایانه‌ای شامل بانک‌های اطلاعاتی مربوط به پزشکی (Medicine)، روان‌شناسی (PsycINFO)، جامعه‌شناسی (Sociofile)، پرستاری (Cumulative Index of Nursing and Allied Health) و تعلیم و تربیت (Education Resources) را به منظور دست‌یابی به مطالعات منتشر شده و منتشر نشده در زمینه رابطه بین التزام دینی و مرگ و میر را تا ژوئن ۱۹۹۹ مورد بررسی قرار دادیم. ما چندین اصطلاح پژوهشی مرتبط با التزام دینی (مثل دین، دین‌داری، التزام به دین و دینی) را با چندین اصطلاح پژوهشی مرتبط با مرگ و میر (مثل مرگ و میر، مرگباری، مرگ و ماندگاری) و علل عمدهٔ مرگ (مثل بیماری قلبی-عروقی و سرطان) را به هم مرتبط کردیم. سپس، منابع پژوهشی مرجع را جهت شناسایی و آگاهی از پژوهش‌های بیشتر در این زمینه بررسی کردیم. در نهایت، نقد و بررسی‌های قبلی در زمینه آثار پژوهشی را بررسی کرده و با سه متخصص در این حوزه مشورت کردیم تا پژوهش‌های ناپایدار شناسایی شوند و پژوهش‌هایی را که به وابستگی یا فرقه‌دینی (مثل مسیحی، یهودی) به منزله تنها شاخص دینی پرداخته بودند حذف کردیم.

## پژوهش های مرتبط

ما ۴۱ پژوهش را شناسایی کردیم که در آنها به شاخص التزام دینی به عنوان عامل پیش بینی کننده مرگ و میر به هر علت پرداخته بودند. از این گزارش ها، ۵ مورد (برکمن و سایم، ۱۹۷۹؛ انسترام، ۱۹۷۵؛ سیمن، کاپلان، نودسن، کوهن و گورالینک، ۱۹۸۷؛ استراوبریچ و همکاران، ۱۹۹۷؛ وینگارد، ۱۹۸۲) از پایگاه اطلاعات ناحیه آلامدا<sup>۱۱</sup> به دست آمد، ۵ مورد (کامستاک و لوندین، ۱۹۶۷؛ کامستاک و پارتریچ، ۱۹۷۲؛ کامستاک، شاه، میر، و ابی، ۱۹۷۱؛ کامستاک و توناسیا، ۱۹۷۷؛ هلسینگ و سکیو، ۱۹۸۱) از پایگاه اطلاعات ناحیه واشنگتن به دست آمد، ۲ مورد (ایدلر و کسل، ۱۹۹۲، ۱۹۹۱) مبتنی بر اطلاعات به دست آمده از طرح بهداشت و سال مندی دانشگاه ییل بود، ۲ مورد (کوئینینگ، ۱۹۹۵؛ کوئینینگ و همکاران، ۱۹۹۸) براساس مطالعه گروهی از بیماران مرد در بیمارستان افسران و سربازان مجروح و بازنشسته انجام شده است. ۲ مورد (برایانت و راکوفسکی، ۱۹۹۲؛ گلدمن، کورنمن، و واینشتاین، ۱۹۹۵) مربوط به نظر سنجی مصاحبه ای بهداشت ملی بود که به صورت پژوهشی طولی سال خوردگی بر روی افراد ۷۰ سال و بالاتر در فاصله سال های ۱۹۹۰-۱۹۸۴ انجام گرفت (کوار، فیتی و چیبیا، ۱۹۹۰)، و ۲ مورد (رینگدال، ۱۹۹۶؛ گوتستام، کاسا، کوینسلند و رینگدال، ۱۹۹۵) مربوط به گروهی از بیماران سرطانی بیمارستان دانشگاه تروندهایم نروژ بود. برای احراز فرض استقلال آماری ای، که شالوده پژوهش فراتحلیلی را تشکیل می دهد، برآوردهای اندازه تأثیر برای مجموعه داده هایی که حاصلشان بیش از یک گزارش بود بر گزارشی استوار شدند که (الف) از طولانی ترین دوره مشاهده استفاده کرده بود و (ب) شامل بیشترین تعداد نمونه، همانند شیوه استاندارد فراتحلیلی، بود (مثلاً، میلر، اسمیت، ترنر، گوئیجا. و هالت، ۱۹۹۶). بنابراین، از ۲۹ نمونه (با علامت ستاره مشخص شده در بخش منابع و مآخذ) ۴۱ گزارش پژوهشی، تعداد ۴۲ اندازه تأثیر استخراج شد.

## محاسبه برآوردهای اندازه تأثیر

اکثر پژوهش ها ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر به هر علت را به صورت ماتریس های شانس نسبی، خطر نسبی، و نسبت شانس [احتمال] گزارش کرده اند. معمولاً، این شاخص های ارتباطی برای یک یا بیش از یک همپراکنش تعدیل می شود. علی رغم سهولت تفسیر پذیری این

شاخص‌ها (دیویس، کرامبی، وتوکل، ۱۹۹۸؛ لایرد و ماسترلر، ۱۹۹۰)، خطر نسبی (و توسعاً، شانس نسبی) شیوه‌ای مطلوب برای فراتحلیل نیست (فلیس، ۱۹۹۴).

در عوض، اکثر متخصصان فراتحلیل استفاده از نسبت‌های شانس را به عنوان یک شاخص استاندارد اندازه تأثیر برای داده‌های مقوله‌ای توصیه می‌کنند (فلئیس، ۱۹۹۴؛ هدوک، ریندزکاف، و شدیش، ۱۹۹۸؛ لثرد و ماسترلر، ۱۹۹۰). نسبت شانس برای یک جدول چهارخانه برابر با شانس پیامدهای مطلوب برای یک گروه ذی‌نفع است (یعنی، برابر با شانس زنده ماندن برای افراد بسیار متدین در گروه پی‌گیری است) که بر شانس گروه مقایسه (یعنی، شانس افراد کمتر متدین) تقسیم می‌شود. در پژوهش‌هایی که در برگیرنده متغیرهای کنترل بودند (مثل سطح پایه سلامت جسمی، مصرف دارو یا الکل) نسبت‌های شانس به همین ترتیب تعدیل شده‌اند. این متغیرها نشان‌دهنده شانس نسبی بقا در مورد افراد متدین و غیرمتدین بودند و صفات مشخص شده را کنترل می‌کردند. نسبت‌های شانس نزدیک به 1.0 ارتباط ضعیف یا عدم ارتباط بین متغیرها را نشان می‌دهد، در حالی که نسبت‌های شانس بالاتر از 3.0 (یا کمتر از 0.33 در هم‌بستگی‌های منفی) نشان‌دهنده ارتباط قوی بین متغیرها است (هادوک و همکاران، ۱۹۹۶).

در پژوهش‌هایی که نویسندگان نسبت‌های شانس را در آنها گزارش کردند، ما آن نسبت‌ها را به عنوان برآوردهای اندازه اثر مورد استفاده قرار دادیم. وقتی که فقط داده‌های خام (برای مثال، فراوانی‌های گروه (خانه‌ای)  $2 \times 2$ ) در دسترس بود، ما نسبت‌های شانس و پراکنش‌ها را با استفاده از فرمول‌های استاندارد محاسبه کردیم (برای مثال، فلیس، ۱۹۹۴). هنگامی که در پژوهش‌های گزارش شده نویسندگان خطرات نسبی یا شانس‌های نسبی و شاخص‌های تغییرپذیری نمونه (برای مثال، خطاهای استاندارد، واریانس‌ها، یا فاصله اطمینان ۹۵٪) را گزارش کردند، ما نسبت‌های شانس معادل [متناظر] را با بازسازی جداول چهارخانه ضمنی برآورد کردیم. مقادیر نسبت‌های شانس همیشه به طور ناچیزی از مقادیر خطرات نسبی متناظر بیشتر است (داویس و همکاران، ۱۹۹۸). همان‌گونه که انتظار می‌رفت، نسبت‌های شانس برآورده‌ما، اندکی بیشتر از (به طور متوسط ۶٪ بیشتر از) خطر نسبی و ارزش‌های خطر نسبی متناظر بود. تعدادی از نویسندگان (مانند، یانوف-بالن، مارشال، ۱۹۸۲؛ کیون و همکاران، ۱۹۹۲؛ اسپینگل، بلوم، و گات‌هیل، ۱۹۸۳؛ بیتس، چالمر، سن، جیمز، فالنزی و مک‌کگنی، ۱۹۸۱) اندازه‌های اثر را در مقیاس‌ها یا مقادیر دیگری (مانند ضرایب هم‌بستگی، زمان

ماندگاری) گزارش کردند. جزئیات مربوط به شیوه‌ای که ما بر اساس آن برآوردهای نسبت شانس را برای این اندازه‌های اثر محاسبه کردیم از [پژوهش] مایکل ای. مکالخ در دست‌رس است.

### گشتار (تبدیل) لگاریتمی<sup>۱۲</sup>

از آنجایی که نسبت‌های شانس نامتقارن<sup>۱۳</sup> هستند (ارتباطات منفی می‌توانند از 0 تا 1.0 تغییر یابند، در حالی که ارتباطات مثبت می‌توانند در دامنه‌ای بین 1.0 تا +∞ قرار بگیرند)، طبق معمول دست‌خوش تبدیل لگاریتمی طبیعی می‌شوند تا در فراتحلیل‌ها به کار روند (فلیس، ۱۹۹۴؛ هدوک و دیگران، ۱۹۹۸). نسبت‌های شانس لگاریتمی با یک دامنه نظری بین (∞- تا ∞+) در اطراف صفر توزیع شده‌اند. ارزش‌های منفی نشان‌گر ارتباطات منفی و ارزش‌های مثبت نشان‌گر ارتباطات مثبت‌اند. این تبدیل هنگامی که اندازه‌های نمونه مورد پژوهش بزرگ باشند، ایده‌آل است (شدیش و هدوک، ۱۹۹۴)، همان‌گونه که در پژوهش فراتحلیل حاضر قضیه از همین قرار است. مزیت دیگر استفاده از نسبت‌های شانس لگاریتمی برای پژوهش فراتحلیلی این است که پراکنش‌های آنها مستقل از اندازه ارتباط بین متغیرها هستند و به سادگی از روی فراوانی‌های خانه‌ای در جدول چهارخانه‌ای برآورد می‌شوند (فلیس، ۱۹۹۴). ما در این جا، نتایج پژوهش حاضر را در قالب نسبت‌های شانس لگاریتمی و نسبت‌های شانس (که با اخذ عکس لگاریتم (آنتی لگاریتم) از نسبت‌های شانس لگاریتم به دست می‌آید) ارائه کردیم تا کار تفسیر را تسهیل کند.

### چندین اندازه اثر در یک پژوهش

پنج پژوهش (یانوف-بالن و مارشال، ۱۹۸۲؛ کراوزه، ۱۹۹۸؛ آکسمن، فریمن، و منهایمر، ۱۹۹۵؛ ایدلر و کسل، ۱۹۹۲؛ بیتس و همکاران، ۱۹۸۱) ارتباط مرگ و میر را با دو یا بیش از دو شاخص مربوط به التزام دینی بررسی کردند. ما میانگین اندازه اثر را در مورد کل شاخص‌های التزام دینی در این پژوهش‌ها محاسبه کردیم. علاوه بر این، چندین پژوهش اندازه اثر را در مورد ارتباط التزام دینی و مرگ و میر به هر دلیل در دو حالت: الف) قبل از تعدیل سایر متغیرها و ب) بعد از تعدیل سایر متغیرها گزارش کردند.

در چنین پژوهش‌هایی، اندازه اثر دقیقاً کنترل شده را مورد استفاده قرار دادیم. بنابراین، در پژوهش فراتحلیل حاضر هرکدام از پژوهش‌ها در ارائه اندازه اثر واحدی سهیم هستند، به استثنای

۹ مورد از پژوهش‌هایی که در آنها موفق شدیم اندازه‌های اثر مستقلی را برای نمونه‌های فرعی چندگانه (برای مثال، مردان و زنان) محاسبه کنیم، که در مجموع ۴۲ اندازه اثر مستقل برای تحلیل فراهم شد.

### کدگذاری (منغیرهای) تعدیل کننده

همراه با اندازه‌های اثر، ما هر پژوهش را براساس سه طبقه از متغیرهای تعدیل کننده بالقوه، یعنی تغییرات مربوط به طرح پژوهش، تغییرات مربوط به خصوصیات نمونه، و تغییرات مربوط به نحوه عملیاتی کردن التزام دینی، کدگذاری کردیم. در جهت فهم معانی و مفاهیم ضمنی طرح پژوهش، هر پژوهش را براساس این موارد کدگذاری کردیم: (الف) کنترل‌های آماری (مانند تعداد و نوع متغیرهایی که براساس آنها ارتباط التزام دینی و مرگ و میر تعدیل شده بود) و (ب) طول دوره پی‌گیری به صورت ماهانه. خصوصیات نمونه مورد نظر عبارت بودند از (ج) درصد مردان، (د) این که آیا نمونه از یک جمعیت یا جمعیت بالینی استخراج شده بودند و (ه) میانگین سن شرکت کنندگان در خط مبنا. برای بررسی اثر تغییرات در شیوه‌های اندازه‌گیری یک متغیر مقوله‌ای بنام (و) نوع اندازه (عمومی، خصوصی، ترکیب عمومی و خصوصی، یا مفقود یعنی مواردی که نویسندگان نشان می‌دادند که دین‌دار بودن اندازه گرفته شده است، اما شیوه اندازه‌گیری مشخص نبود) ابداع کردیم. ضریب توافق قضاوت متقابل برای کدگذاری متغیرهای مقوله‌ای که در بالا به آنها اشاره شد با روش کاپای کوهن ( $KS > .58$ ) ارزیابی شد. ضرایب اعتبار قضاوت متقابل برای درجه‌بندی‌های مربوط به متغیرهای پیوسته با استفاده از فرمول شروت و فلیس (۱۹۷۹) برای ضریب هم‌بستگی درون طبقه‌ای (1,3) برآورد شد. میانگین ضرایب هم‌بستگی درون طبقه‌ای برای تمامی متغیرهای کدگذاری شده 97. بود و دامنه ضرایب هم‌بستگی درون طبقه‌ای از 78. تا 1.0 کشیده می‌شد.

### تحلیل‌ها

برای تعمیم نتایج مطالعاتی که بالفعل مورد بررسی واقع شده بودند به ورای نمونه مورد پژوهش (یعنی برای این ادعا که نتایج آن پژوهش‌ها اندازه احتمالی اثرات برای نمونه‌های پژوهش‌های آتی دیگر در حوزه پژوهشی را منعکس می‌سازد) لازم است که پژوهش‌گران فراتحلیلی از الگوهای اثرات تصادفی برای ترکیب اندازه‌های اثر و برآورد پایایی این ترکیب‌ها استفاده کنند (هجز و ووی، ۱۹۹۸). این راهبرد برای پژوهش فراتحلیلی حاضر کاملاً مطلوب بود. اعتقاد ما در مورد



این که متغیرهای فوق به عنوان عوامل تعدیل کننده ارتباط مشهود بین دین و مرگ و میر ایفای نقش می کنند، تلویحاً به این معناست که پژوهش های بازنگری شده، اندازه های اثر جامعه آماری متفاوتی را برآورد می کنند. الگوهای تأثیرات تصادفی چنین تغییرات میان پژوهشی را در نظر می گیرند، در حالی که الگوهای اثرات ثابت این گونه تغییرات را در نظر نمی گیرند (ماستلر و کولدیتس، ۱۹۹۶).

مدل سازی خطی سلسله مراتبی ابزار مناسبی برای اجرای فراتحلیل های اثرات تصادفی همراه با متغیرهای تعدیل کننده چندگانه است (بریک و رایدنبوش، ۱۹۹۲؛ هادوک و همکاران، ۱۹۹۸). برآوردهای پراکنش های درون پژوهشی به دست پژوهش گر فراهم می شود و برای برآورد پراکنش میان پژوهشی (اثرات تصادفی) برنامه ای همانند HLM به کار می رود (بریک، رایدنبوش و کانگدون، ۱۹۹۶). سپس اثرات تعدیل کننده با استفاده از مدل های رگرسیون (برگشت) همراه با متغیرهای مقوله ای که به طور مصنوعی کدگذاری می شوند، بررسی می شوند (هادوک و همکاران، ۱۹۹۸).

تحلیل هایی که در این جا ارائه شدند با استفاده از برنامه نرم افزاری HLM انجام گرفته اند (بریک و همکاران، ۱۹۹۶). ما در مرحله اول میانگین وزنی (تعدیل شده) اندازه اثر کل پژوهش ها را تعیین کردیم و سپس بررسی کردیم که آیا تغییر اندازه های اثر از مقداری که به طور احتمالی (تصادفی) انتظارش را داشتیم بیشتر است یا نه. در مرحله دوم، ما تأثیر متغیرهای تعدیل کننده به لحاظ نظری اخذ شده را بر روی اندازه اثر بررسی کردیم. در مرحله سوم، بررسی کردیم که آیا کنترل آماری متغیرهای جمعیت شناختی خاص، متغیرهای روانی-اجتماعی و متغیرهای درمانی بر اندازه اثر مؤثر بوده اند (تا کندوکاو کنیم که کدام متغیرها ممکن است در ارتباط التزام دینی و مرگ و میر عامل در آمیختگی یا واسط (تعدیل کننده) باشند). در مرحله چهارم، ما تحلیل های حساسیت را برای ارزیابی روایی یافته های پژوهش فراتحلیلی خود و تحمل (تُلرانس) آن در برابر نتایج صفر بعدی اجرا کردیم.

## نتایج

ما مجموع ۴۲ اندازه اثر مستقل مربوط به ۱۲۵۸۲۶ شرکت کننده را محاسبه کردیم. برآوردهای اندازه اثر (نسبت های شانس) و ویژگی های مربوط به هر اندازه اثر در جدول ۱ به چشم می خورد.

### تحلیل مختلط

در تحلیل مختلط هیچ کدام از متغیرهای تعدیل کننده ملاک قرار نگرفتند و فرض بر این بود که اندازه‌های اثر مشهود یک نمونه گیری معرف جامعه آماری مورد نظر است. برآوردهای اندازه اثر هم در معرض پراکنش میان پژوهشی (چون اندازه‌های اثر واقعی برای طبقات مختلف پژوهش‌ها متفاوت است) و هم در معرض پراکنش درون پژوهشی (ناشی از خطای نمونه گیری) بودند. لگاریتم نسبت شانس هم افزود برای تحلیل مختلط ( $K=42, N=125, 826$ ) برابر با  $p < .001, SE = .036, y_0 = .26$  برش عرضی.  $y$  (متغیر  $y$ )  $.26$  با نسبت شانس  $1.29$  برابر بود (CL:  $1.21 - 1.39$ ) و نشان می‌داد که در تمام پژوهش‌ها، افرادی که بیشتر متدین بودند نسبت به افراد کمتر متدین حدود  $29\%$  درصد شانس بقا (ماندگاری) بیشتری داشتند. این اندازه‌های اثر نامتجانس بودند. پراکنش میان پژوهشی [میان گروهی] به طور چشم گیری بالاتر از صفر بود:

$$t = .0206, x^2(41) = 91.62, p < .001$$

نسبت شانس (Birge) متناظر برابر  $2.23$  بود (هادوک و همکاران،  $1998$ ) که نشان می‌دهد پراکنش میان پژوهش‌ها تنها در اثر خطای نمونه گیری  $123\%$  بالاتر از مقادیر مورد انتظار بود بنابراین، سایر مدل‌هایی را که متغیرهای تعدیل کننده را وارد می‌کردند ارزیابی کردیم تا آن ویژگی‌های پژوهشی‌ای را تعیین کنیم که می‌توانستیم تغییر میان پژوهشی در اندازه اثر را به آنها نسبت دهیم.

### تحلیل‌های تعدیل کننده

تحلیل‌های تعدیل کننده را می‌توان در HLM که الگوهای رگرسیون اثرهای تصادفی را به صورت معادلات پیش بینی و به شکل فرمول زیر مورد استفاده قرار می‌دهد، به اجرا درآورد:

$$Es_j = y_0 + y_1 W_{1j} + y_2 W_{2j} + \dots + y_s W_{sj} + u_j + e_j \quad (1)$$

که در آن اندازه اثر برای پژوهش  $j$  است،  $W_{1j}$  نسبت به  $W_{sj}$  متغیرهای (تعدیل کننده) پیش بینی کننده  $s$  هستند.  $y_1$  نسبت به  $y_s$  وزن‌های رگرسیونی مرتبط با هر یک از این پیش بینی‌هاست،  $u_j$  تغییرپذیری نظام مند را در پژوهش  $j$  نشان می‌دهد که با عوامل پیش بینی کننده  $s$  به دست نیامده است و  $e_j$  خطای نمونه گیری را در پژوهش  $j$  نشان می‌دهد. در این مدل، عرض از مبدا (برش عرضی) اندازه اثر برآورد شده برای پژوهش‌هایی است که دارای ارزش صفر برای تمامی متغیرهای تعدیل کننده‌اند و وزن‌های رگرسیون موجود، نشان دهنده میزان تغییرپذیری مورد انتظار در این اندازه اثر به ازای یک

واحد تغییر بر روی هر تعدیل کننده است. ما پیش بینی کننده های پیوسته را حول میانگین شان متمرکز ساختیم و آن دو تعدیل کننده مقوله ای را کدگذاری کردیم به گونه ای که صفر نمایان گر ارزشی برای یک پژوهش متعارف (نمونه عمومی برابر با 0 و نمونه بالینی برابر با 1) یا پژوهشی دیگر بود که در آن انتظار می رفت سنجش دین بیشترین واریانس مرتبط با سلامت جسمی را به خود اختصاص دهد.

### ویژگی های پژوهش

جدول ۲ ضرایب رگرسیون و خطاهای استاندارد مرتبط با آن را برای تعدیل کننده های مشتق از نظریه نشان می دهد. این واقعیت که ضریب عرض از مبدا ( $\gamma_0$ ) معنی دار است ( $p < .001$ ) نشان می دهد که صفر بودن اندازه اثر جمعیت (لگاریتم شانسن) در پژوهش «متعارف» ما بعید است. برعکس، در پژوهشی دارای نمره صفر برای کل متغیرهای تعدیل کننده بایستی انتظار یافتن ارتباط مثبتی بین دین داری و عمر طولانی را داشته باشیم - لگاریتم شانسن های 3650. با نسبت شانسن 1.44 (95% CL: 1.31 - 1.58) و یا 44% شانسن بیشتر زنده ماندن [ماندگاری] برای گروه دینی در مقایسه با گروه کمتر دینی معادل است.

وزن های رگرسیون برای متغیرهای تعدیل کننده نشان دهنده میزان تأثیر مورد انتظار هر کدام از ویژگی های پژوهش بر اندازه اثر مشهود است. از ویژگی های طراحی دو مطالعه تنها تعداد تعدیل های آماری با اندازه اثر مشهود مرتبط بودند: پژوهش های با دقت بیشتری کنترل شده (یعنی، آنهایی که در بردارنده متغیرهای مشترک یا پیش بینی کننده های مشترک بیشتری هستند) دارای نسبت های شانسن لگاریتمی کمتری بودند. طبق پیش بینی نتیجه چنین بود که: اندازه های اثر تعدیل شده (بعد از کنترل تعدیل کننده ها یا درهم آمیخته ها) کوچک تر از اندازه های اثر (غیر تعدیلی) رتبه صفر باشند. از متغیرهای خصیصه ای نمونه، نسبت مردان در گروه نمونه به طور قابل توجهی با اندازه اثر مرتبط بود: بدین صورت که به موازات افزایش نسبت مردها در گروه نمونه، ارتباط مورد انتظار بین دین و مرگ و میر کاهش می یافت. این نتیجه نشان می دهد که التزام دینی ممکن است عامل پیش گیری کننده نیرومندی برای زنان در مقایسه با مردان باشد.

نوع شاخص به کار رفته برای سنجش التزام دینی نیز به طور قابل توجهی با اندازه اثر مشاهده شده مرتبط بود. از آن جایی که ما شاخص های همگانی التزام دینی را شاخص هایی در نظر گرفتیم که به احتمال قوی واریانس مرتبط با تن درستی در التزام دینی را دربر می گیرد، این متغیر چهار مقوله ای را به

طور ساختگی کدگذاری کردیم به طوری که شاخص های همگانی در مورد هر متغیر ساختگی درون طبقه صفر قرار بگیرد. هنگامی که همه وزن های رگرسیون منفی باشد این مطلب حاکی از این است که استفاده از انواع معیارهای دیگر احتمالاً باعث کاهش اندازه اثر مشهود می شود. برای روشن شدن این رابطه، ما تحلیل شاخص منفرد نوع سنجه را تکرار کردیم: نتیجه به دست آمده نشان داد که نوعی فرق بین شاخص های همگانی (0) و سایر شاخص ها (1) وجود دارد. تمام تعدیل کننده های دیگر مشتق شده از نظریه همچون قبل در معادله رگرسیون قرار گرفتند. وزن رگرسیون برای نوع شاخص استفاده شده در این تحلیل اخیر برابر با  $p = .005$ ,  $SE(y) = .1041$ ,  $\gamma = -.3179$  بود. پیش بینی می شود که یک پژوهش که در آن شاخص غیر همگانی التزام دینی مورد استفاده قرار گیرد، اندازه اثر اساساً پایین تری داشته باشد که برابر یک نسبت شانس 1.04 باشد و این در مقایسه با نسبت شانس 1.43 است در پژوهش هایی که التزام دینی را به وسیله خودسنجی رفتارهای عام دینی به دست می آورند.

واریانس میان پژوهشی اساسی، توسط تعدیل کننده های نظری محاسبه نشده (بدون توجیه و تعلیل) باقی ماند:  $p = .015$ ,  $x^2(35) = 55.41$ ,  $t = .0087$ . این تناظرها در قبال نسبت شانس 1.58 (یعنی، 58% بیشتر برای واریانس های میان پژوهشی نسبت به آن چه در برابر نسبت شانس 2.23 برای مدل مختلط به طور اتفاقی [تصادفی] پیش بینی می شد، نشان دهنده کاهش اساسی در تغییر اندازه اثر تبیین نشده است. آزمون تفاوت مجذور کای که این مدل را با مدل مختلط مورد مقایسه قرار می دهد افزایش معنی داری را در توان تبیین آن  $P < .001$ ,  $\Delta x^2(6) = 36.21$ ، با در نظر گرفتن تعدیل کننده هایی که 58% واریانس اثرات تصادفی را در میان 42 اندازه اثر تبیین می کنند، نشان می دهد.

#### تحلیل های مقدماتی<sup>۱۴</sup> درباره اندازه های اثر شاخص های همگانی

اثر نیرومند نوع شاخص دینی در تحلیل های تعدیل کننده پیشین حاکی از این است که رابطه مثبت بین دین و مرگ و میر عمدتاً از مشارکت عمومی در سازمان های دینی به دست می آید و نه از نگرش ها و عقاید دینی خصوصی. برای بررسی دقیق تر ارتباط التزام دینی عمومی و مرگ و میر تحلیل های مقدماتی را با اندازه های اثر  $(K=21)$  و  $(N=107,910)$  که دربرگیرنده شاخص های عمومی دین داری بودند، به اجرا درآوردیم. به منظور اجتناب کامل از ارتکاب خطای نوع دوم (II) در این تحلیل های مقدماتی صلاح دیدیم که افزایش خطر خطای نوع اول را روا بدانیم و هر اثر تعدیل کننده با احتمال بزرگتر از 20% یا برابر با 20% را نه چندان مهم تفسیر کنیم. در یک مدل

قطعی (بی قید و شرط) که دربردارنده ۲۱ اندازه اثر و متضمن معیارهای دین داری عمومی بود، عرض از مبدا برابر بود با:

$$y_0 = .3121, SE(y_0) = .0404, P < .001, \text{odds ratio} = 1.37$$

سپس، اثرات تعدیلی ویژگی‌های پژوهشی را به همان ترتیبی که با ۴۲ اندازه اثر بررسی کرده بودیم مورد بررسی قرار دادیم. ما متغیر ساختگی را که نمونه‌های عمومی و بالینی را مقایسه می‌کرد حذف کردیم، زیرا تمامی پژوهش‌های استفاده‌کننده از شاخص‌های همگانی التزام دینی دربردارنده نمونه‌های جمعیتی بودند. به دلایل روشنی ما سه متغیر ساختگی مشخص‌کننده انواع شاخص‌های التزام دینی را نیز کنار گذاشتیم. تنها ویژگی پژوهش که با اندازه اثر مرتبط بود درصد مردان در گروه نمونه  $y = -0.0020, .0009, SE(y) = .0009, p = .046$  بود.

برای پژوهشی با تفکیک جنسیتی معمول در این نمونه‌ها (یعنی ۵۶٪ مردها)، عرض از مبدا برابر بود با:

$$y_0 = .3045, SE(y_0) = .0359, p < .001, \text{odds ratio} = 1.36$$

ما با در نظر گرفتن تنوع متغیرهای مشترک و پیش‌بینی‌کننده‌های مشترک مرگ و میر که در پژوهش‌های اولیه لحاظ شده بودند، دست به این کار زدیم که اندازه‌های اثر از پژوهش‌هایی را که هر کدام از ۱۵ متغیر (نژاد، درآمد، تحصیلات، وضعیت شغلی، سلامت عمل‌کردی، ارزیابی‌های سلامت عمومی، معیارهای سلامت جسمی بالینی یا زیست‌درمانی سلامت جسمانی، حمایت اجتماعی، فعالیت‌های اجتماعی، وضعیت تأهل، استعمال دخانیات، مصرف الکل، چاقی-شاخص حجم بدنی، سلامت روانی یا پریشانی عاطفی، و ورزش) را کنترل می‌کردند با اندازه‌های اثری مقایسه کنیم که برگرفته از پژوهش‌هایی بودند که هر متغیر خاص (کنترل نشده=1 و کنترل شده=0)، ۱۵ تحلیلی تعدیل‌کننده جداگانه را اجرا کردیم. ما در این تحلیل‌ها متغیر درصد مردها را هم‌زمان با متغیرهای کنترل فردی در درون مجموعه‌ای از مدل‌های تعدیل‌کننده وارد کردیم. در میان ۲۱ اندازه اثر، چاقی-شاخص حجم بدنی تنها متغیر کنترلی بود که تا حدودی با اندازه اثر،  $.118 = p, .0706 = SE(y), .1156 = y$  مرتبط بود. پژوهشی که چاقی-شاخص حجم بدنی را در گروه نمونه‌ای که 56٪ آن مردان بودند، کنترل کرد، انتظار می‌رفت نسبت شانس 1.26 را نشان دهد، در حالی که در پژوهشی مشابه که چاقی-شاخص حجم بدنی را کنترل نکرده بود نسبت

شانس مورد انتظار 1.42 بود.

به درخواست یکی از بررسی کنندگان طرح اندازه اثر ترکیبی را نیز بررسی کردیم، در حالی که تمام ۱۵ متغیر به طور هم‌زمان کنترل شده بودند. هدف این‌گونه تحلیل‌ها پرداختن به این مطلب بود که آیا رابطه بین التزام دینی همگانی و مرگ و میر را می‌توان به نوعی ترکیب تفاوت‌های اجتماعی-جمعیتی، تفاوت‌های وضعیت سلامت اولیه، تفاوت‌هایی در رفتارهای سالم و تفاوت‌هایی در حمایت اجتماعی بین گروه‌های دینی و غیردینی نسبت داد یا نه.

ما مجموعه‌ای از چهار مدل رگرسیونی را که در آن طبقاتی از متغیرهای کنترل (یعنی ویژگی‌های اجتماعی-جمعیتی، سلامت جسمانی، رفتارهای سالم، و حمایت اجتماعی) به صورت نظام‌مندی اضافه شده بودند، اجرا کردیم. ما مسائل را با چند هم‌محوری<sup>۱۵</sup> میان این متغیرهای کنترل مواجه کردیم. علاوه بر این، متغیرهای کنترل بسیاری را که از نظر تجربی میسر بود، در درون هر طبقه جای دادیم. نسبت متغیر پیش‌بین به مورد از اولین تا چهارمین مدل به سه برابر (یعنی از نسبت ۴ به ۲۱ به نسبت ۱۳ به ۲۱) افزایش یافت. در نتیجه، هر کدام از مدل‌های متوالی ضرابی با خطای معیار بزرگ‌تر و به دنبال آن توان آماری پایین‌تر را نشان دادند. با این وجود، این تحلیل‌ها برای نشان دادن این‌که چگونه ارتباط التزام دینی همگانی و مرگ و میر با کنترل آماری تعداد بیشتری از متغیرهای تعدیل‌کننده و در هم آمیخته ممکن است تغییر کند، مفید است.

مقدار عرض از مبدا ( $y_0$ ) در هر مدل نمایان‌گر نسبت شانس لگاریتمی مورد انتظار برای پژوهشی است که ۵۶٪ آن مردان اند و در آن تمام متغیرهای تعدیل‌کننده وارد شده تحت کنترل هستند. در مدل نخست که شامل درصد مردان، نژاد، درآمد و تحصیلات بود، مقادیر  $y_0 = .2650$ ,  $SE(y_0) = .0623$ ,  $p = .001$  به دست آمد که با نسبت شانس 1.30 معادل بودند. هیچ‌کدام از متغیرهای کنترل اجتماعی-جمعیتی با اندازه اثر ( $PS > .20$ ) ارتباط نداشت. مدل دوم شامل (a) متغیرهای اجتماعی-جمعیتی وارد شده در مدل قبلی و (b) شاخص‌های کارکردی و بالینی-زیست‌درمانی مربوط به سلامت جسمانی مقادیر  $y_0 = .2298$ ,  $SE(y_0) = .0870$ ,  $p = .020$  را نشان داد که با نسبت شانس 1.26 برابر بود. هیچ‌کدام از متغیرهای کنترل با اندازه اثر ( $PS > .20$ ) مرتبط نبودند. سومین مدل شامل (a) متغیرهای کنترل اجتماعی-جمعیتی و سلامتی گنجانده شده در مدل قبلی و (b) [متغیرهای] استعمال دخانیات، مصرف الکل و چاقی مقادیر  $y_0 = .1886$ ,  $SE(y_0) = .0990$ ,  $p = .083$  را نشان داد که با مقدار نسبت شانس 1.21 معادل بود. در

این مدل، کنترل استعمال دخانیات ( $y = -.2700$ ) و مصرف الکل ( $y = -.2833$ ) ارتباط ناچیزی با اندازه اثر (به ترتیب  $PS = .144$  و  $.104$ ) داشت. پژوهش‌هایی که در آنها متغیرهای استعمال دخانیات و مصرف الکل کنترل شده بود در مقایسه با پژوهش‌هایی که چنین کنترلی را اعمال نکرده بودند اندازه اثر بزرگ‌تری را نشان دادند. این یافته برخلاف انتظار است و احتمالاً منعکس‌کننده تغییر [پذیری] نمونه‌گیری اند و نه هرگونه اثر اساسی. چهارمین مدل مشتمل بر (a) ویژگی‌های جمعیتی-اجتماعی، سلامتی و متغیرهای کنترل رفتار سالم وارد شده در مدل قبلی و (b) حمایت اجتماعی، فعالیت‌های اجتماعی و وضعیت تأهل  $y_0 = .2031$ ,  $SE(y_0) = .1853$ ,  $p = .306$  را نشان داد که متناظر با نسبت شانس 1.23 بودند.

اگرچه توان آزمون‌های معنی‌دار در این تحلیل‌ها در اثر تعداد کم اندازه‌های اثر پایین بود، به نظر می‌رسد که طبقات کلی متغیرها تنها بخشی از ارتباط دین و مرگ و میر را توجیه و تعلیل می‌کنند. انتظار می‌رفت یکی از پژوهش‌هایی که متغیرهای اجتماعی-جمعیتی، سلامت جسمانی، رفتارهای سالم و حمایت اجتماعی را کنترل کرده بود ارتباط کمتری و در عین حال اساسی‌ای را بین التزام دینی همگانی و مرگ و میر نشان دهد.

### سوگیری انتشارات و تحلیل‌های حساسیت

پژوهش‌هایی که عملاً برای گنجانده شدن در یک فراتحلیل موجودند (یعنی آن پژوهش‌هایی که با فراتحلیل‌ها به دست می‌آیند)، ممکن است نمونه معرف پژوهش‌های اجرا شده در حیطه پژوهشی نباشند. در واقع، پژوهش‌هایی که به سهولت تمام به دست آمده‌اند (یعنی آن دسته از پژوهش‌هایی که در مجلات موجودند) غالباً به سوی نتایج مثبت تمایل دارند (بکر، ۱۹۹۴). این مطلب امکان سوگیری انتشارات را به وجود می‌آورد که مشکل کشوی فایل بایگانی<sup>۱۴۷</sup> هم نامیده می‌شود (بگ، ۱۹۹۴، روزنتال، ۱۹۷۹).

ما از چندین روش در ارزیابی تأثیر احتمالی سوگیری نشریات بر روی یافته‌های خود استفاده کردیم. در مرحله اول، یک نمایش نموداری از اندازه‌های اثر را به عنوان تابعی از اندازه گروه نمونه‌شان بررسی کردیم. نمودار تقریباً مخروطی شکل القا می‌کند که نکته‌های داده‌های فراتحلیلی بیان‌گر نمونه معرف بی‌طرفی از جامعه پژوهشی مورد نظر است (بگ، ۱۹۹۴). علی‌القاعده توزیع مخروطی شکل

باید رخ دهد، زیرا پژوهش‌های دارای اندازه‌های نمونه کوچک تغییرپذیری نمونه‌گیری بزرگ‌تری، و از این رو تغییرپذیری درون پژوهشی بزرگ‌تری در برآوردشان از اندازه اثر جامعه دارند، در حالی که پژوهش‌های دارای اندازه‌های نمونه‌های بزرگ‌تر اندازه اثر جامعه کمتری دارند. در نقطه مقابل، نمودار در مورد پژوهش‌های با نمونه کوچک‌تر که (به طرف راست) به سوی اندازه‌های اثر مثبت‌تری تمایل دارد، سوگیری ناشی از تکیه بیش از حد به پژوهش‌های منتشر شده را نشان می‌دهد. در این جا پیش فرض این است که تعدادی از پژوهش‌های دارای نمونه کوچک که با اندازه اثر کمتر مطلوب وجود دارند، در نمونه فراتحلیل مفقوداند. نمودار اندازه‌های اثر (نسبت شانس لگاریتمی) به عنوان تابعی از اندازه نمونه با شکل مخروط مطابقت می‌کردند (بنگرید به شکل ۱).

در مرحله دوم، فرمول‌هایی را که در تحقیق بگ (۱۹۹۴) آمده بود برای بررسی هم‌بستگی بین رتبه‌های اندازه‌های اثر معیار شده و رتبه‌های واریانس‌های نمونه‌گیری آنها مورد استفاده قرار دادیم. از ضریب هم‌بستگی رتبه‌ای اسپیرمن نیز استفاده کردیم  $t_s(42) = -0.7, p > .30$  که به صورت یک دامنه بود. هم‌چنین ضریب هم‌بستگی رتبه‌ای کندال  $t(42) = 0.06, p > .25$  را به صورت یک دامنه مورد استفاده قرار دادیم. در ضمن این هم‌بستگی‌های رتبه‌ای نزدیک به صفر نیز هیچ‌گونه سوگیری نشریه‌ای را نشان ندادند یا به مقدار کمی نشان دادند.

در مرحله سوم، ما  $N$  ضد شکست (نقص) روزنتال (۱۹۷۹) را، که تعداد پژوهش‌های کشوی فایل را برآورد می‌کرد و به طور متوسط نتایج صفر را نشان می‌داد، بررسی کردیم که برای تغییر الگوی مشهود نتایج فراتحلیل، یعنی در صورتی که پژوهش‌های بایگانی را دربر می‌گرفت مورد نیاز می‌بود. ما  $N$  ضد شکست را برای تحلیل مختلط (تأثیر  $K=42$ ) مبتنی بر فرمول‌هایی که در پژوهش بگ (۱۹۹۴) آمده بود محاسبه کردیم، که تابعی از مقادیر  $Z$  مرتبط با هر کدام از اندازه‌های اثر مندرج در فراتحلیل هاست. این موضوع فاش ساخت که ۱۴۱۸ اندازه اثر با نسبت شانس میانگین ۱.۰ (یعنی به طور حقیقی عدم هیچ‌گونه رابطه‌ای بین التزام دینی و مرگ و میر) برای از بین بردن رابطه کلی معنی‌دار التزام دینی و مرگ و میر مورد نیاز است (تا اندازه اثر میانگین به دست آمده را بی‌معنا، یعنی  $P > .05$  یک دامنه، کند) که ما در تحلیل‌های مختلط مان آن را یافتیم.

علاوه بر این، بگ (۱۹۸۵) خاطر نشان کرد که سوگیری نشریه به احتمال زیاد در فراتحلیل‌های حیطه‌های پژوهشی وجود دارد که در آن پژوهش‌های زیادی دارای اندازه‌های نمونه کوچک هستند. در مقایسه، پژوهش ما بر روی پژوهش‌های مرتبط فقط ۴۲ اندازه اثر را با



میانگین اندازه نمونه ۲۹۹۶ نشان داد. این شواهد و قراین هم‌گرا حاکی از آن است که استنتاج‌های ما از سوگیری انتشارات در امان است. با این وجود، از خوانندگان تقاضا می‌کنیم که نتایج پژوهش‌های منتشر نشده و منتشر شده‌ای را که در نقد و بررسی انجام شده به دست مایکل، ای، مک‌الک و وجود ندارد برای ما ارسال نمایند. داده‌های ارائه شده به نقد و بررسی حاضر اضافه شده و به رد سوگیری انتشاراتی به عنوان تبیینی برای نتایج فعلی کمک خواهد کرد.

### بحث

در طی بررسی مکتوبات گسترده پژوهشی، ما ۴۲ اندازه اثر مستقل را براساس نمونه‌های تقریباً ۱۲۶۰۰۰ نفری که نمایان‌گر ارتباط التزام دینی و مرگ و میر به هر دلیل بودند، شناسایی کردیم. اکثر ( $K=23$ ) این اندازه‌های اثر براساس شاخص‌های تک‌فقره‌ای حضور در مراسم دینی یا دین‌داری ذهنی با پایایی محدودی استوار بودند، با وجود این که ابزارهای پیش‌رفته‌ای برای ارزیابی التزام دینی به طور گسترده‌ای در دسترس است (هیل و هود، ۱۹۹۹)، ناپایایی ارتباط بین متغیر سنجیده شده را با متغیرهای دیگر مورد نظر (مثل مرگ و میر) تضعیف می‌کند، و اندازه‌های اثر کمتری را نشان می‌دهد نسبت به زمانی که اگر متغیرها بدون خطا سنجیده می‌شدند، نشان می‌دادند (هانتر و اشمیت، ۱۹۹۰). بنابراین، اندازه‌های اثری که در این جا گزارش شده‌اند باید برآوردهای محافظه‌کارانه‌ای از ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر تلقی شوند.

### ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر به هر دلیل

علی‌رغم محدودیت‌های روان‌سنجی موجود، فراتحلیل‌ها نشان دادند که شانس ماندگاری افرادی که نمره بالاتری را در شاخص‌های التزام دینی (بعد از کنترل آماری) گرفتند ۱۲۹٪ شانس ماندگاری افرادی بود که نمره کمتری را در شاخص‌های مذکور کسب کرده‌اند. نسبت شانس این اندازه با هم‌بستگی چهارطرفه ۱۰ معادل است (دیویدف و گوین، ۱۹۵۳). این اندازه اثر براساس قاعده تجربی کوهن (۱۹۸۸) در علوم رفتاری ناچیز به حساب می‌آید. با این وجود، ارتباط التزام دینی و مرگ و میر ممکن است با در نظر گرفتن اهمیت متغیر معیار (یعنی مرگ و میر) و هم‌چنین تعداد افراد در جامعه که به نحوی بالقوه در معرض دین قرار می‌گیرند دارای اهمیت و ارزش عملی قابل توجهی باشد.

اگرچه نیرومندی این رابطه به صورت تابعی از چند متغیر تعدیل‌کننده تغییر می‌کند، ولی یافته‌های پایه‌ای قطعی بودند: التزام دینی با احتمال ماندگاری بالایی (یا بالعکس احتمال مرگ پایینی) در طی هر

دوره‌پی گیری خاصی مرتبط است. این یافته‌ها را نمی توان به سوگیری نشریه نسبت داد.

### متغیرهای تعدیل کننده: تبیین ارتباط التزام دینی و مرگ و میر

تحلیل های تعدیل کننده ما به روشن شدن ماهیت رابطه بین التزام دینی و مرگ و میر کمک کرد. اما تبیین های زیر با رعایت احتیاط پیشنهاد می گردد، به این دلیل که این تبیین ها از روی تفسیر داده های هم بستگی چند متغیری حاصل آمده که از نمونه کاملاً کوچک پژوهش ها بیرون کشیده شده اند (هجز، ۱۹۹۲؛ هانتر و اشمیت، ۱۹۹۰).

### ویژگی های پژوهش

ارتباط فوق العاده مطلوب التزام دینی همگانی و مرگ و میر ممکن است، تا حدودی، مولود آن چه لوین و وندرپول (۱۹۸۷) اثر جانشین دانستند، باشد (یعنی خلط بین التزام دینی همگانی و عمل کرد جسمانی) هر چند ما هیچ شاهی نیافتیم بر این که ارتباط التزام دینی و مرگ و میر در مطالعاتی که سلامت جسمی را کنترل نکردند، قوی تر است و پژوهش گران باید مراقب باشند که سلامت جسمی خط پایه [مینا] را در تحقیقات آتی کنترل کنند، مبادا ارتباط حقیقی التزام دینی و مرگ و میر بیش از حد برآورد شود. در واقع، پژوهش گران که دین و مرگ و میر را در آینده تحقیق و بررسی می کنند باید جد و جهد کنند تا همه متغیرهای اجتماعی جمعیت شناختی، اجتماعی و بهداشتی را که در حکم عوامل خطر مرگ زودرس مشهورند کنترل کنند. برخی از این متغیرها (مانند نژاد، جنسیت، سن و احتمالاً وضعیت سلامت جسمی) عوامل درهم آمیختگی مربوط به ارتباط بین التزام دینی و مرگ و میر هستند. متغیرهای دیگر (از جمله حمایت اجتماعی، فعالیت های اجتماعی و رفتارهای بهداشتی) ممکن است عوامل درهم آمیختگی یا عوامل واسطه ارتباط دین با مرگ و میر باشند. در هر دو مورد، پژوهش گران فقط در صورتی تصویر دقیقی از ارتباط بین دین و مرگ و میر را ارائه خواهند داد که در اندازه گیری و ساخت و پرداخت این عوامل درهم آمیختگی بالقوه و عوامل واسطه به قدر کافی جانب دقت و احتیاط را رعایت کنند.

### نتیجه گیری

هر چند ماهیت هم بستگی نگر داده ها سدّ راه استنتاج های علی هستند، ولی التزام دینی واجد ارتباطی چشم گیر و مطلوب با مرگ و میر به هر علت است. این رابطه در پژوهش هایی که در آن

بخش اعظم مشارکت کنندگان را زنان تشکیل می‌دهند، و کنترل دیگر متغیرهای مشترک مرگ و میر ناکافی است و معیارها یا شاخص‌های التزام دینی همگانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، قوی‌تر است. گرچه قسمتی از ارتباط التزام دینی و مرگ و میر ممکن است ناشی از درهم‌آمیختگی موجود باشد قسمت اعظمی از این ارتباط ممکن است اساسی، و چه بسا متأثر از رفتارهای سلامت‌افزا، نظیر حفظ حجم بدنی طبیعی، باشد.

با در نظر گرفتن این نتایج-مبتهی بر نمونه‌ای فراتحلیلی مرکب از حدود ۱۲۶۰۰۰ شرکت‌کننده- پژوهش‌گران آینده که علاقه‌مند به فعالیت در این گونه موضوعات هستند، چه بسا نباید توجه و اهتمام خود را منحصرأً به کندوکاو در این‌که آیا چنین ارتباطی وجود دارد یا نه، معطوف کنند، بلکه باید در مورد سازوکارهایی که به مدد آنها التزام دینی ارتباط مطلوبی را با مرگ و میر به دست می‌دهد، به کندوکاو پردازند. برای پیش‌برد این دستور کار پژوهشی، پژوهش‌گران بایستی از معیارهای پایانی چند وجهی ناظر به التزام دینی (مانند التزام دینی همگانی، فعالیت‌های دینی اختصاصی، باورهای دینی، انگیزش‌های دینی و کنار آمدن دینی) بیشتر استفاده کنند. علاوه بر این، باید روش‌های آماری پیچیده (یعنی مدل‌سازی معادلات ساختاری) بیشتری را در قالب‌ریزی سازوکارها (از جمله سازوکارهای اساسی‌ای مانند طرق روانی-اجتماعی یا فیزیولوژیکی و نیز سازوکارهای روش‌شناختی‌ای نظیر درهم‌آمیختگی) به کار ببرند تا از این رهگذر بتوان ارتباط بین التزام دینی را با مرگ و میر به دست آورد. درهم‌آمیختگی‌های بالقوه‌ای که باید قالب‌ریزی شوند عبارتند از: سن، نژاد، جنسیت و سلامت جسمانی. طرق به‌طور بالقوه اساسی ممکن است کاهش‌هایی در رفتارهای مخاطره‌آمیزی نظیر استعمال دخانیات، مصرف مواد مخدر، مصرف الکل، فریبی و اعمال و رفتارهای جنسی ناسالم (برای نمونه بنگرید به بنسون، ۱۹۹۲)؛ بهبودهایی در حمایت اجتماعی و ثبات زناشویی-خانوادگی (الیسون و جرج، ۱۹۹۴)؛ و هم‌چنین نگرش‌ها و هیجانات مثبتی که با سلامت جسمانی و التزام دینی مرتبطند (برای نمونه، کارک، کارمل، سین ریچ، گلدبرگر، فریدلندر، مایرز و دینر، ویتز، استوک، اکیون، وهرینگ، ۱۹۸۵) را دربرگیرد.

با توجه به تعداد زیادی از افرادی که از نظر دینی فعال هستند، ارتباط مطلوب بین التزام دینی و مرگ و میر پدیده‌ای سالم و بهداشتی است که تا حدودی به بخش معتنابهی از جامعه آمریکایی ارتباط دارد. ایضاح ماهیت این ارتباط قاطع و در عین حال به‌طور ضعیف و ناقص درک شده، می‌تواند موضوعی سودمند و پربار برای پژوهش‌آتی در نقطه تلاقی روان‌شناسی و سلامت باشد.



نقد و نظر/ سال نهم / شماره سوم و چهارم، ۲۲۹



نقد و نظر/ سال نهم / شماره سوم و چهارم، ۲۳۱





نقد و نظر/ سال نهم / شماره سوم و چهارم، ۲۲۳

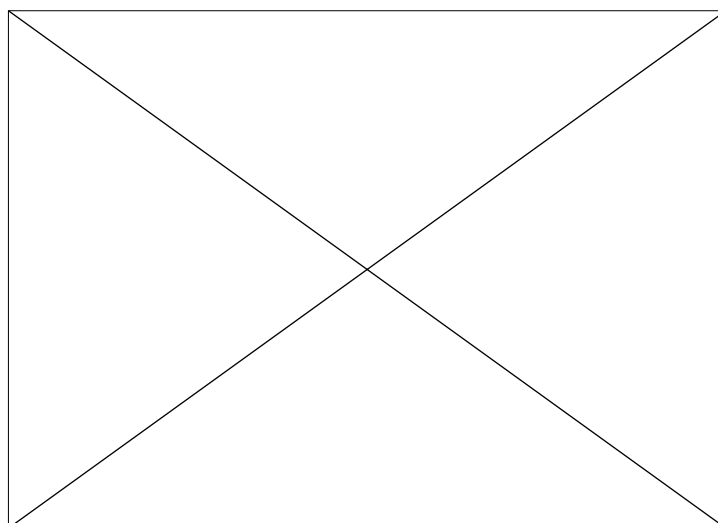


جدول ۲: وزن های رگرسیون اثر تصادفی برای ویژگی های طراحی مربوط به ۴۲ اندازه اثر

پارامتر	y	SE(y)	P
عرض از مبدأ	.3650	.0470	<.001
مدت زمان پی گیری (ماه)	.0006	.0005	.252
شماره تعدیل های آماری	-.0180	.0085	.041
% مردان	-.0018	.0008	.043
سن مردان در مبدأ	.0043	.0029	.149
جامعه (0) در مقابل امور بالینی (1)	-.0010	.1737	.995
سنجه تدین*			
خصوصی (1) در مقابل دیگران (0)	-.1435	.2053	.489
مرکب (1) در مقابل دیگران (0)	-.3077	.1070	.007
عدم تدین (1) در مقابل دیگران (0)	-.4369	.2238	.059

\* هر سنجه دینی در یکی از چهار مقوله (جمعی، خصوصی، ترکیب این دو، و هیچ کدام) کدگذاری شده بود. برای انجام تحلیل های رگرسیون این چهار مقوله به سه متغیر ساختگی (سنجه های التزام دینی خصوصی، سنجه هایی که مرکب از سنجه های التزام دینی خصوصی و جمعی بودند، و سنجه هایی که به قدر کافی توصیف نشده بودند) تبدیل شدند، به گونه ای که سنجه های جمعی تحت مقوله 0 یا غیر آن، برای هر متغیر ساختگی قرار می گرفت.

شکل ۱



### پی نوشت ها:

\* مشخصات مأخذشناسی این مقاله به شرح زیر است:

McCullough, Michael E., William T. Hoyt, David B. Larson, Harold G. Koenig and Carl Thoresen. in *The American Psychological Association (APA)*, may 2000, Vol. 19. 3, pp. 212-222.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روان شناسی بالینی، انستیتو روان پزشکی تهران، عضو دفتر مطالعات اسلامی در بهداشت روان، انستیتو روان پزشکی تهران، مرکز تحقیقات بهداشت روان.

۲. کارشناسی ارشد روان شناسی عمومی، دانشگاه تربیت مدرس.

3. all-cause mortality
4. odds ratio
5. follow-up
6. universal spirit
7. local religious body
8. Attendance
9. religious Kibbutzim
10. Orthodoxy
11. Alameda
12. Log transformation
13. asymmetrical
14. multicollinearity
15. predictor-to-case ratio

### کتاب نامه:

منابع و مأخذی که نشان ستاره دارند به مطالعاتی که در فراتحلیل جای گرفته اند، اشاره دارند.

- \*Abramson, J. H., Gofin, R. & Peritz, E. (1982). Risk markers for mortality among elderly men-A community study in Jerusalem. *Journal of Chronic Disease*, 35, 565-572.
- Baecke, J. A., Burema, J., Frijters, J. E., Hautvast, J. G. & van der Wiel-Wetzels, W. A. (1983). Obesity in Young Dutch adults: I. Sociodemographic variables and body mass index. *International Journal of Obesity*, 7, 1-12.
- \*Baugher, R. J., Burger, C., Smith, R. & Wallston, K. (1989/1990). A comparison of terminally ill persons at various time periods to death. *Omega*, 20, 103-115.
- Becker, B. J. (1994). Combining significance levels. (In H. Cooper & L. V. Hedges (Eds.), *Handbook of research synthesis* (pp. 215-230). New York : Russell Sage Foundation.)
- Begg, C. B. (1985). A measure to aid in the interpretation of published clinical trials. *Statistics in Medicine*, 4, 1-9.
- Begg, C. B. (1994). Publication bias. (In H. Cooper & L. V. Hedges (Eds.), *Handbook of research synthesis* (pp. 399-409). New York: Russell Sage Foundation.)
- Benson, P. (1992). Religion and substance use. (In J. F. Schumaker (Ed.), *Religion and mental health* (pp.211-220).New York: O U P .)

- Berkman, L. & Syme, L. (1979). Social networks, host resistance, and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda County residents. *American Journal of Epidemiology*, 109, 186-204.
- Bryant, S. & Rakowski, W. (1992). Predictors of mortality among elderly African-Americans. *Research on Aging*, 14, 50-67.
- Bryk, A. S. & Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. (Newbury Park, CA: Sage)
- Bryk, A. S. & Raudenbush, S. W. & Congdon, R. T. (1996). *HLM (Version 4)* [Computer software]. (Chicago: Scientific Software International)
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for behavioral sciences* ((2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum)
- Colantonio, A., Kasl, S. V. & Ostifield, A. M. (1992). Depressive symptoms and other psychosocial factors as predictors of stroke in the elderly. *American Journal of Epidemiology*, 136, 884-894.
- Comstock, G. W. & Lundin, F. (1967). Perinatal smoking and perinatal mortality. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 98, 708-718.
- Comstock, G. W. & Partridge, K. (1972). Church attendance and Health. *Journal of Chronic Disease*, 25, 665-672.
- Comstock, G. W., Shah, F., Meyer, M. & Abbey, H. (1971). Low birth weight and neonatal mortality rate related to maternal smoking and socioeconomic status. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 111, 53-59.
- \*Comstock, G. W., Tonascia, J. A. (1977). Education and mortality in Washington County, Maryland. *Journal of Health and Social Behavior*, 18, 54-61.
- Craigie, F. C., Liu, I. Y., Larson, D. B. & Lyons, J. S. (1988). A systematic analysis of religious variables in the Journal of Family Practice 1976-1986. *Journal of Family Practice*, 27, 509-513.
- Davidoff, M. D. & Goheen, H. W. (1953). A table for the rapid determination of the tetrachoric correlation coefficient. *Psychometrika*, 18, 115-121.
- Davies, H. T. O., Crombie, I. K. & Tavakol, M. (1998). When can odds ratios mislead? *British Medical Journal*, 316, 989-991.
- \*Devins, G., Mann, J., Mandin, H. & Paul, L. (1990). Psychosocial predictors of survival in endstage renal disease. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 178, 127-133.
- Durkheim, E. (1995). *The elementary forms of religious life* (K. E. Fieds, Trans.). New York: Free Press. (Original work published 1912)
- Ellison, C. G. & George, L. K. (1994). Religious involvement, social ties, and social support in a Southeastern community. *Journal of for the Scientific Study of Religion*, 33, 46-61.
- Enstrom, J. (1975). *Cancer mortality among Mormons*. *Cancer*, 36, 825-841.

- \*Enstrom, J. (1989). Health practices and cancer mortality among active California Mormons. *Journal of the National Cancer Institute* 1989, 81, 1807-1814.
- Fleiss, J. L. (1994). Measures of effect size for categorical data. (In H. Cooper & L. V. Hedges (Eds.), *Handbook of research synthesis* (pp. 245-260). New York: Russell Sage Foundation.)
- Friedlander, Y., Kark, J. D. & Stein, Y. (1986). Religious orthodoxy and myocardial infraction in Jerusalem: A case-control study. *International Journal of Cardiology*, 10, 33-41.
- Gallup, G. (1995). *The Gallup poll: Public opinion 1995*. (Wilmington, DE: Scholarly Resources)
- \*Goldbourt, U., Yaari, S. & Medalie, J. H. (1993). Factors predictive of long-term coronary heart disease mortality among 10, 059 male Israeli civil servants and municipal employees. *Cardiology*, 82, 100-121.
- \*Goldman, N., Korenman, S. & Weinstein, R. (1995). Marital status and health among the elderly. *Social Science & Medicine*, 40, 1717-1730.
- Haddock, C. K., Rindskopf, D. & Shadish, W. R. (1998). Using odds ratios as effect sizes for meta-analysis of dichotomous data: A primer on methods and issues. *Psychological Methods*, 3, 339-353.
- Hedges, L. V. (1994). Fixed effect models. (In H. Cooper & L. V. Hedges (Eds.), *Handbook of research synthesis* (pp. 285-299). New York: Russell Sage Foundation.)
- Hedges, L. V. & Vevea, J. L. (1998). Fixed- and random- effects models in meta-analysis. *Psychological Methods*, 3, 486-504.
- Helsing, K. & Szklo, M. (1981). Mortality after bereavement. *American Journal of Epidemiology*, 114, 41-52.
- Hill, P. C. & Hood, R. (1999). *Measures of religiosity*. (Birmingham, AL: Religious Education Press)
- \*House, J. S., Robbins, C. & Metzner, H. L. (1982). The association of social relationships and activities with mortality: Prospective evidence from the Tecumseh Community Health Study. *American Journal of Epidemiology*, 116, 123-140.
- \*Hummer, R. A., Rogers, R. G., Nam, C. B. & Ellison, C. G. (1999). Religious involvement and U.S. adult mortality. *Demography*, 36, 273-285.
- Hunter, J. E. & Schmidt, F. L. (1990). *Methods of meta-analysis: Correcting for error and bias in research findings*. (Newbury Park, CA: Sage)
- Idler, E. L. & Kasl, S. (1991). Health perceptions and survival: Do global evaluations of health status really predict mortality? *Journal of Gerontology: Social Science*, 46B, S55-S65.
- \*Idler, E. L. & Kasl, S. (1992). Religion, disability, depression, and the timing of death. *American Journal of Sociology*, 97, 1052-1076.
- Idler, E. L. & Kasl, S. V. (1997a). Religion among disabled and nondisabled persons. I: Cross-sectional patterns in health practices, social activities, and well-being. *Journal of Gerontology: Social Science*, 52B, S294-S305.

- Idler, E. L. & Kasl, S. V. (1997b). Religion among disabled and nondisabled persons. II: Attendance at religious services as a predictor of the course of disability. *Journal of Gerontology: Social Science*, 52B, S306-S316.
- \*Janoff-Bulman, R., Marshall, G. (1982). Mortality, well-being, and control: A study of a population of institutionalized aged. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 8, 691-698.
- Jarvis, G. K. & Northcott, G. C. (1987). Religion and differences in morbidity and mortality. *Social Science & Medicine*, 25, 813-824.
- Kark, J. D., Carmel, S., Sinnreich, R., Golderger, N. & Friedlander, Y. (1996). Psychosocial factors among members of religious and secular kibbutzim. *Israel Journal of Medical Sciences*, 32, 185-194.
- \*Kark, J. D., Shemi, G., Fridlander, Y., Martin, O., Manor, O. & Blondheim, S. H. (1996). Does religious observance promote health? Mortality in secular vs. kibbutzim in Israel. *American Journal of Public Health*, 86, 341-346.
- Kendler, K. S., Gardner, C. O. & Prescott, C. A. (1997). Religion, psychopathology, and substance use and abuse: A multimeasure, genetic-epidemiologic study. *American Journal of Psychiatry*, 154, 322-329.
- Koenig, H. G. (1995). Use of acute hospital services and mortality among religious and non-religious copers with medical illness. *Journal of Religious Gerontology*, 9, 1-21.
- \*Koenig, H. G., Hays, J. C., Larson, D. B., George, L. K., Cohen, H. J., McCullough, M. E., Meador, K. G. & Blazer, D. G. (1999). Does religious attendance prolong survival? A six-year follow-up study of 3, 968 older adults. *Journal of Religious Gerontology: Medical Sciences*, 54A, M370-M376.
- \*Koenig, H. G., Larson, D. B., Hays, J. C., McCullough, M. E., George, L. K., Branch, P. S., Meader, K. G. & Kuchibhatla, M. (1998). Religion and survival of 1, 010 male veterans hospitalized with medical illness. *Journal of Religion and Health*, 37, 15-29.
- Kosmin, B. A. & Lachman, S. P. (1993). *One nation under God*. (New York: Harmony)
- Kovar, M. G., Fitti, J. E. & Chyba, M. M. (1990). *The longitudinal study of aging: 1984-90*. (Vital Health Statistics, Series, 1, No.28 (DHHS Publication No. PHS 92-1304). Hyattsville, MD: U.S. Department of Health and Human Services.)
- \*Krause, N. (1998). Stressors in highly valued roles, religious coping, and mortality. *Psychology and Aging*, 13, 242, 255.
- Krause, N. & Van Tran, T. (1987). Stress and religious involvement among older Blacks. *Journal of Gerontology*, 44, S4-S13.
- \*Kune, G., Kune, S. & Watson, L. (1992). The effect of family history of cancer, religion, parity and migrant status on survival in colorectal cancer. *European Journal of Cancer*, 28A, 1484-1487.

- Laird, N. M. & Mosteller, F. (1990). Some statistical methods for combining experimental results. *International Journal of Technology Assessment in Health Care*, 6, 5-30.
- Levin, J. S. & Chatters, L. M. (1998). Religion , health and psychological well-being in older adults. *Journal of Aging and Health*, 10, 504-531.
- Levin, J. S. & Taylor, R. J. (1997). Age differences in patterns and correlates of the frequency of prayer. *Gerontologist*, 37, 75-88.
- Levin, J. S. & Vanderpool, H. Y. (1987). Is frequent religious attendance really conducive to better health? Toward an epidemiology of religion. *Social Science & Medicine*, 24, 589-600.
- Levin, J. S. & Vanderpool, H. Y. (1989). Is religion therapeutically significant for hypertension? *Social Science & Medicine*, 29, 69-78.
- \*LoPrinzi, C. L., Laurie, J. A., Wieand, H. S., Krook, J. E., Novotny, P. J., Kugler, J. W., Bartel, J., Law, M., Bateman, M., Klatt, N. E., Dose, A. M., Ezzell, P. S., Nelimark, R. A., Mailliard, J. A. & Moertel, C. G. (1994). Prospective evaluation of prognostic variables from patient-completed questionnaires. *Journal of Clinical Oncology*, 12, 601-607.
- Miller, T. Q., Smith, T. W., Turner, C. W., Guijarro, M. L. & Hallet, A. J. (1996). A meta-analytic review of research on hostility and physical health. *Psychological Bulletin*, 119, 322-348.
- Mosteller, F. & Colditz, G. A. (1996). Understanding research synthesis (meta-analysis). *Annual Review of Pblc Health*, 17, 1-23.
- \*Musick, M. A., House, J. S. & Williams, D. R. (1998). *Attendance at religious services and mortality in a national sample*. (Manuscript submitted for publication)
- Myers, D. G. & Diener, E. (1995). Who is happy? *Psychological Science*, 6, 10-19.
- \*Oman, D., & Reed, D. (1998). Religion and mortality among the community-dwelling elderly. *American Journal of Public Health* , 88, 1469-1475.
- \*Oxman, T. E. Freeman, D. H. & Manheimer, E. D. (1995). Lack of social participation of religious strength and comfort as risk factors for death after cardiac surgery in the elderly. *Psychosomatic Medicine*, 57, 5-15.
- Pressman, P., Lyons, J. S., Larson, D. B. & Strain, J. J. (1990). Religious belief, depression, and ambulation status in elderly women with broken hips. *American Journal of Psychiatry*, 147, 758-760.
- \*Reynolds, D., Nelson, F. (1981). Personality, life situation, and life expectancy. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 11, 99-110.
- \*Ringdal, G. (1996). Religiosity, quality of life and survival in cancer patients. *Social indicators Research*, 38, 193-211.
- Ringdal, G., Gotestam, K., Kaasa, S., Kvinnsland, S. & Ringdal, K. (1995). Prognostic factors and survival in a heterogeneous sample of cancer patients. *British Journal of Cancer*, 73,



1594-1599.

- \*Rogers, R. G. (1996). The effects of family composition, health, and social support linkages on mortality. *Journal of Health and Social Behavior*, 37, 326-338.
- \*Rosenblatt, M. W. (1996). *Predictive value of social support on survival in Type II diabetic patients with end stage renal disease*. (Unpublished doctoral dissertation, St. Mary's University, San Antonio, TX)
- Rosenthal, R. (1979). The "file drawer problem" and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86, 638-641.
- Rosenthal, R. (1990). How are we doing in soft psychology? *American Psychologist*, 45, 775-777.
- \*Schoenback, V., Kaplan, B., Fredman, L. & Kleinbaum, D. (1986). Social ties and mortality in Evans County, Georgia. *American Journal of Epidemiology*, 123, 577-591.
- Seeman, T., Kaplan, G., Knudsen, L., Cohen, R. & Guralnik, J. (1987). Social network ties and mortality among the elderly in the Alameda County study. *American Journal of Epidemiology*, 126, 714-723.
- Shadish, W. R. & Haddock, C. K. (1994). Combining estimates of effect size. (in H. Cooper & L. V. Hedges (Eds.), *Handbook of research synthesis* (pp. 261-281). New York: Russell Sage Foundation.)
- Shrout, P. E. & Fleiss, J. L. (1979). Intraclass correlations: Uses in assigning rater reliability. *Psychological Bulletin*, 86, 420-428.
- \*Spiegel, D., Bloom, J. R. & Gottheil, E. (1983) "Family environment as a predictor of adjustment to metastatic breast carcinoma", *Journal of Psychological Oncology*, 1, 33-44.
- \*Strawbridge, W. J., Cohen, R. D., Shema, S. J. & Kaplan, G. A. (1997). Frequent attendance at religious services and mortality over 28 years. *American Journal of Public Health*, 87, 957-961.
- Troyer, H. (1988). Review of cancer among 4 religious sects: Evidence that life-styles are distinctive sets of risk factors. *Social & Medicine*, 26, 1007-1017.
- Wingard, D. (1982). The sex differential in mortality rates. *American Journal of Epidemiology*, 115, 205-216.
- Witter, R. Q., Stock, W. A., Okun, M. A. & Haring, M. J. (1985). "Religion and subjective well-being in adulthood: A quantitative synthesis", *Review of Religious Research*, 26, 332-342.
- \*Yates, J. W., Chalmer, B. J., St. James, P., Follansbee, M. & McKegey, F. P. (1981). Religion in patients with advanced cancer. *Medical and Pediatric Oncology*, 9, 121-128.
- \*Zukerman, D., Kasl, S. & Ostfield, A. (1984). Psychological predictors of mortality the elderly poor: The role of religion, well-being, and social contacts. *American Journal of Epidemiology*, 119, 410-423.