

## مقایسه‌الگوهای غذایی و میزان لذت جویی از غذا در بانوان چاق و غیر چاق

\*سمیرا ریبعی<sup>۱</sup>، فاطمه صداقت<sup>۲</sup>، رضا راست منش<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup> گروه علوم تغذیه، دانشکده علوم تغذیه و صنایع غذایی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، تهران، ایران      <sup>۲</sup> گروه تغذیه بالینی و رژیم درمانی، دانشکده علوم تغذیه و صنایع غذایی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، تهران، ایران

E-mail: rezar@sbmu.ac.ir      ۰۲۱۲۲۳۶۰۶۶۰      فاکس: ۰۲۱۲۲۳۵۷۴۸۴ \* نویسنده مسئول. تلفن: ۰۲۱۲۲۳۶۰۶۶۰

### چکیده

**زمینه و هدف:** مصرف غذا برای کسب لذت، منجر به دریافت انرژی بیش از حد نیاز شده و می‌تواند در توجیه علت شیوع روزافزون چاقی، کمک کند. در این مطالعه، الگوهای غذایی و امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا (هدونیک) در بانوان چاق و غیر چاق، مقایسه شد و ارتباط بین امتیاز این پرسشنامه با اقلام غذایی مختلف، بررسی شد.

**روش کار:** این مطالعه موردن‌شناختی، با روش نمونه گیری آسان، در ۱۴۰ خانم ۴۴-۱۷ ساله مراجعته کننده به باشگاه چاقی منطقه ۴ شهرداری تهران، در سال ۱۳۹۰ انجام گرفت. دریافت غذایی و اطلاعات مربوط به امتیاز هدونیک، به ترتیب با استفاده از پرسشنامه‌های اعتبارسنجی شده نیمه کمی بسامد خوارک ۱۶۸ آیتمی و ۲۱ آیتمی لذت جویی از غذا بدست آمد. از رگرسیون لجستیک برای تعیین نسبت شانس چاقی در رابطه با الگوهای غذایی تعیین شده با روش تحلیل عاملی و امتیاز گرسنگی هدونیک استفاده شد.

**یافته‌ها:** دو الگوی غذایی تحت عنوان سالم و ناسالم، شناخته شد. نسبت شانس تعدیل شده چاقی در هیچ یک از الگوهای روند معنی داری نداشت. میانگین امتیاز پرسشنامه هدونیک در گروه مورد بالاتر از گروه شاهد بود ( $0.05 < 0.04$ ). نسبت شانس تعدیل شده چاقی در سه‌کم دوم و سوم امتیاز این پرسشنامه، در مقایسه با سه‌کم اول، به ترتیب،  $0.08 < 0.07$  و  $0.08 < 0.06$ .

**نتیجه گیری:** این مطالعه نشان داد که تفاوتی میان الگوهای غذایی بانوان چاق و غیر چاق وجود ندارد؛ در حالیکه بین گرسنگی هدونیک و چاقی، ارتباط مستقیم وجود دارد. به نظر می‌رسد گرسنگی هدونیک، افراد چاق را به سمت انتخاب‌های غذایی ناسالم سوق می‌دهد.

**کلمات کلیدی:** چاقی، بانوان، الگوهای غذایی، گرسنگی هدونیک

دریافت: ۹۱/۳/۱۶      پذیرش: ۹۱/۹/۲۵

### مقدمه

الگوهای غذایی مختلف، چه از طریق ذخیره انرژی در بدن و چه به سبب ماهیت غذاهای موجود، بر تغییرات وزن بدن و نهایتاً چاقی، مؤثر هستند [۱]. در این میان الگوهای غذایی، خود، ممکن است تحت تاثیر لذت جویی از غذاها قرار بگیرند؛ چرا که خوردن، امری لذت بخش است و نیاز هومندستیک به انرژی، تنها تحریک کننده دریافت غذا نیست، بلکه مطیوع بودن یک ماده غذایی نیز، می‌تواند دریافت برخی انواع غذاها را حتی با وجود سیری، تحریک کند

[۲]. فعالیت مراکز مربوط به پاداش، در مغز افرادی که تمایل بالایی به خوردن غذا دارند، بیش از سایرین است [۳] و این احتمال مطرح است که بروز ناهنجاری در این قسمت از مغز، با افزایش خطر چاقی همراه باشد [۴]. احساس لذت از خوردن مقادیر زیاد یک غذای لذیذ، نشان دهنده اشتیاق به چنین غذاهایی، در غیاب نیاز واقعی به انرژی و دریافت غذا است. اهمیت این پدیده که اخیراً به عنوان «گرسنگی هدونیک» مطرح شده است، حتی از پرخوری به مراتب، بیشتر است [۵]. بر این اساس،

است. به این ترتیب، ۴۶ خانم چاق در گروه مورد و ۹۲ خانم با وزن نرمال در گروه شاهد در نظر گرفته شدند. بانوان باردار، شیرده، یائسه و نیز بانوان مبتلا به هرگونه اختلالات نورواندوکرین، اختلالات متابولیک، بیماری‌های کبدی، کلیوی و بانوانی که در طول سال گذشته تحت رژیم‌های کاهش وزن قرار داشتند، وارد مطالعه نشدند. مصرف داروهای مؤثر بر عملکرد نورواندوکرین، داروهای ضدبارداری، داروهای هورمونی، داروهای کاهنده وزن، داروهای ضد افسردگی و الكل، از معیارهای خروج از مطالعه بود. اطلاعات تن سنجی شامل قد (توسط متر نواری با دقیقه ۱/۰ سانتی متر، در حالت ایستاده، بدون کفش، در حالتی که کتف‌ها در وضعیت عادی قرار داشتند)، وزن (با استفاده از ترازوی امرون Omron BF508) بدون کفش، با حداقل لباس با دقیقه ۱۰۰ (گرم)، نمایه‌ی توده بدن یا BMI (وزن بر حسب کیلوگرم تقسیم بر قد بر حسب متر به توان دو)، دور کمر (با استفاده از متر نواری غیرقابل ارجاع بدون تحمیل هرگونه فشاری به بدن و در باریک ترین ناحیه بین آخرين دندنه و قسمت تخت فوقانی لگن خاصره در انتهای بازدم طبیعی)، دور باسن (با متر نواری در بر جسته ترین قسمت) و نسبت دور شکم به دور باسن، درصد توده چربی و توده بدون چربی بدن (توسط دستگاه بیومپدانس Omron BF508. ساخت آمریکا) بود. افرادی که میزان BMI آن ها  $45-30\text{ kg/m}^2$  بود به عنوان گروه مورد (چاق) و افرادی که میزان BMI آن ها  $25-18\text{ kg/m}^2$  بود، به عنوان گروه شاهد (غیر چاق) انتخاب شدند. در مجموع، ۶۴ نفر در گروه مورد و ۹۴ نفر در گروه شاهد وارد شدند. برای ارزیابی دریافت غذایی افراد، از پرسشنامه معتبر نیمه کمی بسامد خوراک ۱۶۸ آیتمی به همراه یک واحد اندازه‌ی استاندارد برای هر ماده غذایی که طبق روش Willett [۱۱] طراحی شده بود و در مطالعات قبلی توسط اسماعیل زاده و آزادبخش [۱۲]

غذا، تنها به منظور حفظ بقا مصرف نمی‌شود؛ بلکه همچنین، برای کسب لذت و احساس رضایت، خورده می‌شود. چنین مسئله‌ای، منجر به دریافت انرژی بیش از حد نیاز شده و می‌تواند در توجیه علت شیوع روزافزون چاقی در سراسر جهان، کمک کند [۶]. مطالعات مختلف ارتباط بین الگوهای غذایی غالب با انواع چاقی، از جمله چاقی هدوفنیک را بررسی کرده اند که اغلب آنها مربوط به کشورهای غربی است [۷۸]. این در حال توسعه، بسیار محدود است [۹۱۰]. کشورهای در حال توسعه، بسیار محدود است [۹۱۰]. اطلاعات مربوط به منطقه خاورمیانه نیز بسیار محدود است. همچنین، اکثر این مطالعات به صورت مقطعی انجام گرفته اند. مطالعه‌ی حاضر برای اولین بار در ایران، با هدف شناخت بیشتر ارتباط الگوهای غذایی و لذت جویی از غذا با چاقی، به مقایسه الگوهای غذایی غالب و لذت جویی از غذا در بانوان چاق و غیر چاق پرداخته است. در این مطالعه، امتیاز پرسشنامه لذت جویی (هدوفنیک) از غذا در افراد چاق و غیر چاق و نیز ارتباط آن با الگوهای غذایی این افراد مقایسه گردید. همچنین، به منظور شناسایی مواد غذایی که نسبت به امر لذت‌جویی از غذا، از حساسیت بیشتری برخوردارند، ارتباط بین امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا با اقلام غذایی مختلف، مورد بررسی قرار گرفت.

### روش کار

این مطالعه مورد- شاهدی، با استفاده از روش نمونه گیری آسان، در ۱۴۰ خانم ۱۷-۴۴ ساله مراجعه کننده به باشگاه چاقی منطقه ۴ شهرداری تهران در سال ۱۳۹۰، انجام گرفت. از آنجایی که بر اساس دانش و آگاهی‌ما، مطالعه مشابه در این زمینه منتشر نشده است، برای حصول به بهترین توان آماری و کاهش خطای OR معادل ۳ استفاده شد؛ به این معنا که احتمال داشتن الگوی غذایی ناسالم در افراد چاق نسبت به افراد دارای وزن نرمال تا ۳ برابر بیشتر

کسب امتیاز بالاتر از این پرسشنامه، نشان دهنده بیشتر بودن میزان لذت جویی از غذا (گرسنگی هدوانیک) است. این پرسشنامه شامل سه گروه سؤال است: ۱) سؤالات مربوط به عدم حضور غذا ۲) سؤالات مربوط به حضور غذا<sup>۳</sup> ۳) سؤالات مربوط به مطبوعیت غذا. برای پاسخ به هریک از سؤالات، ۵ دسته جواب بر مقیاس لیکرت وجود دارد که عبارتند از: اصلًا موافق نیستم، کمی موافقم، تقریباً موافقم، موافقم، کاملاً موافقم.

برای ارزیابی میزان فعالیت بدنی، از پرسشنامه بین‌المللی فعالیت بدنی به روش مصاحبه با بیمار استفاده شد و نتایج به صورت معادل متabolیکی به ازای ساعت در روز بیان شد (MET-h/day). این پرسشنامه از مجموعه پرسش‌هایی در ۵ زمینه فعالیتی تشکیل شده است: فعالیت‌های بدنی مرتبط با شغل، حمل و نقل، خانه داری، تفریحات، ورزش و فعالیت‌های مربوط به اوقات فراغت و فعالیت‌های نشسته. این پرسشنامه در عین ساده بودن، بر اساس شدت فعالیت بدنی به ۹ ردیف تقسیم شده و ردیف‌های آن از بالا به پایین از بی تحرکی (MET=۰/۹) تا فعالیت‌های شدید (MET>۶) را نشان می‌دهد.

شدت فعالیت‌ها (MET) از بالا به پایین به ترتیب ۶، ۵، ۴، ۳، ۲، ۱/۵، ۰/۹، ۱، ۰/۹ شد. بیماران خواسته شد که تمام فعالیت‌های خود را طرف هفته‌ی گذشته، به همراه زمان صرف شده برای انجام آن‌ها، به یاد آورند. سپس شدت هر فعالیت (MET) در مدت زمان انجام آن ضرب شد و در نهایت این مقادیر با یکدیگر جمع شد و مقدار MET-h/day تعیین گردید [۱۸، ۱۹].

اطلاعات مربوط به سن، داروهای مصرفی، سطح تحصیلات، شغل و استعمال دخانیات، با استفاده از پرسشنامه اطلاعات عمومی که به صورت خود ایفا تکمیل می‌شد، بدست آمد.

روش آماری

و میرمیران و همکاران [۱۳] برای تعیین الگوهای غذایی مورد استفاده قرار گرفته بود، استفاده شد. از شرکت کنندگان در مطالعه خواسته می‌شد تا با در نظر گرفتن مصرف مواد غذایی خود در طول سال گذشته، علاوه بر بار مصرف هریک از اقلام غذایی موجود در این پرسشنامه در روز، هفته، ماه یا سال، مقدار مصرف در هر بار استفاده را نیز ذکر کنند. در نهایت مقادیر ذکر شده توسط افراد بر اساس کتاب راهنمای مقیاس‌های خانگی، ضرائب تبدیل و درصد خوراکی مواد غذایی [۱۴] و نیز آلبوم مواد غذایی [۱۵] به گرم ماده‌ی مصرفی توسط هر فرد تبدیل شد. سپس بدلیل تعداد زیاد اقلام غذایی موجود در پرسشنامه بسامد خوراک، مواد غذایی بر اساس شباهت از نظر مواد مغذی و نیز با در نظر گرفتن مطالعات پیشین [۱۶، ۱۷] در ۳۱ گروه غذایی طبقه‌بندی شدند و در نهایت، الگوهای غذایی با روش تحلیل عاملی مشخص شد. برای محاسبه انرژی، مقادیر محاسبه شده برای هریک از ۱۶۸ آیتم بر حسب گرم، وارد نرم افزار تغذیه‌ای Nutritionist IV شد.

اطلاعات مربوط به امتیاز گرسنگی هدوانیک، با استفاده از پرسشنامه ۲۱ آیتمی لذت جویی از غذا و به صورت خود ایفا بدست آمد [۵]. نسخه انگلیسی این پرسشنامه به زبان فارسی برگردانده و با اجماع متخصصان، نسخه فارسی اولیه تهیه شد و روی ۴۰ نمونه، مورد آزمایش قرار گرفت. نسخه فارسی به روش «ترجمه برگشتی» مجددأً به انگلیسی برگردانده و روی ۴۰ نمونه آزمایش شد. پایابی بازآزمایی مقیاس گرسنگی هدوانیک بر اساس نتایج دو بار اجرای آزمون در مورد دو گروه نمونه محاسبه و با ضرایب همبستگی از ۰/۷۸ تا ۰/۸۹ تایید شد. همسانی درونی مقیاس گرسنگی هدوانیک بر حسب ضرایب آلفای کرونباخ نیز با ضرایب همبستگی از ۰/۸۸ تا ۰/۹۳ تایید شد.

<sup>۱</sup> Metabolic Equivalents Tense: MET

رابطه با الگوهای غذایی و امتیاز گرسنگی هدوانیک با  
فاصله اطمینان ۹۵٪ تعیین شد.

### یافته ها

در این مطالعه، ۴۶ نفر در گروه مورد و ۹۴ نفر در گروه شاهد بررسی شدند. جدول ۱، میانگین و انحراف معیار متغیرهای کمی (سن، کالری دریافتی، سطح فعالیت بدنی) و فراوانی مطلق و نسبی متغیرهای کیفی (سطح تحصیلات، شغل، استعمال دخانیات، مصرف مکمل) را به تفکیک در گروه مورد و شاهد نشان می‌دهد. بین دو گروه از نظر سن، کالری دریافتی و میزان فعالیت بدنی، تفاوت معنی داری وجود نداشت. سطح تحصیلات (زیر دیپلم، دیپلم، کاردانی، کارشناسی و کارشناسی ارشد و بالاتر از آن) تفاوت معنی داری نداشت. همان طور که در جدول ۱ نشان داده شده است، درصد افراد شاغل در گروه شاهد، به طور معنی داری بالاتر از گروه مورد بود ( $<0.05$ ). بین دو گروه مورد و شاهد، تفاوت معنی داری از نظر وضعیت استعمال دخانیات و مصرف انواع مکمل، مشاهده نشد.

برای آنالیزهای آماری، از نرم افزار آماری SPSS نسخه ۱۷ استفاده شد. برای مقایسه متغیرهای کمی بین دو گروه، برای داده هایی که توزیع آنها نرمال بود، از آزمون Independent sample T test برای داده هایی با توزیع غیر نرمال، از آزمون تی من ویتن استفاده شد. توزیع متغیرهای کیفی نیز با استفاده از آزمون مجذور کای تعیین شد. مقایسه توزیع امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا در بین سه کهای الگوهای غذایی، با استفاده از آنالیز واریانس یک طرفه انجام شد و در صورت معنی دار بودن، از آزمون Tukey's HSD برای مقایسه دو به دوی آنها استفاده شد. ضرایب همبستگی بین متغیرهای دارای توزیع نرمال با استفاده از آزمون همبستگی پیرسون و برای متغیرهای دارای توزیع غیر نرمال با استفاده از آزمون همبستگی اسپرمن تعیین شد. از رگرسیون لجستیک برای پیدا کردن نقش الگوهای غذایی و نیز نقش گرسنگی هدوانیک در چاقی پس از کنترل فاکتورهای مخدوش کننده، استفاده شد و در نهایت، نسبت شانس چاقی در

جدول ۱. توزیع متغیرهای سن، انرژی دریافتی، فعالیت بدنی، میزان تحصیلات، وضعیت اشتغال، استعمال دخانیات و مصرف مکمل در دو گروه مورد و شاهد

متغیرها	گروه ها	
	مورد (۴۶ نفر)	شاهد (۹۲ نفر)
P-value		
.۹	$۳۰.۶ \pm ۷.۲$	$۳۰.۷ \pm ۷.۳$
.۸	$۲۳۴۱ \pm ۷۲۰.۴$	$۳۳۶۷.۲ \pm ۴۹۱$
.۲	$۳۷.۵ \pm ۶.۱$	$۳۶.۳ \pm ۵$
.۲	(۲/۱)۲	(۱۰/۹)۵
	(۴۶/۸)۴۴	(۴۷/۸)۲۲
	(۵/۳)۵	(۴/۳)۲
	(۴۰/۴)۳۸	(۳۲/۶)۱۵
	(۵/۳)۵	(۴/۳)۲
<.۰۵	(۷۲/۳)۶۸	(۹۱/۳)۴۲
	(۳۷/۷)۲۶	(۸/۷)۴
.۶	(۳/۲)۳	(۲/۲)۱
	(۹۶/۸)۹۱	(۹۷/۸)۴۵
.۲	(۱۴/۹)۱۴	(۲۱/۷)۱۰
	(۸۵/۱)۸۰	(۷۸/۳)۳۶

\* مقادیر P-Value با استفاده از آزمون تی مستقل بدست آمده است. <sup>†</sup> مقادیر P-Value با استفاده از آزمون مجذور کای بدست آمده است.

غذایی موجود در الگوی ناسالم به ترتیب بار عاملی، عبارت بودند از: سبب زمینی سرخ کرده، سس مایونز، آبمیوه‌های صنعتی، لبیات پرچرب، گوشت های فرآوری شده، میان وعده‌ها، شیرینی و دسر، نوشابه، غلات تصفیه شده، گوشت قرمز و احشا و روغن مایع. لبیات کم چرب، زیتون و ماهی، با الگوی غذایی ناسالم، همبستگی منفی داشتند. این دو الگو در مجموع ۱۷/۵٪ کل واریانس الگوهای غذایی افراد تحت مطالعه را توجیه می‌کردند.

جدول ۲. الگوهای غذایی غالب به همراه بار عاملی گروه‌های غذایی در هر یک از این الگوها را نشان می‌دهد. نامگذاری این الگوها بر اساس گروه‌های غذایی تشکیل دهنده هر الگو صورت گرفت. اقلام غذایی موجود در الگوی سالم به ترتیب بار عاملی، عبارت بودند از: میوه‌ها، جبوهات، سبزیجات، زیتون، مغزها، تخم مرغ، خشکبار، غلات کامل، ماهی، سبب زمینی، ماکیان و ترشیجات. سس مایونز و نوشابه، با الگوی غذایی سالم، همبستگی معکوس داشتند. اقلام

جدول ۲. بار عاملی گروه‌های غذایی در الگوهای غذایی تعیین شده

الگوی غذایی سالم	الگوی غذایی ناسالم	گروه‌های غذایی
—	.۰/۵۶۲	سبب زمینی سرخ کرده
-.۰/۲۸۴	.۰/۵۴۶	مایونز
—	.۰/۵۳۲	آبمیوه صنعتی
—	.۰/۵۱۶	لبیات پرچرب
—	.۰/۵۱۴	گوشت های فرآوری شده
—	.۰/۵۱۱	میان وعده‌ها
—	.۰/۴۷۰	شیرینی و دسر
-.۰/۲۲۳	.۰/۴۵۸	نوشابه
—	.۰/۴۰۷	غلات تصفیه شده
—	-.۰/۳۰۴	لبیات کم چرب
—	.۰/۳۰۳	گوشت قرمز و احشا
—	.۰/۲۶۶	روغن مایع
—	—	روغن هیدروژنیه
—	—	قند و شکر
—	—	آبمیوه طبیعی
—	—	نمک
—	—	دوغ
۰/۶۹۸	—	میوه‌ها
۰/۶۴۰	—	جبوهات
۰/۶۱۰	—	سبزیجات
۰/۴۲۴	-.۰/۳۱۹	زیتون
۰/۳۵۷	—	مغزها
۰/۳۴۱	—	تخم مرغ
۰/۳۴۱	—	خشکبار
۰/۳۱۸	—	غلات کامل
۰/۳۰۱	-.۰/۲۵۰	ماهی
۰/۲۸۹	—	سبب زمینی
۰/۲۳۴	—	ماکیان
۰/۲۰۵	—	ترشیجات
—	—	قهقهه و نسکافه
—	—	چای
٪۸/۱	٪۹/۳	سیم واریانس هر الگو

مقادیر کمتر از ٪۰/۰ جهت سپولت از جدول حذف شدند.

جویی از غذا با مرجع قرار دادن سهک اول، با فاصله ای اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد. در تمام مدل‌های در نظر گرفته شده، P trend معنی‌داری را نشان می‌دهد ( $p < 0.05$ ). همچنین، در تمام مدل‌ها، سهک سوم امتیاز این پرسشنامه نسبت به سهک اول آن، نسبت شانس چاقی را به طور معنی‌داری افزایش می‌داد ( $p < 0.05$ )؛ به طوری که در مدل اول، سهک سوم امتیاز این پرسشنامه در مقایسه با سهک اول آن، نسبت شانس چاقی را ۷/۴ برابر می‌کرد. این میزان، پس از تعديل اثر متغیر مخدوش کننده اشتغال، افزایش می‌یافتد. به طوری که در مدل دوم، سهک دوم و سهک سوم در مقایسه با سهک اول، به ترتیب، نسبت شانس چاقی را ۲/۸ و ۱۰/۸ برابر می‌کرد.

جدول ۳، برآورد نقطه‌ای و فاصله‌ای نسبت شانس چاقی (OR) را در سهک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم، با مرجع قرار دادن سهک اول، با فاصله ای اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد. در هیچ یک از مدل‌های در نظر گرفته شده، نسبت شانس چاقی در سهک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم روند معنی‌داری نشان نداد.

جدول ۴ نمره کل پرسشنامه لذت جویی از غذا و زیرگروه‌های آن را در افراد گروه مورد و شاهد مقایسه می‌نماید. میانگین نمره کل پرسشنامه لذت‌جویی از غذا و زیرگروه‌های آن در گروه مورد نسبت به گروه شاهد، به طور معنی‌داری بالاتر بود ( $p < 0.05$ ).

جدول ۵، برآورد نقطه‌ای و فاصله‌ای نسبت شانس چاقی (OR) را در سهک‌های امتیاز پرسشنامه لذت

جدول ۳. برآورد نقطه‌ای و فاصله‌ای نسبت شانس برای چاقی در سهک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم

P trend	سهک‌های الگوی ناسالم		سهک‌های سالم		مدل ۱*
	سهک سوم	سهک	سهک دوم	سهک اول	
	سهک دوم	اویل	سهک سوم	اویل	
۰/۷	۱/۳ (۰/۵-۳/۲)	۱/۱ (۰/۴-۲/۶)	۱	۰/۷	۱/۲ (۰/۵-۳/۱)
۰/۵	۱/۳ (۰/۵-۳/۳)	۰/۸ (۰/۳-۲/۱)	۱	۰/۷	۱/۲ (۰/۵-۳/۱)
					۰/۹ (۰/۳-۲/۴)
					۱
					مدل ۲**

\* در مدل ۱ اثر هیچ یک از متغیرهای مخدوش کننده تعديل نشده است. \*\* در مدل ۲، اثر اشتغال تعديل شده است.

جدول ۴. توزیع نمره پرسشنامه لذت جویی از غذا و زیرگروه‌های آن در افراد گروه مورد و شاهد

P-value	(n=۹۴) شاهد	(n=۴۶) مورد	گروه‌ها	متغیرها	
				نمره کل پرسشنامه لذت جویی از غذا	نمره حضور غذا
*<0.05	۴۸/۸ ± ۱۴/۱	۶۳/۸ ± ۱۹/۴	-	-	-
*<0.05	۱۷/۱ ± ۵/۹	۲۱/۳ ± ۷/۱	-	-	-
*<0.05	۱۹ ± ۵/۴	۲۴/۱ ± ۶/۳	-	-	-
**<0.05	۱۱/۵ ± ۶	۱۶ ± ۱۱/۵	-	-	-

\* مقادیر P value با استفاده از آزمون Independent sample T test بدست آمده است.

\*\* مقدار P value با استفاده از آزمون Mann Whitney U test بدست آمده است.

جدول ۵. برآورد نقطه‌ای و فاصله‌ای نسبت شانس چاقی در سهک‌های امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا

P trend	سهک‌های امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا		مدل ۱*
	سهک سوم	سهک دوم	
<0.05	۷/۴ (۳/۲-۲۰)	۲/۱ (۰/۷-۶)	۱
<0.05	۱۰/۸ (۳/۷-۳۱/۳)	۲/۸ (۰/۹-۸)	۱

\* در مدل ۱ اثر هیچ یک از متغیرهای مخدوش کننده تعديل نشده است. \*\* در مدل ۲، اثر اشتغال تعديل شده است.

ناسالم در مقایسه با سهک اول و سهک سوم این الگو به طور معنی داری پایین تر بود ( $p < 0.05$ ).

جدول ۷ ضرایب همبستگی بین شاخص‌های تن سنجی و امتیاز کل پرسشنامه لذت جویی از غذا و زیرمجموعه‌های آن را نشان می‌دهد. بین متغیرهای وزن، دور کمر، دور باسن، درصد چربی بدن و درصد چربی احتشایی، با امتیاز کل و نیز امتیاز زیرمجموعه‌های این پرسشنامه، همبستگی مستقیم و معنی داری مشاهده شد ( $p < 0.05$ ): در حالیکه بین قدر و هیچ یک از امتیازات این پرسشنامه همبستگی معنی‌داری وجود نداشت.

جدول ۶، توزیع نمره کلی پرسشنامه لذت جویی از غذا و زیرمجموعه‌های آن را در سهک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم نشان می‌دهد. توزیع نمرات این پرسشنامه در سهک‌های الگوی غذایی سالم، هیچ روند معنی‌داری را نشان نداد؛ در حالیکه میانگین و انحراف معیار نمره‌ی کلی این پرسشنامه و نمره حضور غذا در سهک سوم الگوی غذایی ناسالم در مقایسه با سهک دوم آن به طور معنی داری بالاتر بود ( $p < 0.05$ ). همچنین، میانگین و انحراف معیار نمره‌ی مطبووعیت غذا در سهک دوم الگوی غذایی معنی‌داری وجود نداشت.

جدول ۶. توزیع نمره‌ی کل پرسشنامه لذت جویی، نمره عدم حضور غذا و نمره‌ی مطبووعیت غذا در پرسشنامه لذت جویی در بین

#### سهک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم

P trend	سهک‌های الگوی ناسالم			سهک‌های الگوی سالم			متغیر
	سهک سوم		سهک اول	سهک سوم		سهک دوم	
	سهک دوم	سهک اول	سهک سوم	سهک اول	سهک دوم	سهک اول	
<0.05	* $58/5 \pm 19/2$	$48/4 \pm 14/3$	$\pm 12/3$	.6	$54/8 \pm 20/1$	$54/8 \pm 17/1$	$51/7 \pm 15$
			$54/4$				Nمره کل پرسشنامه لذت جویی #
.2	$14 \pm 10$	$12 \pm 5$	$14 \pm 12/2$	.7	$12/5 \pm 12/5$	$14 \pm 7$	$13 \pm 5$
<0.05	* $20/6 \pm 7$	$17 \pm 5/7$	$17/8 \pm 6/6$	.5	$18 \pm 7/6$	$19/4 \pm 6/5$	$18/1 \pm 5/5$
<0.05	$22/3 \pm 6/4$	$\pm 18/3 \pm 5/3$	$21/3 \pm 6/1$	.4	$21/3 \pm 6/6$	$20/9 \pm 6/2$	$19/8 \pm 5/7$

\* سهک سوم در مقایسه با سهک دوم معنی دار است. ( $p < 0.05$ )

‡ سهک دوم در مقایسه با سهک اول و سوم معنی دار است. ( $p < 0.05$ )

# مقادیر ذکر شده، میانگین و انحراف معیار هستند و میزان One way ANOVA با استفاده از آزمون  $P$  value بدست آمده است.

€ مقادیر ذکر شده، میانه و IQR هستند و میزان Kruskal Wallis  $P$  value با استفاده از آزمون  $P$  value بدست آمده است.

جدول ۷. ضرایب همبستگی بین شاخص‌های تن سنجی و امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا

شاخص‌های آنتروپومتریک							
نمره مطبووعیت غذا		نمره حضور غذا		نمره عدم حضور غذا		نمره کل	
P value	r	P value	r	P value	r	P value	r
<0.05	.3	<0.05	.2	<0.5	.4	<0.05	.3
.9	.0	.7	.0	.9	.0	.9	.0
<0.05	.3	<0.05	.2	<0.05	.3	<0.05	.3
<0.05	.3	<0.05	.3	<0.05	.4	<0.05	.4
<0.05	.3	<0.05	.2	<0.05	.4	<0.05	.4
<0.05	.3	<0.05	.2	<0.05	.4	<0.05	.4
<0.05	.2	<0.05	.1	<0.05	.3	<0.05	.3

\* مقادیر ذکر شده، ضرایب همبستگی پرسون هستند. # مقادیر ذکر شده، ضرایب همبستگی اسپرمن هستند.

معنی داری را نشان داد ( $<0.05$ ). در گروه بانوان دارای وزن نرمال، مصرف ماهی با امتیاز این پرسشنامه همبستگی مثبت و معنی دار داشت ( $<0.05$ ): در حالی که مصرف قهوه و نسکافه در این گروه از شرکت کنندگان، با امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا همبستگی منفی داشت.

در جدول ۸ ضرایب همبستگی میان هر یک از ۳۱ گروه غذایی مورد استفاده برای تعیین الگوهای غذایی و امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا در بانوان چاق و بانوان دارای وزن طبیعی، به تفکیک، نشان داده شده است. در گروه بانوان چاق، مصرف تخم مرغ، سس مایونز، سبیل زمینی سرخ کرده و روغن مایع، با امتیاز این پرسشنامه همبستگی مثبت و

جدول ۸. ضرایب همبستگی گروه های غذایی با امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا به تفکیک گروه مورد و شاهد

گروه شاهد (۹۴ نفر)		گروه مورد (۶۴ نفر)		گروه غذایی
P value	r	P value	r	
.۰/۸	.۰/۰۲	.۰/۶	.۰/۰	گوشت های فرآوری شده
.۰/۳	.۰/۰	.۰/۴	.۰/۱	گوشت قرمز و احشا
$<0.05$	.۰/۲	.۰/۱	-.۰/۲	ماهی
.۰/۹	.۰/۰	.۰/۴	.۰/۱	ماکیان
.۰/۲	-.۰/۱	$<0.05$	.۰/۳	تخم مرغ
.۰/۲	-.۰/۱	.۰/۲	.۰/۱	لبنیات کم چرب
.۰/۵	.۰/۰	.۰/۸	.۰/۰	لبنیات پر چرب
.۰/۸	.۰/۰	.۰/۵	.۰/۰	چای
$<0.05$	-.۰/۲	.۰/۶	.۰/۰	قهوة و نسکافه
.۰/۸	.۰/۰	.۰/۹	.۰/۰	میوه ها
.۰/۴	.۰/۰	.۰/۳	-.۰/۱	آبمیوه های طبیعی
.۰/۸	.۰/۰	.۰/۲	.۰/۱	سبزیجات
.۰/۳	.۰/۱	.۰/۲	.۰/۱	حبوبات
.۰/۷	.۰/۰	.۰/۲	-.۰/۱	سبیل زمینی
.۰/۸	.۰/۰	$<0.05$	.۰/۴	سبیل زمینی سرخ شده
.۰/۱	.۰/۱	.۰/۱	.۰/۲	غلات کامل
.۰/۹	.۰/۱	.۰/۵	.۰/۱	غلات تصفیه شده
.۰/۴	.۰/۰۷	.۰/۳	.۰/۱	میان وعده ها
.۰/۳	-.۰/۱	.۰/۱	-.۰/۲	مغزها
.۰/۸	.۰/۰	.۰/۸	.۰/۰	خشکبار
.۰/۱	.۰/۱	$<0.05$	.۰/۳	مایونز
.۰/۴	.۰/۰	.۰/۵	.۰/۰	زیتون
.۰/۹	.۰/۰	.۰/۹	.۰/۰	شیرینی ها و دسرها
.۰/۸	.۰/۰	.۰/۲	.۰/۱	ترشی جات
.۰/۲	.۰/۱	.۰/۲	-.۰/۱	روغن های هیدروژنی
.۰/۳	.۰/۰	$<0.05$	.۰/۳	روغن مایع
.۰/۳	.۰/۰	.۰/۶	.۰/۰	قند و شکر
.۰/۴	.۰/۰	.۰/۳	-.۰/۱	آبمیوه های صنعتی
.۰/۵	.۰/۰	.۰/۸	.۰/۰	نوشابه
.۰/۶	.۰/۰	.۰/۴	-.۰/۱	دوغ
.۰/۷	.۰/۰	.۰/۲	-.۰/۱	نمک

بر اساس یافته‌های مطالعه حاضر، هیچ رابطه معنی‌داری میان الگوهای غذایی سالم و ناسالم با چاقی وجود نداشت. پس از تعدیل اثر متغیرهای مخدوش کننده نیز، هیچ رابطه‌ای میان الگوهای غذایی و چاقی مشاهده نشد. تاکنون چندین مطالعه آینده نگر، رابطه الگوهای غذایی و چاقی را مورد بررسی قرار داده اند. در مطالعه آینده نگر قند و لیپید تهران که بر روی ۱۴۲ فرد بزرگسال انجام گرفت، ۵ الگوی غذایی شناسایی شد که از میان آنها الگوی غذایی سنتی (صرف بالای گوشت قرمز و سبزیجات) و الگوی غذایی غربی (الگوی صرف تخم مرغ) بعد از ۶ سال پیگیری، در ارتباط مستقیم با شاخص‌های چاقی قرار داشتند ولی ارتباطی بین سایر الگوها با چاقی مشاهده نشد [۲۹]. این در حالی است که سبزیجات و تخم مرغ در مطالعه حاضر در الگوی سالم قرار داشتند. بنابراین، عدم کسب نتایج یکسان در زمینه ارتباط میان الگوهای غذایی با چاقی، ممکن است ناشی از تفاوت در ماهیت الگوهای غذایی بددست آمده باشد. در مطالعه اوکوبو<sup>۳</sup> و همکاران که بر روی زنان ۱۸-۲۰ ساله ژاپنی انجام گرفت، پس از تعدیل عوامل مخدوش کننده، الگوی سالم (سبزیجات، قارچ، سبیب زمینی، ماهی، میگو، سویا و میوه‌ها) در ارتباط معکوس و معنی‌دار با BMI بود؛ به طوری که نسبت شانس افزایش BMI در بالاترین پنجمک این الگو در مقایسه با پایین ترین پنجمک آن، ۵۷٪ بود. بر عکس، الگوی سنتی (برنج و میسو) و الگوی غربی (گوشت قرمز، روغن، گوشت‌های فرآوری شده و تخم مرغ) به طور معنی‌داری با افزایش BMI همراه بود [۱۰]. الگوی سالم مطالعه اخیر، مشابه الگوی سالم بددست آمده در مطالعه حاضر است و الگوی سنتی و الگوی غربی، به استثنای تخم مرغ، شباهت بسیاری با الگوی ناسالم ما دارد. این در حالیست که در مطالعه حاضر هیچ ارتباط معنی‌داری میان الگوهای بددست آمده با چاقی وجود ندارد. ماهیت مقطعی مطالعه

## بحث

در این مطالعه، با استفاده از روش تحلیل عاملی، دو الگوی غذایی شناسایی شد که بر اساس اقلام غذایی موجود در هر یک، نامگذاری آنها به عنوان الگوی غذایی سالم و ناسالم صورت گرفت. این دو الگو در مجموع، ۱۷/۵٪ از کل واریانس را توجیه می‌کردند که این رقم، مشابه واریانس بددست آمده در مطالعات مشابه است (حدود ۲۰٪/۲۰-۲۱٪) [۲۰-۲۱].

مطالعات متعدد نشان داده اند که با وجود تغییر در رفتارهای تغذیه‌ای و چگونگی آماده سازی و دسترسی به غذا در طول زمان، تحلیل عاملی از قابلیت تکرار<sup>۱</sup> خوبی در طول زمان برخوردار بوده و قابل تعمیم در جوامع مختلف است [۲۲-۲۴]. به عنوان مثال، الگوی سالم بددست آمده در مطالعه آینده نگر اسکولز<sup>۲</sup> و همکاران، از نظر دریافت بالای میوه‌های تازه و سبزیجات خام [۲۳]، الگوی غذای سنتی از نظر حیوبات در خانوارهای برزیلی [۲۴] و الگوی سالم آمریکایی از نظر دریافت بالای گوجه فرنگی، سبزیجات کلمی شکل و سایر سبزیجات [۲۵] مشابه الگوی سالم در مطالعه حاضر هستند. همچنین الگوی غذایی مدیترانه‌ای از نظر صرف بالای میوه، سبزیجات، حیوبات و مغزها مشابه الگوی غذایی سالم مطالعه حاضر است [۲۶]. از سویی دیگر، الگوی سنتی (از نظر صرف بالای غلات تصفیه شده) و الگوی غذایی گوشت در مطالعه رژیم، شیوه زندگی و سلامت در ایرلند شمالی [۲۷]، الگوی غذاهای گوشتی و الگوی پاستا، برنج و دیگر غذاهای مخلوط (از نظر صرف بالای غلات تصفیه شده) در مطالعه‌ی ملی پایش تغذیه‌ای در زنان و مردان استرالیایی [۲۸] و الگوی غذاهای حیوانی (از نظر گوشت گاو، سوسیس و جگر) در زنان و مردان ژاپنی [۲۹]، مشابه الگوی ناسالم بددست آمده در مطالعه حاضر است.

<sup>1</sup> Reproducibility

<sup>2</sup> Schulz

<sup>3</sup> Okubo

همکاران است؛ چرا که در این مطالعات نیز هیچ ارتباطی میان الگوی غذایی سنتی که مشابه الگوی سالم مطالعه حاضر بود، با چاقی مشاهده نشد [۲۰]. ماهیت پیچیده الگوهای سنتی، تفسیر یافته‌ها را مشکل می‌سازد. به طور مثال، انتظار می‌رود که وجود میوه و سبزی در الگوهای غذایی سنتی یا سالم، با کاهش خطر چاقی همراه باشد، ولی ممکن است وجود سایر اقلام غذایی موجود در این الگوها نظیر تخم مرغ، سیب زمینی و غلات که دانسیته انرژی بالای دارند، اثر مثبت میوه و سبزی بر چاقی را بیوشناند. از دیگر علل احتمالی عدم مشاهده رابطه میان الگوهای غذایی با چاقی در مطالعه حاضر، می‌توان به این نکته اشاره نمود که افراد گروه مورد، بانوان چاق مراجعه‌کننده به باشگاه چاقی یا باشگاه‌های ورزشی بودند. بنابراین، می‌توان فرض کرد که این افراد، در مقایسه با سایر بانوان چاق، به سلامت خود بهای بیشتری می‌دادند و احتمالاً با جدیت بیشتری در پی راهکارهای کنترل وزن و اجرای الگوی غذایی سالم بوده‌اند. همچنین، به دلیل این که افراد گروه شاهد نیز از همان مراکز انتخاب شده بودند، بدینهی است که این افراد، از نظر انتخاب های غذایی و سطح فعالیت بدنی، تفاوت معنی داری با افراد گروه مورد نشان ندهند. لازم به ذکر است که هیچ یک از شرکت کنندگان در این مطالعه، تحت رژیم های غذایی کاهش وزن قرار نداشتند و حضور آنان در باشگاه های ورزشی، ممکن است تنها موجب آشنازی این افراد با انتخاب های غذایی سالم تر و شیوه‌ی زندگی صحیح تر شده باشد. از آن جایی که چنین شرایطی برای افراد گروه مورد و شاهد به طور یکسان برقرار بوده است، عدم تفاوت بین دو گروه از نظر الگوهای غذایی احتمالاً به این دلیل بوده است.

در مطالعه حاضر، امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا در بانوان چاق، به طور معنی داری بالاتر از بانوان دارای وزن طبیعی بود و این تفاوت معنی دار، در تمام زیر مجموعه های این پرسشنامه مشاهده شد.

اوکوبو و نیز استفاده از پرسشنامه غذایی متفاوت با پرسشنامه استفاده شده در مطالعه حاضر، ممکن است در ایجاد چنین نتایج متناقضی نقش داشته باشد. همچنین، در مطالعه آنان، میزان BMI افراد بر اساس گزارش خود افراد از وزن و قد خودشان محاسبه شده است. بنابراین، احتمال دقیق نبودن مقادیر BMI و در نتیجه، قابل اعتماد نبودن رابطه مشاهده شده بین الگوهای غذایی و BMI در مطالعه آنان، نیز وجود دارد.

در اکثر مطالعات آینده نگر [۳۰-۳۲] و مطالعات مقطعی [۳۱،۸]، از جمله مطالعه انجام شده در ایران توسط اسماعیل زاده بر روی زنان [۱۲]، الگوی غذایی غربی که با غلات تصفیه شده، گوشت قرمز، شیرینی جات و چربی های هیدروژنه شناخته می‌شود، با چاقی عمومی و چاقی مرکزی، مرتبط دانسته شده است. ماهیت الگوهای بدبست آمده در اکثر مطالعات مشابه الگوهای شناخته شده در اکثر مطالعات است و لی استفاده از روش های آماری مختلف به منظور بررسی رابطه میان این الگوها با چاقی، از جمله دلایلی است که می‌تواند منجر به ایجاد روابط متناقض بین الگوهای غذایی و پیامد مورد نظر (چاقی) شود. به طور مثال، در مطالعه رابرگ<sup>۱</sup> زمانی که از مدل دو متغیره برای بررسی ارتباط الگوهای بدبست آمده با چاقی استفاده شد، ارتباط مثبت و معنی داری میان الگوی سنتی با BMI مشاهده شد، ولی زمانی که از مدل چند متغیره استفاده شد، این ارتباط مثبت، به ارتباط منفی و معنی دار تبدیل شد [۳۲]. در مطالعه کاریرا<sup>۲</sup> و همکاران که بر روی بزرگسالان آمریکایی انجام یافت، نظیر مطالعه حاضر، هیچ ارتباطی میان الگوهای غذایی با چاقی مشاهده نشد [۳۳]. به علاوه، یافته های مطالعه حاضر، همسو با یافته های مطالعه ناجا<sup>۳</sup> و همکاران و نیز مطالعه اسماعیل زاده و

<sup>1</sup> Raoberg<sup>2</sup> Carrera<sup>3</sup> Naja

شیرین، به تنهایی برای فعال کردن سیستم پاداشی مغز کافی است [۴۰، ۳۹]. البته نتایج بدست آمده در این زمینه متناقض است؛ به طوری که برخی شواهد نشان می‌دهد محتوای کالری سوکروز، نه مزه آن، در ایجاد این پاسخ پاداشی نقش دارد [۴۱]. در برخی دیگر از مطالعات نیز، ارتباطی میان هیچ یک از مزه‌ها با چاقی مشاهده نشده است [۴۲].

در مطالعه حاضر، مصرف تخم مرغ، سس مایونز، سیب زمینی سرخ کرده و روغن مایع در افراد چاق، با امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا همبستگی مثبت و معنی داری را نشان داد. به طور کلی این مواد می‌شوند. بنابراین، می‌توان اظهار داشت که در گروه زنان چاق مورد بررسی، مسئله لذت جویی از غذا یا گرسنگی هدونیک، با مصرف مواد غذایی که از دانسیته کالری بالایی برخوردارند، وابستگی دارد. از سویی دیگر، در زنان دارای وزن طبیعی، مصرف ماهی با امتیاز این پرسشنامه همبستگی مستقیم و معنی داری را نشان داد؛ در حالیکه مصرف قهوه و نسکافه با امتیاز این پرسشنامه همبستگی معکوس داشت. همچنین، امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا و زیر مجموعه‌های آن در بالاترین سهک الگوی غذایی ناسالم به طور معنی داری بالاتر از پایین ترین سهک این الگو بود. با این وجود، هیچ روند معنی داری میان امتیاز این پرسشنامه با سهک‌های الگوی غذایی سالم مشاهده نشد. در مطالعه حاضر، مواد غذایی که به دلایل هدونیک توسط زنان چاق مصرف می‌شد، در الگوی غذایی ناسالم بدست آمده در این مطالعه قرار داشت. بر این اساس، می‌توان اظهار داشت که احتمالاً گرسنگی هدونیک در افراد چاق، احتمالاً آنان را به سمت انتخاب‌های غذایی ناسالم و از این رهگذر، الگوهای غذایی ناسالم سوق می‌دهد که این امر، خود، موجب گسترش چاقی و سایر عوامل خطر مرتبط با آن خواهد شد. البته تخم مرغ که در افراد چاق، همبستگی مستقیمی با امتیاز پرسشنامه لذت جویی از

از سوی دیگر، به موازات افزایش امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا، نسبت شانس چاقی به طور معنی داری افزایش می‌یافتد. این یافته همسو با نتایج بدست آمده از اکثر مطالعات دیگر است. در مطالعات یاد شده، امتیاز گرسنگی هدونیک در افراد چاق در مقایسه با افراد غیر چاق به طور معنی داری بالاتر بود [۴۳، ۴۵].

اکثر مطالعات انجام یافته در زمینه‌ی بررسی رابطه‌ی میان گرسنگی هدونیک با چاقی، تنها از BMI به عنوان شاخص چاقی استفاده کرده اند [۴۶-۴۷]، ولی در مطالعه حاضر، همبستگی بین چندین شاخص تن سنجی و امتیاز کلی این پرسشنامه و نیز زیر مجموعه‌های آن، مورد بررسی قرار گرفته است. وزن، دور کمر، دور باسن، درصد چربی کل بدن و درصد چربی احتشایی، همبستگی مستقیم و معنی داری با امتیاز این پرسشنامه نشان دادند. یافته‌های مطالعه حاضر به طور غیر مستقیم نشان می‌دهد که احتمالاً گرسنگی هدونیک هم در شکل گیری چاقی مرکزی و هم چاقی محیطی، نقش دارد. بر اساس جستجویی که ما انجام دادیم، تا کنون هیچ روابطه‌ای رابطه‌ی میان این شاخص‌ها، به ویژه درصد چربی بدن، با گرسنگی هدونیک را بررسی ننموده است. وجود همبستگی معنی دار بین این شاخص‌ها و گرسنگی هدونیک، می‌تواند تأییدی بر صحبت روابطه‌ی بدست آمده بر اساس رگرسیون لجستیک و نسبت شانس بدست آمده از آن باشد.

یکی از نقاط قوت مطالعه‌ی حاضر، بررسی ارتباط میان اقلام غذایی مختلف با امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا است که تا کنون در هیچ مطالعه‌ای مورد بررسی قرار نگرفته است. اکثر تحقیقات انجام یافته در زمینه کشف روابطه‌ی میان طعم غذا با چاقی، تنها بر مزه‌های شیرینی و شوری متتمرکز شده اند و نشان داده اند که افراد چاق در مقایسه با افراد غیر چاق، نسبت به شکر و نمک حساسیت بالاتری دارند [۴۷، ۴۸]. برخی محققان نیز نشان داده اند که مزه

نامگذاری شدند). شناسایی نمود و نشان داد که تفاوتی میان الگوهای غذایی بانوان چاق و غیر چاق وجود ندارد. عدم وجود تفاوت معنی دار بین سطح فعالیت بدنی بانوان چاق و غیر چاق و نیز توجه به این مسئله که هیچ یک از شرکت کنندگان در مطالعه، مبتلا به بیماری‌های متابولیک نبودند، این احتمال را مطرح می‌سازد که عوامل دیگری به غیر از عوامل تغذیه‌ای، فعالیت بدنی و عوامل متابولیک، در بروز چاقی در جمعیت مورد مطالعه، دخیل است.

### تشکر و قدردانی

یافته های این پژوهش، حاصل انجام طرح تحقیقاتی مصوب انسستیتو تحقیقات تغذیه ای و صنایع غذایی کشور، به شماره «۱۰۷۷/۴۷/۲۵» است. بدینوسیله از ریاست، معاونت پژوهشی و مدیر محترم پژوهشی این انسستیتو، به دلیل حمایت های مالی از این تحقیق، کارشناسان حوزه معاونت پژوهشی، کارشناسان تغذیه باشگاه چاقی منطقه ۴ تهران، خانم ها تینا کربیمی، مهرناز احمدی و جناب آقای دکتر شهرام سهرابی که ما را در انجام این تحقیق یاری نمودند، کمال تشکر را داریم.

غذا داشت، در الگوی غذایی سالم مطالعه حاضر قرار گرفته بود و ممکن است بدلیل بالا بودن میزان کلسیترول آن، در صورت مصرف هدونیک، در کنار انتخاب های ناسالم قرار گرفته باشد.

مطالعه حاضر نظیر اکثر مطالعات، ارتباط گرسنگی هدونیک را با چاقی تأیید می‌کند [۴، ۳۴، ۳۵]. در مطالعه حاضر، بین مصرف برخی اقلام غذایی موجود در الگوی ناسالم و گرسنگی هدونیک در افراد چاق، همیستگی مستقیم و معنی داری مشاهده شد که این امر نشان می‌دهد که افراد چاق در مقایسه با افراد غیر چاق، از خوردن مواد غذایی که به طور کلی به عنوان ناسالم در نظر گرفته می‌شوند، لذت بیشتری می‌برند. شناسایی انتخاب های غذایی ناسالمی که توسط افراد چاق به صورت هدونیک مصرف می‌شوند، بسیار مهم است؛ چرا که می‌تواند هم در زمینه پیشگیری و هم درمان چاقی هدونیک از طریق طراحی داروهای سرکوبگر مسیرهای پاداشی مرتبط با غذا در مغز، مفید واقع شود.

### نتیجه گیری

نتایج مطالعه حاضر، دو الگوی غذایی غالب را (که بر اساس محتويات آنان به عنوان سالم و ناسالم

### References

- 1- Hosseini Isfahani F, Mirmiran P, Jazayeri A, Mehrabi Y, Azizi F. The association between the dietary patterns and central obesity in adult of the district 13 of Tehran. IJEM 2008 Nov; 10 (4): 299-312 (Full text in Persian).
- 2- Yeomans MR, Blundell JE, Leshem M. Palatability: response to nutritional need or need-free stimulation of appetite? Br J Nutr. 2004 Aug; 92: S3-S14.
- 3- Passamonti L, Rowe JB, Schwarzbauer C, Ewbank MP, von dem Hagen E, Calder AJ. Personality predicts the brain's response to viewing appetizing foods: the neural basis of a risk factor for overeating. J Neurosci. 2009 Jan; 29(1): 43-51.
- 4- Stice E, Spoor S, Bohon C, Weldhuizen M, Small D. Relation of Reward from Food Intake and Anticipated Food Intake to Obesity: A Functional Magnetic Resonance Imaging Study. J Abnorm Psychol. 2008 Nov; 117(4): 924-935.
- 5- Lowe MR, Butryn ML. Hedonic hunger: a new dimension of appetite? Physiol Behav. 2007 Jul; 91: 432-439.
- 6- Kenny PJ. Reward mechanisms in obesity: new insights and future directions. Neuron. 2011 Feb; 69(4): 664-679.
- 7- Newby P, Muller D, Hallfrisch J, Qiao N, Andres R, Tucker K. Dietary patterns and changes in body mass index and waist circumference in adults. Am J Clin Nutr Jun. 2003 Jun; 77: 1417-25.

- 8- Maskarinec G, Novotny R, Tasaki K. Dietary patterns are associated with body mass index in multiethnic women. *J Nutr.* 2000 Dec; 130: 3068-72.
- 9- Shimazu T, Kuriyama S, Hozawa A, Ohmori K, Sato Y, Nakaya N, et al. Dietary patterns and cardiovascular disease mortality in Japan: a prospective cohort study. *Int J Epidemiol.* 2007 Jun; 36: 600-609.
- 10- Okubo H, Sasaki S, Murakami K, Kim MK, Takahashi Y, Hosoi Y, et al. Three major dietary patterns are all independently related to the risk of obesity among 3760 Japanese women aged 18-20 years. *Int J Obes.* 2008 Mar; 32: 541-49.
- 11- Willett WC. *Nutritional Epidemiology.* 2<sup>nd</sup> ed. New York: Oxford University Press, 1998. 1114-26.
- 12- Esmaillzadeh A, Azadbakht L. Major dietary patterns in relation to general obesity and central adiposity among Iranian women. *J Nutr.* 2008 Feb; 138: 358-363.
- 13- Mirmiran P, Jazayeri A, Hosseini Isfahani F, Azizi F. Association between the changes in dietary patterns identified by factor analysis and weight and body mass index in adult of the district 13 of Tehran (1999-2007). *NSFT.* 2007; 4: 67-78.
- 14- Ghaffarpour M, Houshiar-Rad A, Kianfar H. *The Manual for Household Measures, Cooking Yields Factors and Edible Portion of Food.* Tehran: Keshaverzi press; 1999. (Full Text in Persian)
- 15- Ghaffarpour M, Kianfar H, Houshiar-Rad A, Banieghbal B. *Food Album.* Tehran: National Nutrition and Food Technology Research Institute of Iran; 2007 (Full Text in Persian).
- 16- Hu FB, Rimm E, Smith-Warner SA. Reproducibility and validity of dietary patterns assessed with a food-frequency questionnaire. *Am J Clin Nutr.* 1999 Feb; 69: 243-9.
- 17- Hu FB, Stampfer M, Rimm E. Dietary fat and coronary heart disease: a comparison of approaches for adjusting for total energy intake and modeling repeated dietary measurement. *Am J Epidemiol.* 1999 Mar; 149: 531-40.
- 18- Esmaillzadeh A, Kimiagar M, Mehrabi Y, Azadbakht Y, Hu FB, Willett WC. Dietary patterns, insulin resistance, and prevalence of the metabolic syndrome in women. *Am J Clin Nutr.* 2007 Mar; 85: 910-8.
- 19- Ainsworth BE, Haskell WL, Whitt MC, Irwin ML, Swartz AM, Strath SJ, et al. Compendium of physical activities: an update of activity codes and MET intensities. *Med Sci Sports Exerc.* 2000 Sep; 32: S498 -504.
- 20- Osler M, Helms AA, Heitmann B, Hoidrup S, Gerdes U, Mørch JL, et al. Food intake patterns and risk of coronary heart disease: a prospective cohort study examining the use of traditional scoring techniques. *Eur J Clin Nutr.* 2002 July; 56: 568-574.
- 21- Terry P, Hu FB, Hansen H, Wolk A. Prospective study of major dietary patterns and colorectal cancer risk in women. *Am J Epidemiol.* 2001 Dec; 154: 1143-1149.
- 22- Weismayer C, Anderson J G, Wolk A. Changes in the Stability of Dietary Patterns in a Study of Middle-Aged Swedish Women. *J Nutr.* 2006 Jun; 136: 1582-1587.
- 23- Schulze M, Nothlings U, Hoffmann K, Bergmann MM, Boeing H. Identification of a food pattern characterized by high-fiber and low-fat food choices associated with low prospective weight change in the EPIC-Postdam cohort. *J Nutr.* 2005 May; 135:1183-9.
- 24- Sichieri R. Dietary patterns and their associations with obesity in the Brazilian city of Rio de Janeiro. *Obesity Research.* 2002 Jan; 10: 42-8.
- 25- Kerver JM, Yang EJ, Bianchi L, Song Wk. Dietary patterns associated with risk factor for cardiovascular disease in healthy US adults. *Am J Clin Nutr.* 2002 Dec; 78: 1103-10.
- 26-Farah R, Glick Y, Farah R. Secrets of the Mediterranean diet. *Harefuah.* 2008 May; 147(5): 422-7, 477.
- 27- Barker ME, Mc Clean SI, Thompson KA, Reid NG. Dietary behaviors and sociocultural demographics in Northern Ireland. *Br J Nutr.* 1990 Sep; 64: 319-329.
- 28- Mishra G, Ball K, Arbuckle J, Crawford D. Dietary patterns of Australian adults and their association with socioeconomic status: results from the 1995 national nutrition survey. *Eur J Clin Nutr.* 2002 Jul; 56: 687-693.
- 29- Sherafat-Kazemzadeh R, Eghtesadi S, Mirmiran P, Hedayati M, Gohari M, Vafa M, et al. Predicting of changes in obesity indices regarding to dietary patterns in longitudinal Tehran Lipid and Glucose Study. *IJEM.* 2010 Jul; 12(2): 131-144. (Full text in Persian)

- 30- Schulze MB, Fung TT, Manson JE, Willett WC, Hu FB. Dietary patterns and changes in body weight in women. *Obesity*. 2006 Aug; 14: 1444–1453.
- 31- Slattery ML, Edwards SL, Boucher KM, Anderson K, Caan BJ. Lifestyle and colon cancer: an assessment of factors associated with risk. *Am J Epidemiol*. 1999 Oct; 150: 869–877.
- 32- Raoberg Kjollesdal M, Holmboe-Ottesen G, Mosdol A, Wandel M. The relative importance of socioeconomic indicators in explaining differences in BMI and waist:hip ratio, and the mediating effect of work control, dietary patterns and physical activity. *Br J Nutr*. 2010 Oct; 104: 1230–1240.
- 33- Carrera PM, Gao X, Tucker KL. A study of dietary patterns in the Mexican-American population and their association with obesity. *Am Diet Assoc*. 2007 Oct; 107(10):1735-42.
- 34- Egecioglu E, Skibicka K.P, Hansson C, Alvarez-Crespo M, Friberg PA. Hedonic and incentive signals for body weight control. *Rev Endocr Metab Disord*. 2011 Feb; 12: 141–51.
- 35- Schultes B, Ernst B, Wilms B, Thurnheer M, Manfred Hallschmid M. Hedonic hunger is increased in severely obese patients and is reduced after gastric bypass surgery. *Am J Clin Nutr*. 2010 Apr; 92: 277–83.
- 36- Cappelleri JC, Bushmakin AG, Gerber RA, Kline Leidy N, Sexton ChC, Karlsson J, et al. Evaluating the Power of Food Scale in obese subjects and a general sample of individuals: development and measurement properties. *Int J Obes*, In press.
- 37- Pasquet P, Frelut ML, Simmen B, Hladik CM, Monneuse MO. Taste perception in massively obese and in non-obese adolescents. *Int J Pediatr Obes*. 2007; 2(4): 242-8.
- 38- Malcolm R, O'Neil PM, Hirsch AA, Currey HS, Moskowitz G. Taste hedonics and thresholds in obesity. *Int J Obes*. 1980; 4(3): 203-12.
- 39- Sclafani A, Ackroff K. Reinforcement value of sucrose measured by progressive ratio operant licking in the rat. *Physiol Behav*. 2003 Sep; 79(4–5): 663–70.
- 40- Sclafani A. Oral and postoral determinants of food reward. *Physiol Behav*. 2004 Jul; 81(5): 773–9.
- 41- de Araujo IE, Oliveira-Maia AJ, Sotnikova TD, Gainetdinov RR, Caron MG, Nicolelis MAL, et al. Food reward in the absence of taste receptor signaling. *Neuron*. 2008 Mar; 57(6):930–41.
- 42- Cox DN, Perry L, Moore PB, Vallis L, Mela DJ. Sensory and hedonic associations with macronutrient and energy intakes of lean and obese consumers. *Int J Obes Relat Metab Disord*. 1999 Apr; 23(4): 403-10.