

## The Comparison of Dietary Patterns and Hedonic Score in Obese and Non-obese Women

Rabiei S<sup>1</sup>, Sedaghat F<sup>1</sup>, Rastmanesh R\*<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Department of Nutrition, School of Nutrition and Food Technology, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran

<sup>2</sup> Department of Clinical Nutrition & Dietetics, School of Nutrition and Food Technology, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran

\* Corresponding Author. Tel: +982122357484 Fax: +982122360660 E-mail: rezar@sbm.ac.ir

Received: 5 May 2012 Accepted: 15 December 2012

### ABSTRACT

**Background & Objectives:** Food consumption for its hedonic properties can result in caloric intake exceeding requirements and is considered as a major culprit in the rapidly increasing rate of obesity. We compared the dietary patterns and the hedonic questionnaire score in obese and non-obese women. We also investigated the relation between the score of this questionnaire and variety of food items.

**Methods:** This case-control study was conducted on 140 women aged 17-44 years that had referred to obesity club at district 4 of Tehran in 2011. Food intake and hedonic score were determined using validated semi-quantitative 168-item food frequency questionnaire and 21-item hedonic questionnaire, respectively. Logistic regression was used to determine the association between obesity and the dietary patterns identified by factor analysis and hedonic hunger score.

**Results:** Two dietary patterns were identified as healthy and unhealthy patterns. The adjusted odds ratio of obesity didn't show any significant trend in none of the dietary patterns. The mean hedonic questionnaire score was higher in case than control group, significantly ( $p < 0.05$ ). The adjusted odds ratio of obesity, for the second and the third tertiles of this questionnaire versus the first tertile of this, was 2.8 and 10.8, respectively ( $p < 0.05$ ).

**Conclusion:** This study shows that there is no difference between the dietary patterns of obese and nonobese women; while there is a positive association between hedonic hunger and obesity. It seems that hedonic hunger may lead the obese women to consume unhealthy food choices.

**Keywords:** Obesity; Women; Dietary Patterns; Hedonic Hungr

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

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

\* نویسنده مسئول. تلفن: ۰۲۱۲۳۳۵۷۴۸۴، فاکس: ۰۲۱۲۳۳۶۰۶۶۰، E-mail: rezar@sbmu.ac.ir

### چکیده

**زمینه و هدف:** مصرف غذا برای کسب لذت، منجر به دریافت انرژی بیش از حد نیاز شده و می تواند 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 مورد-شاهدی، با روش نمونه گیری آسان، در ۱۴۰ خانم ۴۴-۱۷ ساله مراجعه 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 پرسشنامه های اعتبارسنجی شده نیمه کمی بسامد خوراکی 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.

**یافته ها:** دو الگوی غذایی تحت عنوان سالم و ناسالم، شناخته شد. نسبت شانس تعدیل شده چاقی در هیچ یک از الگوها، روند معنی داری نداشت. میانگین امتیاز پرسشنامه هدونیک در گروه مورد بالاتر از گروه شاهد بود ( $p < 0.05$ ). نسبت شانس تعدیل شده چاقی در سبک دوم و سوم امتیاز این پرسشنامه، در مقایسه با سبک اول، به ترتیب ۲/۸ و ۱۰/۸ بود ( $p < 0.05$ ).

**نتیجه گیری:** این مطالعه نشان داد که تفاوتی میان الگوهای غذایی بانوان چاق و غیر چاق وجود ندارد؛ درحالیکه بین گرسنگی هدونیک و چاقی، ارتباط مستقیم وجود دارد. به نظر می رسد گرسنگی هدونیک، افراد چاق را به سمت انتخاب های غذایی ناسالم سوق می دهد.

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

دریافت: ۹۱/۲/۱۶ 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 هومئوستاتیک به انرژی، تنها تحریک کننده دریافت غذا نیست، بلکه مطبوع بودن یک ماده غذایی نیز، می تواند 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،

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 مختلفی ارتباط بین الگوهای غذایی غالب با انواع چاقی، از جمله چاقی هیدونیک را بررسی کرده اند که اغلب آنها مربوط به کشورهای غربی است [۷،۸]. این در حالیست که اطلاعات مربوط به کشورهای در حال توسعه، بسیار محدود است [۹،۱۰]. 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 (هیدونیک) 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 نمونه‌گیری آسان، در ۱۴۰ خانم ۴۴-۱۷ ساله مراجعه‌کننده به باشگاه چاقی منطقه ۴ شهرداری تهران در سال ۱۳۹۰، انجام گرفت. از آنجایی که بر اساس دانش و آگاهی ما، مطالعه مشابهی در این زمینه منتشر نشده است، برای حصول به بهترین توان آماری و کاهش خطا از 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

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 الکل، از معیارهای خروج از مطالعه بود. اطلاعات تن‌سنجی شامل قد (توسط متر نواری با دقت ۰/۱ سانتی‌متر، 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 دقت 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 ارتجاع بدون تحمیل هرگونه فشاری به بدن و در باریک‌ترین ناحیه بین آخرین دنده و قسمت تخت فوقانی لگن خاصره در انتهای بازدم طبیعی)، دور باسن (با متر نواری در برجسته‌ترین 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 آن‌ها  $25-18/5$  kg/m<sup>2</sup> بود به عنوان گروه مورد (چاق) و افرادی که میزان BMI آن‌ها  $25-18/5$  kg/m<sup>2</sup> بود، به عنوان گروه شاهد (غیر چاق) انتخاب شدند. در مجموع، ۴۶ 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 آزادبخت [۱۲]

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 مقیاس های خانگی، ضرائب تبدیل و درصد خوراکی مواد غذایی [۱۴] و نیز آلبوم مواد غذایی [۱۵] به گرم ماده ی 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 طبقه بندی 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 تغذیه ای Nutritionist IV شد.

اطلاعات مربوط به امتیاز گرسنگی هدونیک، 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» مجدداً به انگلیسی برگردانده و روی ۴۰ نمونه آزمایش شد. پایایی بازآزمایی مقیاس گرسنگی هدونیک 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 هدونیک بر حسب ضرایب آلفای کرونباخ نیز با ضرایب همبستگی از ۰/۸۸ تا ۰/۹۳ تایید شد.

کسب امتیاز بالاتر از این پرسشنامه، نشان دهنده بیشتر بودن میزان لذت جویی از غذا (گرسنگی هدونیک) است. این پرسشنامه شامل سه گروه سؤال است: ۱) سؤالات مربوط به عدم حضور غذا ۲) سؤالات مربوط به حضور غذا ۳) سؤالات مربوط به مطبوعیت غذا. برای پاسخ به هریک از سؤالات، ۵ دسته جواب بر مقیاس لیکرت وجود دارد که عبارتند از: اصلاً 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 متابولیکی به ازای ساعت در روز بیان شد (MET-h/day)<sup>۱</sup>. این پرسشنامه از مجموعه پرسش هایی در ۵ زمینه فعالیتیتی تشکیل شده است: فعالیت های بدنی مرتبط با شغل، حمل و نقل، خانه داری، تفریحات، ورزش و فعالیت های مربوط به اوقات فراغت و فعالیت‌های نشسته. این پرسشنامه در عین ساده بودن، بر اساس شدت فعالیت بدنی به ۹ ردیف تقسیم شده و ردیف های آن از بالا به پایین از بی تحرکی (MET=۰/۹) تا فعالیت های شدید (MET>۶) را نشان می‌دهد. شدت فعالیت ها (MET) از بالا به پایین به ترتیب ۰/۹، ۱، ۱/۵، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ و بیش تر از ۶ است. از بیماران خواسته شد که تمام فعالیت های خود را ظرف هفته ی گذشته، به همراه زمان صرف شده برای انجام آن ها، 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 [۱۹،۱۸].

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

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

رابطه با الگوهای غذایی و امتیاز گرسنگی هدونیک 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 معنی‌داری نداشت. همان طور که در جدول ۱ نشان داده شده است، درصد افراد شاغل در گروه شاهد، به طور معنی‌داری بالاتر از گروه مورد بود ( $p < 0.05$ ). بین دو گروه مورد و شاهد، تفاوت معنی‌داری 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 داده‌هایی که توزیع آنها نرمال بود، از آزمون Independent sample T test و برای داده‌هایی با توزیع غیر نرمال، از آزمون تی من ویتنی استفاده شد. توزیع متغیرهای کیفی نیز با استفاده از آزمون مجذور کای تعیین شد. مقایسه‌ی توزیع امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا در بین سهک های 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 دو 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 اسپیرمن تعیین شد. از رگرسیون لجستیک برای پیدا کردن نقش الگوهای غذایی و نیز نقش گرسنگی هدونیک 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	گروه‌ها	مورد (۴۶ نفر)	شاهد (۹۴ نفر)	P- value
سن (سال) (میانگین ± انحراف معیار)		۳۰/۷ ± ۷/۳	۳۰/۶ ± ۷/۲	۰/۹
انرژی دریافتی (Kcal) (میانگین ± انحراف معیار)		۲۳۶۷/۲ ± ۴۹۱	۲۳۴۱ ± ۷۲۰/۴	۰/۸
فعالیت بدنی (Met/hour/day) (میانگین ± انحراف معیار)		۳۶/۳ ± ۵	۳۷/۵ ± ۶/۱	۰/۲
میزان تحصیلات	دبیرستان، تعداد (درصد)	۵ (۱۰/۹)	۲ (۲/۱)	۰/۲
	دیپلم، تعداد (درصد)	۲۲ (۴۷/۸)	۴۴ (۴۶/۸)	
	کاردانی، تعداد (درصد)	۲ (۴/۳)	۵ (۵/۳)	
	کارشناسی، تعداد (درصد)	۱۵ (۳۲/۶)	۳۸ (۴۰/۴)	
	کارشناس ارشد و بالاتر، تعداد (درصد)	۲ (۴/۳)	۵ (۵/۳)	
وضعیت اشتغال	خانه دار، تعداد (درصد)	۴۲ (۹۱/۳)	۶۸ (۷۲/۳)	< ۰/۰۵
	شاغل، تعداد (درصد)	۴ (۸/۷)	۲۶ (۲۷/۷)	
استعمال دخانیات	بلی، تعداد (درصد)	۱ (۲/۲)	۳ (۳/۲)	۰/۶
	خیر، تعداد (درصد)	۴۵ (۹۷/۸)	۹۱ (۹۶/۸)	
مصرف مکمل	بلی، تعداد (درصد)	۱۰ (۲۱/۷)	۱۴ (۱۴/۹)	۰/۲
	خیر، تعداد (درصد)	۳۶ (۷۸/۳)	۸۰ (۸۵/۱)	

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

غذایی موجود در الگوی ناسالم به ترتیب بار عاملی، عبارت بودند از: سیب زمینی سرخ کرده، سس مایونز، آبمیوه‌های صنعتی، لبنیات پرچرب، گوشت های فرآوری شده، میان وعده‌ها، شیرینی و دسر، نوشابه، غلات تصفیه شده، گوشت قرمز و احشا و روغن مایع. لبنیات 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 گروه های غذایی در هر یک از این الگوها را نشان می‌دهد. نامگذاری این الگوها بر اساس گروه های غذایی تشکیل دهنده هر الگو صورت گرفت. اقلام غذایی موجود در الگوی سالم به ترتیب بار عاملی، عبارت بودند از: میوه‌ها، حبوبات، سبزیجات، زیتون، مغزها، تخم مرغ، خشکبار، غلات کامل، ماهی، سیب زمینی، ماکیان و ترشیجات. سس مایونز و نوشابه، با الگوی غذایی سالم، همبستگی معکوس داشتند. اقلام

جدول ۲. بارعاملی گروه های غذایی در الگوهای غذایی تعیین شده

گروه های غذایی	الگوی غذایی ناسالم	الگوی غذایی سالم
سیب زمینی سرخ کرده	۰/۵۶۲	—
مایونز	۰/۵۴۶	-۰/۲۸۴
آبمیوه صنعتی	۰/۵۳۲	—
لبنیات پرچرب	۰/۵۱۶	—
گوشت های فرآوری شده	۰/۵۱۴	—
میان وعده ها	۰/۵۱۱	—
شیرینی و دسر	۰/۴۷۰	—
نوشابه	۰/۴۵۸	-۰/۲۲۳
غلات تصفیه شده	۰/۴۰۷	—
لبنیات کم چرب	-۰/۳۰۴	—
گوشت قرمز و احشا	۰/۳۰۳	—
روغن مایع	۰/۲۶۶	—
روغن هیدروژنه	—	—
قند و شکر	—	—
آبمیوه طبیعی	—	—
نمک	—	—
دوغ	—	—
میوه ها	—	۰/۶۹۸
حبوبات	—	۰/۶۴۰
سبزیجات	—	۰/۶۱۰
زیتون	-۰/۳۱۹	۰/۴۲۴
مغزها	—	۰/۳۵۷
تخم مرغ	—	۰/۳۴۱
خشکبار	—	۰/۳۴۱
غلات کامل	—	۰/۳۱۸
ماهی	-۰/۲۵۰	۰/۳۰۱
سیب زمینی	—	۰/۲۸۹
ماکیان	—	۰/۲۳۴
ترشیجات	—	۰/۲۰۵
قهوه و نسکافه	—	—
چایی	—	—
سهم واریانس هر الگو	٪۹/۳	٪۸/۱

مقادیر کمتر از ۰/۲ جهت سهولت از جدول حذف شدند.

جدول ۳، برآورد نقطه ای و فاصله ای نسبت شانس چاقی (OR) را در سبک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم، با مرجع قرار دادن سبک اول، با فاصله اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد. در هیچ یک از مدل‌های در نظر گرفته شده، نسبت شانس چاقی در سبک‌های 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 زیر گروه‌های آن در گروه مورد نسبت به گروه شاهد، به طور معنی‌داری بالاتر بود ( $p < 0.05$ ).

جدول ۵، برآورد نقطه ای و فاصله ای نسبت شانس چاقی (OR) را در سبک‌های امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا با مرجع قرار دادن سبک اول، با فاصله اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد. در تمام مدل‌های پرسشنامه نسبت به سبک اول آن، نسبت شانس چاقی را به طور معنی‌داری افزایش می‌داد ( $p < 0.05$ )؛ به طوری که در مدل اول، سبک سوم امتیاز این پرسشنامه در مقایسه با سبک اول آن، نسبت شانس چاقی را ۷/۴ برابر می‌کرد. این میزان، پس از تعدیل اثر متغیر مخدوش کننده اشتغال، افزایش می‌یافت. به طوری که در مدل دوم، سبک دوم و سبک سوم در مقایسه با سبک اول، به ترتیب، نسبت شانس چاقی را ۲/۸ و ۱۰/۸ برابر می‌کرد.

جدول ۳، برآورد نقطه ای و فاصله ای نسبت شانس چاقی (OR) را در سبک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم، با مرجع قرار دادن سبک اول، با فاصله اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد. در هیچ یک از مدل‌های در نظر گرفته شده، نسبت شانس چاقی در سبک‌های 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 زیر گروه‌های آن در گروه مورد نسبت به گروه شاهد، به طور معنی‌داری بالاتر بود ( $p < 0.05$ ).

جدول ۵، برآورد نقطه ای و فاصله ای نسبت شانس چاقی (OR) را در سبک‌های امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا با مرجع قرار دادن سبک اول، با فاصله اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد. در تمام مدل‌های پرسشنامه نسبت به سبک اول آن، نسبت شانس چاقی را به طور معنی‌داری افزایش می‌داد ( $p < 0.05$ )؛ به طوری که در مدل اول، سبک سوم امتیاز این پرسشنامه در مقایسه با سبک اول آن، نسبت شانس چاقی را ۷/۴ برابر می‌کرد. این میزان، پس از تعدیل اثر متغیر مخدوش کننده اشتغال، افزایش می‌یافت. به طوری که در مدل دوم، سبک دوم و سبک سوم در مقایسه با سبک اول، به ترتیب، نسبت شانس چاقی را ۲/۸ و ۱۰/۸ برابر می‌کرد.

جدول ۳. برآورد نقطه ای و فاصله ای نسبت شانس برای چاقی در سبک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم

P trend	سبک‌های الگوی ناسالم		P trend	سبک‌های الگوی سالم	
	سبک سوم	سبک اول		سبک سوم	سبک اول
۰/۷	۱/۳ (۰/۵-۳/۲)	۱/۱ (۰/۴-۲/۶)	۰/۷	۱/۲ (۰/۵-۳/۱)	۰/۹ (۰/۳-۲/۲)
۰/۵	۱/۳ (۰/۵-۳/۳)	۰/۸ (۰/۳-۲/۱)	۰/۷	۱/۲ (۰/۵-۳/۱)	۰/۹ (۰/۳-۲/۴)

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

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

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

\* 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 نقطه ای و فاصله ای نسبت شانس چاقی در سبک‌های امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا

P trend	سبک‌های امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا	
	سبک سوم	سبک اول
< 0.05	۷/۴ (۲/۷-۲۰)	۲/۱ (۰/۷-۶)
< 0.05	۱۰/۸ (۳/۷-۳۱/۳)	۲/۸ (۰/۹-۸)

\* در مدل ۱ اثر هیچ یک از متغیرهای مخدوش کننده تعدیل نشده است. \*\* در مدل ۲، اثر اشتغال تعدیل 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 زیرمجموعه های آن را نشان می‌دهد. بین متغیرهای وزن، دور کمر، دور باسن، درصد چربی بدن و درصد چربی احشایی، با امتیاز کل و نیز امتیاز زیرمجموعه های این پرسشنامه، همبستگی مستقیم و معنی داری مشاهده شد ( $p < 0.05$ ); در حالیکه بین قد و هیچ یک از امتیازات این پرسشنامه همبستگی معنی‌داری وجود نداشت.

جدول ۶، توزیع نمره کلی پرسشنامه لذت جویی از غذا و زیر مجموعه های آن را در سهک‌های الگوی غذایی سالم و ناسالم نشان می‌دهد. توزیع نمرات این پرسشنامه در سهک های الگوی غذایی سالم، هیچ روند معنی‌داری را نشان نداد؛ در حالیکه میانگین و انحراف معیار نمره ی 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 نمره ی مطبوعیت غذا در سهک دوم الگوی غذایی

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

سهک های الگوی غذایی سالم و ناسالم

P trend	سهک های الگوی ناسالم			P trend	سهک های الگوی سالم			متغیر
	سهک های الگوی ناسالم		سهک اول		سهک های الگوی سالم		سهک دوم	
	سهک سوم	سهک دوم			سهک سوم	سهک اول		
<0.05	58.5 ± 19.2*	48.4 ± 14.3	17.3 ± 54.4	0.6	54.8 ± 20.1	54.8 ± 17.1	51.7 ± 15	نمره کل پرسشنامه لذت جویی#
0.2	14 ± 10	12 ± 5	14 ± 12.2	0.7	12.5 ± 12.5	14 ± 7	13 ± 5	نمره عدم حضور غذا €
<0.05	20.6 ± 7*	17 ± 5.7	17.8 ± 6.6	0.5	18 ± 7.6	19.4 ± 6.5	18.1 ± 5.5	نمره حضور غذا #
<0.05	22.3 ± 6.4	18.3 ± 5.3	21.3 ± 6.1	0.4	21.3 ± 6.6	20.9 ± 6.2	19.8 ± 5.7	نمره مطبوعیت غذا #

\* 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 P value با استفاده از آزمون One way ANOVA بدست آمده است.

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

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

نمره مطبوعیت غذا		نمره حضور غذا		نمره عدم حضور غذا		نمره کل		شاخص های آنتروپومتریک
P value	r	P value	r	P value	r	P value	r	
<0.05	0.3	<0.05	0.2	<0.05	0.4	<0.05	0.3	وزن (kg)*
0.9	0.0	0.7	0.0	0.9	0.0	0.9	0.0	قد (cm)#
<0.05	0.3	<0.05	0.2	<0.05	0.3	<0.05	0.3	دور کمر (cm)*
<0.05	0.3	<0.05	0.3	<0.05	0.4	<0.05	0.4	دور باسن (cm)*
<0.05	0.3	<0.05	0.2	<0.05	0.4	<0.05	0.4	درصد چربی بدن (%)*
<0.05	0.2	<0.05	0.1	<0.05	0.3	<0.05	0.3	درصد چربی احشایی (%)*

\* مقادیر ذکر شده، ضرایب همبستگی پیرسون هستند. # مقادیر ذکر شده، ضرایب همبستگی اسپیرمن هستند.



معنی داری را نشان داد ( $p < 0.05$ ). در گروه بانوان دارای وزن نرمال، مصرف ماهی با امتیاز این پرسشنامه همبستگی مثبت و معنی‌دار داشت ( $p < 0.05$ )؛ 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، سیب زمینی سرخ کرده و روغن مایع، با امتیاز این پرسشنامه همبستگی مثبت و

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

گروه شاهد (۹۴ نفر)		گروه مورد (۴۶ 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
<۰/۰۵	۰/۲	۰/۱	-۰/۲	ماهی
۰/۹	۰/۰	۰/۴	۰/۱	ماکیان
۰/۲	-۰/۱	<۰/۰۵	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
<۰/۰۵	-۰/۲	۰/۶	۰/۰	قهوه 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	سیب زمینی
۰/۸	۰/۰	<۰/۰۵	۰/۴	سیب زمینی سرخ شده
۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۲	غلات کامل
۰/۰۹	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
۰/۶	۰/۰	۰/۸	۰/۰	خشکبار
۰/۱	۰/۱	<۰/۰۵	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 هیدروژنه
۰/۳	۰/۰	<۰/۰۵	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

## 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 بدست آمده در مطالعات مشابه است (حدود ۲۰٪) [۲۱،۲۰].

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،۱۶]. به عنوان مثال، الگوی سالم بدست آمده در مطالعه آینده نگر اسکولز<sup>۲</sup> و همکاران، از نظر دریافت بالای میوه های تازه و سبزیجات خام [۲۳]، الگوی غذای سنتی از نظر حبوبات 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 مدیترانه ای از نظر مصرف بالای میوه، سبزیجات، حبوبات و مغزها مشابه الگوی غذایی سالم مطالعه حاضر است [۲۶]. از سوی دیگر، الگوی سنتی (از نظر مصرف 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 مصرف بالای غلات تصفیه شده) در مطالعه ی ملی پایش تغذیه ای در زنان و مردان استرالیایی [۲۸] و الگوی غذاهای حیوانی (از نظر گوشت گاو، سوسیس و جگر) در زنان و مردان ژاپنی [۹]، مشابه الگوی ناسالم بدست آمده در مطالعه حاضر است.

بر اساس یافته های مطالعه حاضر، هیچ رابطه معنی‌داری میان الگوهای غذایی سالم و ناسالم با چاقی وجود نداشت. پس از تعدیل اثر متغیرهای مخدوش کننده نیز، هیچ رابطه ای 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 (مصرف بالای گوشت قرمز و سبزیجات) و الگوی غذایی غربی (الگوی مصرف تخم مرغ) بعد از ۶ سال پیگیری، در ارتباط مستقیم با شاخص های 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 بدست آمده باشد. در مطالعه اوکوبو<sup>۳</sup> و همکاران که بر روی زنان ۲۰-۱۸ ساله ژاپنی انجام گرفت، پس از تعدیل عوامل مخدوش کننده، الگوی سالم (سبزیجات، قارچ، سیب زمینی، ماهی، میگو، سویا و میوه ها) در ارتباط معکوس و معنی دار با BMI بود؛ به طوری که نسبت شانس افزایش BMI در بالاترین پنجم این الگو در مقایسه با پایین ترین پنجم آن، ۰/۵۷ بود. برعکس، الگوی سنتی (برنج و میسو) و الگوی غربی (گوشت قرمز، روغن، گوشت های فرآوری شده و تخم مرغ) به طور معنی داری با افزایش BMI همراه بود [۱۰]. الگوی سالم مطالعه اخیر، مشابه الگوی سالم بدست 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 معنی داری میان الگوهای بدست آمده با چاقی وجود ندارد. ماهیت مقطعی مطالعه

<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 بالایی دارند، اثر مثبت میوه و سبزی بر چاقی را بپوشاند. 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، بدیهی است که این افراد، از نظر انتخاب‌های غذایی و سطح فعالیت بدنی، تفاوت معنی‌داری با افراد گروه مورد نشان ندهند. لازم به ذکر است که هیچ‌یک از شرکت‌کنندگان در این مطالعه، تحت رژیم‌های غذایی کاهش وزن قرار نداشتند و حضور آنان در باشگاه‌های ورزشی، ممکن است تنها موجب آشنایی این افراد با انتخاب‌های غذایی سالم‌تر و شیوه‌ی زندگی صحیح‌تر شده باشد. از آنجایی 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 معنی‌داری بالاتر از بانوان دارای وزن طبیعی بود و این تفاوت معنی‌دار، در تمام زیرمجموعه‌های 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 آینده‌نگر [۳۰] 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، شیرینی‌جات و چربی‌های هیدروژنه شناخته می‌شود، با چاقی عمومی و چاقی مرکزی، مرتبط دانسته شده است. ماهیت الگوهای بدست آمده در مطالعه حاضر بسیار مشابه الگوهای شناخته شده در اکثر مطالعات است ولی استفاده از روش‌های 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 رابریگ<sup>۱</sup> زمانی که از مدل دو متغیره برای بررسی ارتباط الگوهای بدست آمده با چاقی استفاده شد، ارتباط مثبت و معنی‌داری میان الگوی سنتی با BMI مشاهده شد، ولی زمانی که از مدل چند متغیره استفاده شد، این ارتباط مثبت، به ارتباط منفی و معنی‌دار 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، یافته‌های مطالعه حاضر، همسو با یافته‌های مطالعه ناجا<sup>۳</sup> و همکاران و نیز مطالعه اسماعیل‌زاده 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 غذایی به عنوان اقلام غذایی پرچرب شناخته 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 سبک الگوی غذایی ناسالم به طور معنی داری بالاتر از پایین ترین سبک این الگو بود. با این وجود، هیچ روند معنی داری میان امتیاز این پرسشنامه با سبک‌های 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 انتخاب های 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 سویی دیگر، به موازات افزایش امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا، نسبت شانس چاقی به طور معنی داری افزایش می‌یافت. 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 [۳۵، ۳۴، ۴].

اکثر مطالعات انجام یافته در زمینه ی بررسی رابطه ی میان گرسنگی هدونیک با چاقی، تنها از BMI به عنوان شاخص چاقی استفاده کرده اند [۳۷-۳۵، ۴]. 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 احشایی، همبستگی مستقیم و معنی داری با امتیاز این پرسشنامه نشان دادند. یافته های 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 مطالعه ای رابطه ی میان این شاخص ها، به ویژه درصد چربی بدن، با گرسنگی هدونیک را بررسی ننموده است. وجود همبستگی معنی دار بین این شاخص ها و گرسنگی هدونیک، می‌تواند تأییدی بر صحت رابطه ی بدست آمده بر اساس رگرسیون لجستیک و نسبت شانس بدست آمده از آن باشد.

یکی از نقاط قوت مطالعه ی حاضر، بررسی ارتباط میان اقلام غذایی مختلف با امتیاز پرسشنامه لذت جویی از غذا است که تا کنون در هیچ مطالعه ای مورد بررسی قرار نگرفته است. اکثر تحقیقات انجام یافته در زمینه کشف رابطه ی میان طعم غذا با چاقی، تنها بر مزه های شیرینی و شور متمرکز شده اند و نشان داده اند که افراد چاق در مقایسه با افراد غیر چاق، نسبت به شکر و نمک حساسیت بالاتری دارند [۳۸، ۳۷]. 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 انستیتو تحقیقات تغذیه ای و صنایع غذایی کشور، به شماره «۱۰۷۷ / ۱ / ۴۷ / ۲۵ / پ» است. بدینوسیله از ریاست، معاونت پژوهشی و مدیر محترم پژوهشی این انستیتو، به دلیل حمایت های مالی از این تحقیق، کارشناسان حوزه معاونت پژوهشی، کارشناسان تغذیه باشگاه چاقی منطقه ۴ تهران، خانم ها تینا کریمی، 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 کلسترول 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 [۳۵،۳۴،۴]. در مطالعه حاضر، بین مصرف برخی اقلام غذایی موجود در الگوی ناسالم و گرسنگی هدونیک در افراد چاق، همبستگی 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 محتویات 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- Esmailzadeh 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, Baniaghbal 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- Esmailzadeh 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, Morch 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. *Be 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.