پژوهش درپزشکی (مجله پژوهشی دانشکده پزشکی)
دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی شهید بهشتی
دوره ۳۴، شماره ۳، پاییز ۱۳۸۹، صفحات ۱۷۲ تا ۱۷۷

مقاله اصلی
(Original Article)

روش‌های پارامتری و ناپارامتری برای برآورد الگوی سن یائسگی طبیعی با استفاده از اطلاعات شیوع

سید مهدی سادات هاشمی[۱]، راهب قربانی*[۱]، فرید زائری[۲]، بهروز کاوه‌یی[۳]

[۱] گروه پزشکی اجتماعی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی سمنان
[۲] گروه آمارزیستی، دانشگاه علوم پزشکی شهیدبهشتی
[۳] گروه آمار زیستی، عضو هیئت علمی وزارت علوم، تحقیقات و فنآوری

چکیده

سابقه و هدف: *حوزه وسیع تغییرات سن یائسگی در کشورمان را نمی‌توان تنها به تفاوت ماهوی زنان مناطق مختلف نسبت داد، بلکه می‌تواند به اشکالات متدولوژی نیز مربوط باشد. در نوع خاصی از مطالعات مقطعی سن یائسگی مورد سئوال قرار نمی‌گیرد و نحوه پرسشگری به گونه‌ای است که تنها می‌توان شیوع یائسگی برحسب سن را محاسبه کرد. بنابراین سئوال این است که چگونه می‌توان الگوی سن یائسگی را از روی شیوع برآورد کرد؟*

روش بررسی: *دراین مطالعه، دو روش که اولی دارای مبنای پارامتری و دومی به صورت ناپارامتری و آزاد مدل است، برای الگوی سن یائسگی و مشخصه‌های مربوط به آن تشریح شد. هم‌چنین برای نشان دادن نحوه به کارگیری آنها از داده‌های طرح پژوهشی "برآورد الگوی سن یائسگی طبیعی و عوامل موثر برآن در استان سمنان" استفاده نمودیم که در آن طی سال ۱۳۸۵، تعداد ۳۵۴۵ زن شهری و روستایی استان سمنان به طورتصادفی انتخاب و یائسه بودن و یا نبودن مورد پرسش قرارگرفت و پس از حذف موارد یائسه شده به صورت غیرطبیعی، ۳۴۰۴ نفر از آنها در مطالعه مشارکت نمودند. درنهایت تعیین شد کدام روش برازش بهتری برای الگوی سن یائسگی طبیعی ارائه می‌دهد.*

یافته‌ها: *الگوی سن یائسگی با کمک مدل‌های خطی تعمیم یافته که مبنای پارامتری دارند و نیز روش ناپارامتری که در آن توزیع احتمال به صورت تجربی برآورد می‌شود، به دست آمد. هر چند تفاوت زیادی بین مقادیر برآورد شده با مدل‌های مختلف وجود نداشت، اما مدل لگ-لگ برآوردهای بزرگ‌تری را نسبت به دو مدل پارامتری لجستیک و پروبیت ارائه کرد و نتایج آن بیشتر شبیه مدل ناپارامتری است. ازبین مدل‌های پارامتری ، بهترین برازش مربوط به مدل لجستیک بود.*

نتیجه‌گیری: *به نظر می‌رسد مدل پارامتری لجستیک روش مناسب‌تری برای برآورد الگوی سن یائسگی باشد که نیاز به تحقیق بیشتر دارد.*

واژگان کلیدی: *سن یائسگی طبیعی، مدل پارامتری ، مدل ناپارامتری، شیوع.*

مقدمه

یائسگی طبیعی طبق تعریف سازمان بهداشت جهانی عبارت است از قطع عادت ماهیانه در خانم‌ها که به دلیل توقف فولیکولار تخمدان روی می‌دهد و به پایان یافتن دوران باروری در زن می‌انجامد، بدین ترتیب هرگاه خانمی حداقل دوازده ماه قطع قاعدگی (بدون ارتباط باحاملگی، شیردهی و یا سایر اختلالات هورمونی) داشته باشد، یائسه تلقی می‌گردد (۲،۱). از آنجایی که به تعویق انداختن سن یائسگی منجر به پیشگیری از عوارض جسمی و روانی گوناگونی می‌شود و این خود یکی از اهداف عمده سیاست‌های بهداشتی هر جامعه

آدرس نویسنده مسئول: سمنان، دانشگاه علوم پزشکی سمنان، مدیریت پژوهشی، دکتراهب قربانی
(**e-mail:** Ghorbani_raheb@yahoo.com)

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۷/۶/۳۰
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۸/٤

Archive of SID
www.SID.ir

می‌باشد؛ لذا اولین گام در برنامه‌ریزی‌های این مسئله عبارت است از برآورد الگوی سن یائسگی و مشخصه‌های مربوط به آن نظیر میانگین، میانه، واریانس و غیره. زیرا هرگاه الگوی احتمالی یک صفت برآورد شود، آنگاه به کمک آن سایر مشخصه‌ها نیز به سادگی قابل محاسبه هستند. برای برآورد الگوی سن یائسگی طبیعی، دوروش مطالعه وجود دارد:

۱- روش طولی: دراین روش نمونه‌ای اززنان (همگی غیریائسه) که نماینده جامعه مورد مطالعه باشند، طی یک دوره طولانی مدت تا رسیدن به سن یائسگی مورد مطالعه قرارمی‌گیرند.

۲) روش مقطعی: این روش به دوصورت قابل اجراست:

الف) درنظرگرفتن جمعیتی از زنان یائسه و پرسش ازآنها درباره سن یائسگی آنان

ب) درنظرگرفتن جمعیتی از زنان یائسه که بالای سن مفروض x قرارداشته و پرسش از وضعیت یائسه بودن و یا یائسه نبودن آنها (انتخاب سن x به نظر محقق و شرایط حاکم برجامعه زنان مورد نظربستگی دارد). در واقع x سنی است که از ابتدای آن، زنان در مخاطره یائسگی قرار می‌گیرند.

هر دو نوع مطالعه طولی و مقطعی خطاهایی دارند که می‌تواند برآورد سن یائسگی را به طورجدی مخدوش و نتایج راگمراه کننده نماید. این خطاها می‌تواند ناشی ازمولفه‌های گوناگونی باشند که متدولوژی مطالعه، یکی ازآنهاست (۳). بنابراین برآورد سن یائسگی، آن چنان که درنگاه اول به نظرمی‌رسد، مساله ساده‌ای نیست. به عنوان مثال، در کشور ما متاسفانه مقالات انگشت‌شماری درزمینه تعیین سن یائسگی و عوامل موثر بر آن به چاپ رسیده که نتایج آنها حاکی از تغییرات سن یائسگی درحوزه ای نسبتا وسیع، تقریبا از ۴۶ تا ۵۱ سال، است (۱۶-۴). این حوزه وسیع تغییرات را نمی‌توان تنها به تفاوت ماهوی زنان مناطق مختلف مورد مطالعه نسبت داد، بلکه می‌تواند به اشکالات متدولوژی نیز مربوط باشد. در بررسی این مطالعات متوجه می‌شویم که همه آنها، به استثنای مطالعه Mohammad و همکاران (۵)، به صورت مقطعی از نوع (الف)، که ارزان‌ترین وسریع‌ترین روش می‌باشد، هستند. از آنجایی که دراین روش، پرسشگری تنها از زنان یائسه انجام می‌شود و در این جمعیت زنان مسنی نیز وجود دارند که با مشکل یادآوری سن یائسگی روبرو هستند. لذا برآوردها می‌تواند به سادگی مخدوش شود. این روش برآورد نه تنها در مطالعات ایرانی که نتایج آنها در مجلات علمی داخلی و خارجی چاپ شده مورد استفاده قرار گرفته (۱۶،۴-۶)، بلکه در بسیاری از مطالعات خارجی نیز مورد استفاده قرار گرفته که به برخی از آنها در فهرست منابع اشاره شده است (۲۱-۱۷).

با اجرای مطالعه مقطعی نوع (ب) می‌توان خطای یادآوری را حذف نمود. اما ذکراین نکته اهمیت پیدا می‌کند که درمطالعات طولی و مقطعی نوع (الف) می‌توان میانگین و میانه سن یائسگی طبیعی را مستقیما ازروی داده‌ها محاسبه کرد، اما درمطالعه مقطعی نوع (ب) این کارچگونه ممکن می‌شود؟ زیرا سن یائسگی مورد سئوال قرار نمی‌گیرد و نحوه پرسشگری به گونه‌ای است که تنها شیوع یائسگی برحسب سن قابل محاسبه می باشد. با همه اینها بدیهی است که روش برآورد بایستی متناسب با متدولوژی، ساده، سهل التفسیر و دقیق باشد. لذا معرفی ابزار مناسب برای این منظور از اهمیت بالایی برخوردار است که در این مقاله به آن پرداخته شده است.

مواد و روشها

دراین مطالعه دو روش ساده، که اولی دارای مبنای پارامتری و دومی به صورت ناپارامتری و آزاد مدل است، برای این کار تشریح شده است. هم چنین برای نشان دادن نحوه به کارگیری آنها از داده‌های طرح پژوهشی "برآورد الگوی سن یائسگی طبیعی وعوامل موثر برآن دراستان سمنان" استفاده نمودیم. مطالعه مذکور از نوع مقطعی (ب) است و در آن طی سال ۱۳۸۵، تعداد ۳۵۴۵ زن شهری و روستایی ۳۰ سال و بالاتر استان سمنان با روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی به طورتصادفی انتخاب شدند، به طوری که متناسب با جمعیت زنان ۳۰ سال و بالاتر هر شهرستان استان نسبتی از حجم نمونه به آن شهرستان اختصاص داده شد و وضعیت یائسگی آنها توسط پرسشگران آموزش دیده با روش مراجعه حضوری و مصاحبه مورد پرسش قرارگرفته و در نهایت پس از حذف موارد یائسه شده به صورت غیرطبیعی، ۳۴۰۴ نفر از آنها در مطالعه مشارکت نمودند.

جدول داده‌ها

فرض کنید درمطالعه، N نفرمورد بررسی قرار گرفته باشند و این N نفر در k گروه سنی متوالی به گونه‌ای قرارگرفته باشند که شیوع یائسگی از هرگروه سنی به گروه سنی بعدی تا رسیدن به مقدار ۱۰۰ درصد به طور یکنواخت افزایش پیدا کند (جدول ۱). درنظرگرفتن چنین روندی برای شیوع یائسگی برحسب سن کاملا منطقی و قابل قبول است، زیرا هر زنی در طی سنوات زندگی خود حتما یائسگی را تجربه خواهد کرد. از آنجا که خطر بروز یائسگی همراه با افزایش سن،

Archive of SID
www.SID.ir

افزایش می‌یابد، لذا می‌توان فرض کرد شیوع در هرگروه سنی احتمال تجمعی یائسگی تا آن سن می‌باشد.

جدول ۱- توزیع شیوع یائسگی برحسب سن

گروه سنی	نقطه وسط گروه سنی	تعداد نمونه	تعداد یائسه	شیوع یائسگی
۱	m_1	n_1	x_1	p_1
۲	m_2	n_2	x_2	p_2
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
k	m_k	n_k	x_k	p_k

$N = n_1 + n_2 + ... + n_k$ ، $p_i = \frac{x_i}{n_i}$ و $p_1 < p_2 < ... < p_k$

روش پارامتری مبتنی برمدل مفروض

تحت شرایطی که ذکرآن گذشت، هرگاه نمودار شیوع یائسگی برحسب سن رسم شود، یک روند S شکل مشاهده خواهد شد. دراین صورت بعضی از مدل‌های خطی تعمیم یافته (GLM) کاندیداهای مناسبی برای برازش بر روی داده‌ها هستند (۲۲) که درآنها سن نقش متغیر مستقل و شیوع یائسگی نقش متغیر وابسته را ایفا می‌کنند. چنان چه مدل پارامتری مناسبی برای کار در نظر گرفته شود، با کمک پارامترهای برآورد شده آن می‌توان میانگین، میانه و انحراف معیار سن یائسگی را برآورد کرد. هم چنین برای به دست آوردن چگالی احتمال یائسگی برحسب سن، می‌توان مشتق مرتبه اول GLM برازش شده را محاسبه نمود. سه مدل GLM مناسب برای این منظور عبارتند از لجستیک، پرابیت و لگ- لگ که درزیرمعرفی شده‌اند.

مدل لجستیک

رابطه احتمال تجمعی (شیوع) برحسب z (سن) عبارت است از:

$$p(z) = \frac{e^{a+bz}}{1+e^{a+bz}}$$

که درآن a و b پارامترهای مدل هستندکه ازروی داده‌ها برآورد می شوند.

دراین مدل بنابه خاصیت تقارن، میانگین ومیانه یکسان و مقدارآن $-\frac{a}{b}$ و مقدار انحراف معیار برابر $\sigma = \frac{\pi}{|b|\sqrt{3}}$ است.

مدل پرو بیت

دراین مدل احتمال تجمعی برحسب z عبارت است از:

$$p(z) = \Phi(a+bz) = \int_{-\infty}^{a+bz} f(x)dx$$

که درآن f چگالی توزیع نرمال استاندارد و Φ تابع توزیع تجمعی آن می باشد. مانند توزیع لجستیک، این توزیع نیز نسبت به میانگین خود متقارن بوده و میانه با میانگین یکسان و مقدار آن $-\frac{a}{b}$ و مقدار انحراف معیار آن برابر $\sigma = \frac{1}{|b|}$ می‌باشد.

مدل لگ- لگ

دراین مدل احتمال تجمعی برحسب z عبارت است از:

$$p(z) = \exp(-\exp(a+bz))$$

در این توزیع میانگین میانه وانحراف معیار به قرار زیر می‌باشند:

$$\sigma = \frac{\pi}{b\sqrt{6}}$$

$$Median = \frac{Ln(-Ln(0/5)) - a}{b}$$

$$\mu = -\frac{a + 0/577}{b}$$

لازم به ذکراست که این توزیع متقارن نبوده و می‌تواند به صورت چوله به راست یا چپ باشد، لذا میانگین و میانه آن برخلاف دو مدل دیگر می‌توانند متفاوت باشند.

روش ناپارامتری (آزاد مدل)

در این حالت بدون در نظرگرفتن هیچ‌گونه پیش فرض اضافه، می‌توان با استفاده ازجدول ۱، چگالی تجربی احتمال را برحسب سن محاسبه و به کمک آن، میانگین، میانه و انحراف معیار را برآورد نمود. از آنجا که به طورقطع شیوع یائسگی با افزایش سن افزایش می‌یابد، لذا اگر نمونه بزرگ و به‌گونه‌ای

Archive of SID
www.SID.ir

باشد که بتوان گروه‌های سنی متوالی را به گونه‌ای ایجاد نمود که شیوع یائسگی در هر گروه سنی از گروه‌های سنی ماقبل خود بزرگ‌تر باشد، آن گاه می‌توان به طور مستقیم برآورد چگالی احتمال یائسگی در هرگروه سنی را طبق رابطه زیر به دست آورد:

شیوع یائسگی درگروه سنی (i ۱-) ام - شیوع یائسگی درگروه سنی (i) ام = احتمال یائسگی درگروه سنی i ام

در این صورت می‌توان میانگین، میانه وانحراف معیار را از روابط زیر محاسبه نمود:

✓ (احتمال یائسگی در گروه سنی i Xنقطه وسط گروه سنی i) $\sum_i$ = میانگین سن یائسگی

✓ طول رده شامل میانه X ((شیوع یائسگی در رده ماقبل میانه - شیوع یائسگی در رده شامل میانه) ÷ (شیوع یائسگی در گروه ماقبل میانه-۰/۵)) + حد پایین رده شامل میانه = میانه سن یائسگی

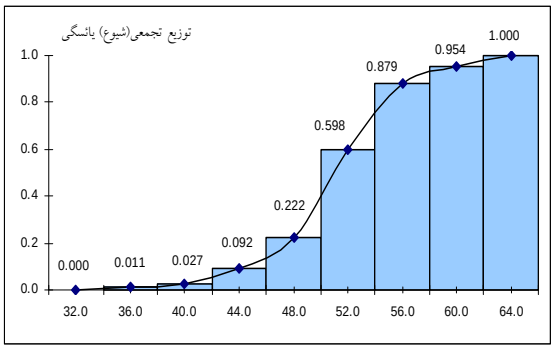
✓ ^{۲}(میانگین سن یائسگی- نقطه وسط گروه سنی i)Xاحتمال یائسگی در گروه سنی i $\sum_i$ = واریانس سن یائسگی.

یافته‌ها

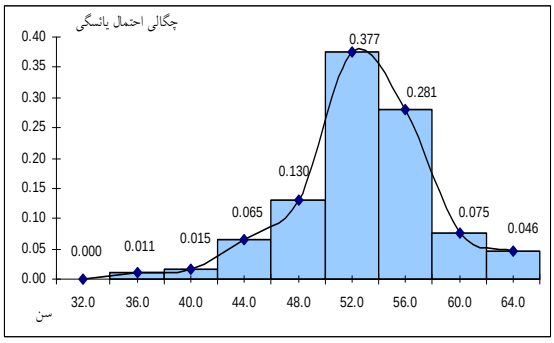
جدول ۲ شیوع یائسگی طبیعی برای زنان استان سمنان و ستون آخر این جدول احتمال تجربی (ناپارامتری) یائسگی را نشان می‌دهد. به کمک اطلاعات این جدول می‌توان نمودارهای شیوع و احتمال یائسگی برحسب سن را رسم کرد (نمودارهای ۱ و۲).

جدول ۲- توزیع شیوع و احتمال یائسگی برحسب سن در استان سمنان

گروه سنی (سال)	نقطه میانگین	تعداد نمونه	تعداد یائسه	شیوع	احتمال
۳۰-۳۳	۳۲	۴۸۷	۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴
۳۴-۳۷	۳۶	۵۰۴	۷	۰/۰۱۴	۰/۰۱۰
۳۸-۴۱	۴۰	۴۱۶	۹	۰/۰۲۲	۰/۰۰۸
۴۲-۴۵	۴۴	۴۴۹	۳۰	۰/۰۶۷	۰/۰۴۵
۴۶-۴۹	۴۸	۳۵۳	۷۶	۰/۲۱۵	۰/۱۴۸
۵۰-۵۳	۵۲	۲۸۰	۱۷۳	۰/۶۱۸	۰/۴۰۳
۵۴-۵۷	۵۶	۲۳۳	۲۰۴	۰/۸۷۶	۰/۲۵۸
۵۸-۶۱	۶۰	۱۸۹	۱۸۱	۰/۹۵۸	۰/۰۸۲
>۶۱	۶۴	۴۹۳	۴۹۳	۱/۰۰۰	۰/۰۴۲
جمع		۳۴۰۴	۱۱۷۵	۰/۳۴۵	۱/۰۰۰



نمودار ۱- توزیع شیوع یائسگی برحسب سن در استان سمنان



نمودار ۲- چگالی احتمال یائسگی زنان استان سمنان

بااستفاده از نرم‌افزار SAS هرسه مدل پارامتری که ذکرآنها گذشت را برروی اطلاعات جدول ۲ برازش دادیم. برآورد پارامترهای مدل های فوق درجدول ۳ آمده است.

جدول ۳- برآورد پارامترهای مدل‌های GLM

پارامتر	مدل		
	لجستیک	پرابیت	لگ- لگ
a	-۱۸/۴۹	-۹/۷۳	-۱۲/۹۹
B	۰/۳۷	۰/۱۹	-۰/۲۴

میانگین، میانه وانحراف معیار برآوردشده ازروش‌های مختلف درجدول ۴ آمده است.

جدول ۴- برآورد میانگین، میانه و انحراف معیار مدل‌های GLM و روش ناپارامتری

شاخص	مدل			
	لجستیک	پرابیت	لگ- لگ	تجربی(ناپارامتری)
میانگین	۵۰/۴۰۰	۵۰/۳۶۹	۵۱/۷۲۰	۵۲/۹۰۹
میانه	۵۰/۴۰۰	۵۰/۳۶۹	۵۱/۴۵۰	۵۲/۸۲۸
انحراف معیار	۴/۹۴۰	۵/۱۷۷	۵/۳۴۰	۵/۰۱۸

Archive of SID
www.SID.ir

ازبین سه مدل پارامتری مورد بررسی، بهترین برازش مربوط به مدل لجستیک بود (H-L =۲۱/۰۷۸).

بحث

یافته‌ها نشان داد مدل لجستیک در بین مدل‌های پارامتری بررسی شده، بهترین برازش را دارد. با مشاهده جدول ۴ به نظر می‌رسد که تفاوت زیادی بین مقادیر برآورد شده از مدل‌های مختلف وجود نداشته باشد، هرچند مدل لگ- لگ برآوردهای بزرگ‌تری را نسبت به دو مدل پارامتری دیگر به دست داده است و نتایج آن بیشتر شبیه نتایج به دست آمده از روش ناپارامتری می‌باشد.

مک ماهون و ورکستر روشی را ارائه نمودند که با استفاده از آن می‌توان الگوی سن یائسگی و مشخصه‌های مربوط به آن را به کمک داده‌های شیوع برآورد کرد (۲۳). کرایلو این روش را با دخیل کردن اثر زنانی که به صورت غیرطبیعی یائسه شده بودند، تعدیل نموده است (۲۴). روش هردوی آنها دارای مبنای پارامتری و به مدلی که برروی داده‌ها برازش می‌شود، بستگی دارد. اگرروش پارامتری مورد استفاده قرارگیرد، یک سئوال مهم این است که کدام یک از مدل‌ها بهترین گزینه برای دستیابی به برآوردهای دقیق‌تر هستند؟ دراین حالت می‌توان برای ارزیابی مدل‌ها از شاخص‌های نیکویی برازش نظیر کای اسکوئر و یا هاسمر- لم شو استفاده کرد (۲۵). ما برای ارزیابی مدل‌های پارامتری و مقایسه آنها با یکدیگر از شاخص هاسمر-لم شو استفاده کردیم.

روش پارامتری دارای دو مزیت عمده نسبت به روش ناپارامتری است. اولا درحالتی که شیوع به طور کاملا یکنواخت صعودی نباشد، باز هم می‌توان مدل را برازش نمود، درصورتی که در چنین حالتی احتمال تجربی برآورد شده با روش ناپارامتری برای برخی رده‌های سنی، منفی خواهدشد.

ثانیا حتی اگرداده‌ها به صورت جدول ۱ خلاصه نشده و به صورت خام باشند، باز هم می‌توان مدل را به آنها برازش نمود، درصورتی که مدل ناپارامتری کاملا مبتنی بر جدول مذکور می‌باشد. اما در مقابل مزیت عمده روش ناپارامتری بر روش پارامتری، وابسته نبودن آن به برخی پیش فرض‌هاست که گاهی اوقات می‌تواند دست و پاگیر باشد. هم چنین برای اجرای محاسبات آن می‌توان از یک ماشین حساب ساده استفاده کرد، درصورتی که برای برازش مدل‌های پارامتری به طور یقین به کامپیوتر و یک نرم افزار آماری مناسب نیازمند خواهیم بود.

درخصوص مدل‌های پارامتری ذکر این نکته اهمیت دارد که انتخاب مدل پارامتری منحصر به سه مدلی که دراینجا استفاده شد نبوده و در واقع هر تابعی که تغییرات آن برحسب متغیرمستقل به صورت یکنوا صعودی و S شکل (به اصطلاح سیگموئید) باشد می‌تواند به کارگرفته شود. به عنوان مثال، خواننده علاقه‌مند می‌تواند تابع تانژانت هایپرپولیک را بر روی داده‌های جدول ۲ برازش داده و نتیجه آن را با سایر مدل‌ها مقایسه نماید.

با همه این گفته‌ها، این سئوال هم چنان باقی می‌ماند که "کدام یک ازاین دو روش برای برآورد الگوی سن یائسگی ارجحیت دارد؟" این مسئله از طریق شبیه سازی‌های عددی با مکانیسم تولید داده‌های شیوع یائسگی فرضی قابل بررسی است و توسط نویسندگان این مقاله تحت بررسی می‌باشد.

قدردانی و تشکر

برخود لازم می‌دانیم از ازداوران ناشناسی که با ارائه نقطه نظرات خود، موجبات ارتقاء کیفیت مقاله شدند، صمیمانه تشکر و قدردانی نماییم.

REFERENCES

1. WHO Scientific Group. Research on the menopause in the 1990's. Geneva: World Health Organization Technical Report Series; 1996. p.1-107.
2. American Menopause Society. Internet communication. Available from: http://www.menopause.org.
3. Sadat-Hashemi SM, Ghorbani R, Askari Majdabadi H, Khalajabadi Farahani F, Kavehie B. Analyzing the methodologies to estimate age at natural menopause and its effective factors. Koomesh 2007; 8: 177-86. [In Persian]
4. Yousef Zadeh S, Jafar Zadeh S. Survey on average age and prevalence of menopausal period disorders in catamenial women of the city of Sabzevar. Asrar 1999; 6: 58-67. [In Persian]
5. Mohammad K, Sadat-Hashemi SM, Farahani FK. Age at natural menopause in Iran. Maturitas 2004; 49: 321-26.
6. Ayatollahi SMT, Ghaem H, Ayatollahi SAR. Menstural- reproductive factors and age at natural menopause in Iran. Int J Gynecol Obstet 2003; 80: 311-13.

Archive of SID
www.SID.ir

7. Ayatollahi SMT, Ghaem H, Ayatollahi SAR, Sociodemographic factors and age at natural menopause in Shiraz, Islamic Republic of Iran. East. Mediter Health J 2005; 11: 146-54.

8. Shahgheibi Sh, Arianejad A, Determine the average of menopause and relative factors in Sanandaj in 1999. Journal of Kurdistan University of Medical Sciences 2000; 4: 19-23. [In Persian]

9. Afshari Saleh A, Dastfan F, Omid Beigi J. Study of menopausal age in Mashhad in 1997. Teb Va Tazkiyeh 1999; 29: 41-5. [In Persian]

10. Kamyabi Z, Aflatonian MR, Bahrampour A. Determination of the mean age of menopause and its distribution in terms of known variables in Kerman. Journal of Kerman University of Medical Sciences 1998; 5: 178-85. [In Persian]

11. Mortazavi Moghadam SGHR, Khazaii Z, Izadpanah AM. Menopausal age and its influencing factors in Birjand (2001). Sharekord University of Medical Sciences Journal 2003; 5: 53-61. [In Persian]

12. Akbarian A, Mehdizadeh A, Bibiamin E, Malekafzali H. Age of onset of menopause and effective factors on it in the women of Reye town during the year 1993. Feyz 1999; 3: 46-52. [In Persian]

13. Ebrahimian M, Kazemi B. Exercise and the occurrence of menopause. Payesh 2003; 2: 11-15. [In Persian]

14. Allameh TS, Khashavi Z, Adibi P. Mean age of menopause and factors affecting it in Isfahan (1997). Journal of Research Medical Sciences 1999; 4: 12-15. [In Persian]

15. Abdollahi F, Shabankhani B, Zarghani M.Study of menopausal age in women living in Mazandaran province in 2002. Journal of Mazandaran University of Medical Sciences 2004; 14: 61-68. [In Persian]

16. Ayatollahi SMT, Ghaem H, Ayatollahi SAR. Age at natural menopause and socio-demographic determinants in Shiraz. Journal of Mazandaran University of Medical Sciences 2004; 14: 51-59. [In Persian]

17. Carda SN, Bilge SA, Ozturk TN, Oya G, Ece O, Hamiyet B. The menopausal age, related factors and climacteric symptoms in Turkish women. Maturitas 1998; 30: 37-40.

18. Kriplani A, Banerjee K. An overview of age of onset of menopause in northern India. Maturitas. 2005; 52: 199-204.

19. Hessa H, Tanir HM, Tekin B, Senses T, Oge T, Mutlu FS. Possible factors affecting the age at menopause among women in the central Anatolian region of Turkey. Clinic Exper Obstet Gynecol 2006; 33: 59-60.

20. Biag LA, Karim SA. Age at menopause, and knowledge of and attitudes to menopause, of women in Karachi, Pakistan. J British Menopause 2006; 12: 71-74.

21. Ozdemir O, Meltem C. The age at menopause and associated factors at the health center area in Ankara, Turkey. Maturitas 2004; 49: 211-19.

22. Agresti A, Editor. Categorical data analysis. 1st ed. Philadelphia: Wiley; 1990.

23. MacMahon B, Worcester J, Editors. Age at menopause, United States 1960-2. Washington DC: National Center for Health Statistics, (Vital and health statistics, Series II: Data from the National Health Survey, no. 19), DHEW publication (HSM); 1966. p.1-19.

24. Krailo MD, Pike MC. Estimation of the distribution of age at natural menopause from prevalence data. Am J Epidemiol 1983; 117: 356-61.

25. Hosmer D, Lemeshow S, editors. Applied logistic regression. 1st ed. Philadelphia: Wiley; 1989.

Archive of SID

www.SID.ir