

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 کاوه‌بی^۳

^۱ گروه پزشکی اجتماعی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی سمنان
^۲ گروه آمار زیستی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی
^۳ گروه آمار زیستی، عضو هیئت علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری

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 سؤال قرار نمی‌گیرد و نحوه پرسشگری به گونه‌ای است که تنها می‌توان شیوع یائسگی برحسب سن را محاسبه کرد. بنابراین سؤال این است که چگونه می‌توان الگوی سن یائسگی را از روی شیوع برآورد کرد؟

روش بررسی: در این 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 بر آن در استان سمنان" استفاده نمودیم که در آن طی سال ۱۳۸۵، تعداد ۳۵۴۵ زن شهری و روستایی استان سمنان به طور تصادفی انتخاب و یائسه بودن و یا نبودن مورد پرسش قرار گرفت و پس از حذف موارد یائسه شده به صورت غیرطبیعی، ۳۴۰۴ نفر از آنها در مطالعه مشارکت نمودند. در نهایت 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. از بین 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 با حاملگی، شیردهی و یا سایر اختلالات هورمونی) داشته باشد، یائسه تلقی می‌گردد (۲۰۱). 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، دکتر راهب قربانی
(e-mail: Ghorbani_raheb@yahoo.com)

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۷/۶/۳۰

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۸/۴

با اجرای مطالعه مقطعی نوع (ب) می‌توان خطای یادآوری را حذف نمود. اما ذکر این نکته اهمیت پیدا می‌کند که در مطالعات طولی و مقطعی نوع (الف) می‌توان میانگین و میانه سن یائسگی طبیعی را مستقیماً از روی داده‌ها محاسبه کرد، اما در مطالعه مقطعی نوع (ب) این کار چگونه ممکن می‌شود؟ زیرا سن یائسگی مورد سؤال قرار نمی‌گیرد و نحوه پرسشگری به گونه‌ای است که تنها شیوع یائسگی برحسب سن قابل محاسبه می‌باشد. 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

در این مطالعه دو روش ساده، که اولی دارای مبنای پارامتری و دومی به صورت ناپارامتری و آزاد مدل است، برای این کار تشریح شده است. هم‌چنین برای نشان دادن نحوه به کارگیری آنها از داده‌های طرح پژوهشی "برآورد الگوی سن یائسگی طبیعی و عوامل موثر بر آن در استان 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 صورت تصادفی 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 قرار گرفته و در نهایت پس از حذف موارد یائسه شده به صورت غیرطبیعی، ۳۴۰۴ نفر از آنها در مطالعه مشارکت نمودند.

جدول داده‌ها

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

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: در این روش نمونه‌ای از زنان (همگی غیر یائسه) که نماینده جامعه مورد مطالعه باشند، طی یک دوره طولانی مدت تا رسیدن به سن یائسگی مورد مطالعه قرار می‌گیرند.

۲) روش مقطعی: این روش به دو صورت قابل اجراست:

الف) در نظر گرفتن جمعیتی از زنان یائسه و پرسش از آنها درباره سن یائسگی آنان

ب) در نظر گرفتن جمعیتی از زنان یائسه که بالای سن مفروض x قرار داشته و پرسش از وضعیت یائسه بودن و یا یائسه نبودن آنها (انتخاب سن x به نظر محقق و شرایط حاکم بر جامعه زنان مورد نظریستگی 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 طور جدی مخدوش و نتایج را همراه کننده نماید. این خطاها می‌تواند ناشی از مولفه‌های گوناگونی باشند که متدولوژی مطالعه، یکی از آنهاست (۳). بنابراین برآورد سن یائسگی، آن چنان که در نگاه اول به نظر می‌رسد، مساله ساده‌ای نیست. به عنوان مثال، در کشور ما متأسفانه مقالات انگشت‌شماری در زمینه تعیین سن یائسگی و عوامل موثر بر آن به چاپ رسیده که نتایج آنها حاکی از تغییرات سن یائسگی در حوزه ای نسبتاً وسیع، تقریباً 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 و سریع‌ترین روش می‌باشد، هستند. از آنجایی که در این 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 (۴، ۱۶-۶)، بلکه در بسیاری از مطالعات خارجی نیز مورد استفاده قرار گرفته که به برخی از آنها در فهرست منابع اشاره شده است (۲۱-۱۷).

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

مقدار آن $-\frac{a}{b}$ و مقدار انحراف معیار برابر $\sigma = \frac{\pi}{|b|\sqrt{3}}$ است.

مدل پرو بیت

در این مدل احتمال تجمعی برحسب z عبارت است از:

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

که در آن f چگالی توزیع نرمال استاندارد و Φ تابع توزیع تجمعی آن می‌باشد. 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

در این مدل احتمال تجمعی برحسب z عبارت است از:

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

در این توزیع میانگین میانه و انحراف 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 ذکر است 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 نظر گرفتن هیچ‌گونه پیش فرض اضافه، می‌توان با استفاده از جدول ۱، چگالی تجربی احتمال را برحسب سن محاسبه و به کمک آن، میانگین، میانه و انحراف معیار را برآورد نمود. از آنجا که به طور قطع شیوع یائسگی با افزایش سن افزایش می‌یابد، لذا اگر نمونه بزرگ و به‌گونه‌ای

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

$$P_1 < P_2 < \dots < P_k \text{ و } P_i = \frac{x_i}{n_i}, N = n_1 + n_2 + \dots + n_k$$

روش پارامتری مبتنی برمدل مفروض

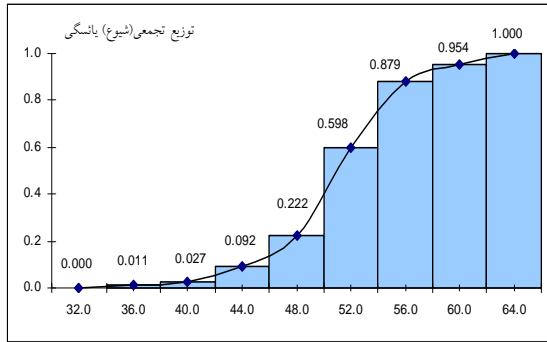
تحت شرایطی که ذکر آن گذشت، هرگاه نمودار شیوع یائسگی برحسب سن رسم شود، یک روند S شکل مشاهده خواهد شد. در این صورت بعضی از مدل‌های خطی تعمیم یافته (GLM) کاندیداهای مناسبی برای برازش بر روی داده‌ها هستند (۲۲) که در آنها سن نقش متغیر مستقل و شیوع یائسگی نقش متغیر وابسته را ایفا می‌کنند. چنانچه مدل پارامتری مناسبی برای کار در نظر گرفته شود، با کمک پارامترهای برآورد شده آن می‌توان میانگین، میانه و انحراف معیار سن یائسگی را برآورد کرد. هم‌چنین 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 در زیر معرفی شده‌اند.

مدل لجستیک

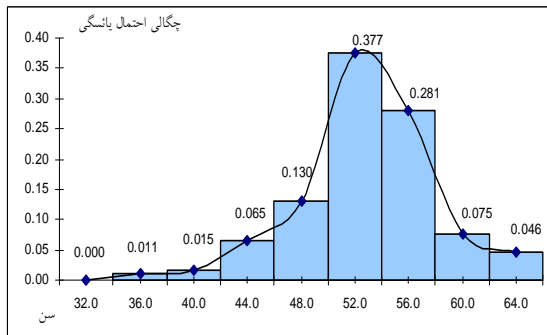
رابطه احتمال تجمعی (شیوع) برحسب z (سن) عبارت است از:

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

که در آن a و b پارامترهای مدل هستند که از روی داده‌ها برآورد می‌شوند.



نمودار ۱- توزیع شیوع یائسگی برحسب سن در استان سمنان



نمودار ۲- چگالی احتمال یائسگی زنان استان سمنان

با استفاده از نرم افزار SAS هر سه مدل پارامتری که ذکر آنها گذشت را بر روی اطلاعات جدول ۲ برازش دادیم. برآورد پارامترهای مدل های فوق در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳- برآورد پارامترهای مدل های GLM

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

میانگین، میانه و انحراف معیار برآورد شده از روش های مختلف در جدول ۴ آمده است.

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

شاخص	مدل		
	لجستیک	پرابیت	لگ-لگ
میانگین	۵۰/۴۰۰	۵۰/۳۶۹	۵۱/۷۲۰
میانه	۵۰/۴۰۰	۵۰/۳۶۹	۵۱/۴۵۰
انحراف معیار	۴/۹۴۰	۵/۱۷۷	۵/۰۱۸

باشد که بتوان گروه های سنی متوالی را به گونه ای ایجاد نمود که شیوع یائسگی در هر گروه سنی از گروه های سنی ماقبل خود بزرگ تر باشد، آن گاه می توان به طور مستقیم برآورد چگالی احتمال یائسگی در هر گروه سنی را طبق رابطه زیر به دست آورد:

شیوع یائسگی در گروه سنی $(i-1)$ ام - شیوع یائسگی در گروه سنی (i) ام = احتمال یائسگی در گروه سنی i ام
در این صورت می توان میانگین، میانه و انحراف معیار را از روابط زیر محاسبه نمود:

✓ احتمال یائسگی در گروه سنی i نقطه وسط گروه سنی

$$\sum_{i=1}^n (i) = \text{میانگین سن یائسگی}$$

✓ طول رده شامل میانه X (شیوع یائسگی در رده ماقبل میانه - شیوع یائسگی در رده شامل میانه) ÷ (شیوع یائسگی در گروه ماقبل میانه - شیوع یائسگی در رده شامل میانه)

✓ (میانگین سن یائسگی - نقطه وسط گروه سنی i) X
احتمال یائسگی در گروه سنی $i = \sum_{i=1}^n$ واریانس سن یائسگی.

یافته ها

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

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
۳۴-۳۷	۳۶	۵۰۴	۷	۰/۰۱۰
۳۸-۴۱	۴۰	۴۱۶	۹	۰/۰۰۸
۴۲-۴۵	۴۴	۴۴۹	۳۰	۰/۰۴۵
۴۶-۴۹	۴۸	۳۵۳	۷۶	۰/۱۴۸
۵۰-۵۳	۵۲	۲۸۰	۱۷۳	۰/۴۰۳
۵۴-۵۷	۵۶	۲۳۳	۲۰۴	۰/۲۵۸
۵۸-۶۱	۶۰	۱۸۹	۱۸۱	۰/۰۸۲
>۶۱	۶۴	۴۹۳	۴۹۳	۱/۰۰۰
جمع		۳۴۰۴	۱۱۷۵	۱/۰۰۰

از بین سه مدل پارامتری مورد بررسی، بهترین برازش مربوط به مدل لجستیک بود ($H-L = 21/078$).

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 زنایی که به صورت غیرطبیعی یائسه شده بودند، تعدیل نموده است (۲۴). روش هردوی آنها دارای مبنای پارامتری و به مدلی که بر روی داده‌ها برازش می‌شود، بستگی دارد. اگر روش پارامتری مورد استفاده قرار گیرد، یک سؤال مهم این است که کدام یک از مدل‌ها بهترین گزینه برای دستیابی به برآوردهای دقیق‌تر هستند؟ در این 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. اولاً درحالتی که شیوع به طور کاملاً یکنواخت صعودی نباشد، باز هم می‌توان مدل را برازش نمود، در صورتی که در چنین حالتی احتمال تجربی برآورد شده با روش ناپارامتری برای برخی رده‌های سنی، منفی خواهد شد.

ثانیا حتی اگر داده‌ها به صورت جدول ۱ خلاصه نشده و به صورت خام باشند، باز هم می‌توان مدل را به آنها برازش نمود، در صورتی که مدل ناپارامتری کاملاً مبتنی بر جدول مذکور می‌باشد. اما در مقابل مزیت عمده روش ناپارامتری بر روش پارامتری، وابسته بودن 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، در صورتی که برای برازش مدل‌های پارامتری به طور یقین به کامپیوتر و یک نرم افزار آماری مناسب نیازمند خواهیم بود.

در خصوص مدل‌های پارامتری ذکر این نکته اهمیت دارد که انتخاب مدل پارامتری منحصر به سه مدلی که در اینجا استفاده شد نبوده و در واقع هر تابعی که تغییرات آن برحسب متغیر مستقل به صورت یکنوا صعودی و S شکل (به اصطلاح سیگموئید) باشد می‌تواند به کار گرفته 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 سؤال هم چنان باقی می‌ماند که "کدام یک از این 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 اذادوران 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. Menstrual- reproductive factors and age at natural menopause in Iran. *Int J Gynecol Obstet* 2003; 80: 311-13.

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, Bahrapour 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.