

Analyzing Divorced Women's Remarriage Time Applying Log-Logistic Shared-Frailty Model

Mahsa Saadati¹, Arezoo Bagheri²

Original Article

Abstract

Background: In recent years, fertility in Iran has reached below the replacement level; decreasing marriage and increasing divorce rates are the most important reasons of this phenomenon. In this situation, remarriage can have an important effect on total fertility rate in addition to reducing various social and psychological harms of divorced women. Considering the importance of this issue, the aim of this study was to investigate the factors affecting the remarriage time of divorced women using survival frailty models.

Methods: In this study, the information from the marriage questionnaire of 448 divorced women who were on the verge of remarriage was used. The samples were randomly selected from among women who had referred to laboratories in provincial centers for premarital tests and whose data had been collected by the Civil Registration Organization of Iran, during 2017 and 2018. In this article, the effect of selected variables on the remarriage time of these women was investigated using survival frailty models.

Findings: According to the results, most of the women were in the age group of 20-40 years, unemployed, with consanguineous marriages, and the monthly income of the father's family of less than 2 million Tomans. Based on Akaike's criteria, the log-logistic model with gamma shared frailty was chosen as the final model. Based on this model, age, having a child from the first marriage, and the monthly income of the father's family had significant effects on the time of these women's remarriage.

Conclusion: Ignoring frailty in the analysis of data where there is similarity among people belonging to a certain group leads to misleading conclusion. According to the results, younger women, childless from their previous marriage, and with lower monthly income of their father's family remarried faster than other women.

Keywords: Divorce; Remarriage; Fertility rate; Women; Survival frailty models

Citation: Saadati M, Bagheri A. Analyzing Divorced Women's Remarriage Time Applying Log-Logistic Shared-Frailty Model. J Health Syst Res 2025; 21(2): 241-8.

Associate Professor, Department of Statistical Methods and Demographic Modeling, National Institute for Population Research, Tehran, Iran
Corresponding Author: Arezoo Bagheri; Associate Professor, Department of Statistical Methods and Demographic Modeling, National Institute for Population Research, Tehran, Iran; Email: arezoo.bagheri@nipr.ac.ir

تحلیل زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه با استفاده از مدل لگ - لجستیک با شکندگی مشترک

مهسا سعادت¹، آرزو باقری²

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: در سال‌های اخیر باروری در ایران به زیر سطح جانشینی رسیده است که از مهم‌ترین دلایل آن می‌توان به کاهش میزان ازدواج و افزایش نرخ طلاق اشاره کرد. در این شرایط، ازدواج مجدد می‌تواند علاوه بر کاهش آسیب‌های مختلف اجتماعی و روانی زنان، تأثیر مهمی بر میزان باروری کل داشته باشد. با توجه به اهمیت این موضوع، هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی عوامل مؤثر بر زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه با استفاده از مدل‌های شکندگی بقا بود.

روش‌ها: در این مطالعه، از اطلاعات پرسش‌نامه ازدواج ۴۴۸ زن مطلقه در آستانه ازدواج دوم استفاده گردید. نمونه‌ها به صورت تصادفی از میان زنانی که برای انجام آزمایش‌های قبل از ازدواج به آزمایشگاه‌ها در مراکز استان‌ها مراجعه کرده بودند و اطلاعات آن‌ها طی سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ توسط سازمان ثبت احوال کشور جمع‌آوری شده بود، انتخاب شدند. تأثیر متغیرهای منتخب بر زمان ازدواج مجدد این زنان با استفاده از مدل‌های شکندگی بقا مورد بررسی قرار گرفت.

یافته‌ها: بیشتر زنان در گروه سنی ۴۰-۲۰ سال، بیکار، با ازدواج خویشاوندی و دارای درآمد ماهیانه خانواده پدری کمتر از ۲ میلیون تومان بودند. بر اساس معیار Akaike، مدل لگ - لجستیک با شکندگی مشترک گاما به عنوان مدل نهایی انتخاب شد و متغیرهای سن، داشتن فرزند از ازدواج اول و میزان درآمد ماهیانه خانواده پدری، بر زمان ازدواج مجدد این زنان مؤثر بود.

نتیجه‌گیری: نادیده گرفتن عامل شکندگی در تحلیل داده‌هایی که میان افراد متعلق به یک گروه شباهت وجود دارد، منجر به حصول نتایج گمراه‌کننده می‌گردد. بر اساس نتایج به دست آمده، زنان مطلقه جوان‌تر، بدون فرزند از ازدواج قبلی و با درآمد ماهیانه خانواده پدری کمتر، سریع‌تر از سایر زنان اقدام به ازدواج مجدد می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: طلاق؛ ازدواج مجدد؛ میزان باروری؛ زنان؛ مدل‌های شکندگی بقا

ارجاع: سعادت مهسا، باقری آرزو. تحلیل زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه با استفاده از مدل لگ - لجستیک با شکندگی مشترک. مجله تحقیقات نظام سلامت ۱۴۰۴؛ ۲۱ (۲): ۲۴۱-۲۴۸

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۴/۱۰

پذیرش مقاله: ۱۴۰۳/۶/۱۹

تاریخ چاپ: ۱۴۰۴/۴/۱۵

مقدمه

یکی از مهم‌ترین تغییرات جمعیت‌شناختی در طول سه دهه گذشته در بیشتر کشورهای جهان، کاهش باروری است. در سال ۲۰۱۹ حدود نیمی از جمعیت جهان در کشورهایی با باروری زیر سطح جانشینی زندگی می‌کردند (۱). ایران نیز از جمله کشورهایی می‌باشد که از اوایل دهه ۱۳۸۰ باروری زیر سطح جانشینی را تجربه کرده است؛ اگرچه از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ تحت تأثیر متولدین دهه ۶۰ که به سنین ازدواج و باروری رسیده بودند، تا حدی میزان باروری افزایش یافت، اما از سال ۱۳۹۵ به بعد این میزان مجدد با روندی کاهشی مواجه شده (۲) و در سال ۱۴۰۰ به ۱/۷۴ فرزند رسیده است (۳). ادامه این روند در کشور، افزایش سالمندی، کاهش جمعیت جوان و افزایش خانواده‌های تک فرزند را به دنبال خواهد داشت. با توجه به اهمیت این مسأله طی سال‌های اخیر، موضوع جمعیت مورد توجه سیاست‌مداران، برنامه‌ریزان و اندیشمندان حوزه‌های مختلف علوم پزشکی، بهداشتی و جمعیتی قرار گرفته است.

امروزه به دلایل متعددی مانند افزایش سن ازدواج و افزایش فعالیت‌های اجتماعی زنان، سن بارداری تا اواخر دوران باروری زن به تعویق می‌افتد. نتایج

پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد که میزان باروری با سن زوجین و سن ازدواج ارتباط دارد و کاهش آمار ازدواج و تغییر در زمان‌بندی ازدواج و فرزندآوری به عنوان یکی از عوامل اساسی کاهش باروری به زیر سطح جانشینی تأیید شده است (۴، ۵). Glick و همکاران با انجام مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که با افزایش تحصیلات در زنان، ازدواج ۱/۵ سال و به ازای هر یک سال تأخیر در ازدواج، سن فرزندآوری آنان ۰/۵ سال به تأخیر می‌افتد (۶). نتایج تحقیق Yang و همکاران نشان داد که افزایش سن در زمان اولین ازدواج، تغییر در الگوی باروری ویژه سنی و افزایش متوسط سن در زمان فرزندآوری را به دنبال دارد که تأثیر قابل توجهی بر کاهش باروری می‌گذارد (۷).

در ایران نیز کاهش باروری با افزایش سن ازدواج همراه می‌باشد که از آن به عنوان یکی از عوامل کاهش سریع باروری در دهه ۱۳۷۰ نام برده شده (۸) و در پژوهش‌های مختلف به نقش ازدواج در کاهش باروری طی دوره‌های زمانی مختلف توجه شده است (۹-۱۱). بررسی‌های انجام شده روی پیمایش ملی خانواده (سال‌های ۹۷-۱۳۹۶) نشان داده است که میانگین سن دختران و پسران طی چهار دهه اخیر، حدود ۵ سال افزایش یافته و ویژگی‌های فردی، اجتماعی و

دانشیار، گروه روش‌های آماری و مدل‌سازی جمعیت، مؤسسه تحقیقات جمعیت کشور، تهران، ایران

نویسنده مسؤول: آرزو باقری؛ دانشیار، گروه روش‌های آماری و مدل‌سازی جمعیت، مؤسسه تحقیقات جمعیت کشور، تهران، ایران

Email: arezoo.bagheri@nipr.ac.ir

سال ۱۳۹۸ دارای همسر بودند.

با توجه به اهمیت بحث باروری و در نظر گرفتن این مسأله که ازدواج مجدد می‌تواند تا حدی بر بارداری زنان در سنین باروری نقش داشته باشد، هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی عوامل مؤثر بر زمان رخداد ازدواج مجدد زنان مطلقه با استفاده از مدل شکنندگی بقا بود.

روش‌ها

این مطالعه به تحلیل ثانویه داده‌های پرسش‌نامه زنان در آستانه ازدواج مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره قبل از ازدواج در مراکز استان‌ها پرداخت که از پاییز سال ۱۳۹۶ تا پاییز سال ۱۳۹۷ به صورت ماهانه و از طریق پرسشگری از زوجین توسط دفتر آمار و اطلاعات جمعیتی و مهاجرت سازمان ثبت احوال کشور در موج اول پیمایش مقطعی ازدواج و طلاق جمع‌آوری گردید. در مجموع، ۴۴۲۵ زن به سؤالات پرسش‌نامه ازدواج پاسخ دادند که از میان آن‌ها، به ترتیب ۳۹۳۳، ۴۸۲ و ۹ زن در آستانه ازدواج اول، دوم، سوم و چهارم قرار داشتند. در تحقیق حاضر، ۴۸۲ زن مطلقه در آستانه ازدواج مجدد انتخاب شدند و زمان ازدواج مجدد آن‌ها با استفاده از مدل‌های شکنندگی بقا و بر اساس متغیرهای سن، قومیت، سطح تحصیلی، وضع فعالیت، وضع درآمد، نحوه آشنایی با همسر، داشتن فرزند از ازدواج اول، میزان درآمد ماهیانه خانواده پدری، نوع ازدواج و تمایل به فرزندآوری تحلیل گردید (۲۳).

در پژوهش‌هایی که هدف آن اغلب بررسی زمان تا رخداد واقعه مورد نظر است، از روش‌های تحلیل بقای متداول شامل روش‌های ناپارامتریک، نیمه پارامتریک و پارامتریک بقا استفاده می‌شود (۲۴). در بیشتر مطالعات بر خلاف واقع، فرض می‌شود که همه افراد در نمونه به صورت مشابه در معرض خطرانی مانند مرگ، عود بیماری و یا طلاق قرار دارند. در این شرایط، مدل‌های متداول تحلیل بقا با نادیده گرفتن اثرات فردی مشاهده نشده، باعث بیش‌برآوردی (Overestimated) شاخص‌های مدل و کاهش دقت نتایج در این شرایط می‌شود. برای بیان این عوامل ناشناخته در تحلیل‌ها، از یک مؤلفه تصادفی با عنوان شکنندگی استفاده می‌گردد که مشابه اثر تصادفی در مدل‌های رگرسیونی طولی عمل می‌کند. یک تابع خطر فردی که روی شکنندگی θ شرطی شده است را می‌توان با استفاده از رابطه ۱ بیان کرد.

$$h(t|\theta) = \theta h(t) \quad \text{رابطه ۱}$$

شکنندگی θ یک اثر ضریبی مشاهده نشده روی تابع خطر است که فرض می‌شود دارای توزیع $g(\theta)$ ($\theta > 0$) با میانگین یک و واریانس θ باشد که با استفاده از داده‌ها برآورد می‌شود ($\theta \sim g(1, \theta)$). افراد با شکنندگی‌های $\theta > 1$ یا $\theta < 1$ نسبت به افراد با شکنندگی $\theta = 1$ ، به ترتیب دارای مخاطرات بیشتر (احتمال بقای کمتر) و کمتر (احتمال بقای بیشتر) هستند. نوع دیگر مدل شکنندگی، مدل شکنندگی مشترک است. در این مدل فرض می‌شود که گروه‌هایی از افراد دارای شکنندگی مشترک هستند. در حالت کلی، شکنندگی مشترک برای هر نوع شباهتی در گروه‌های همسان، محاسبه و در نظر گرفته می‌شود؛ در حالی که شکنندگی غیر مشترک (فردی) به طور مستقل بین افراد توزیع شده است (۲۵، ۲۶).

شکنندگی مشترک در مدل بقا مانند اثر تصادفی در مدل رگرسیون خطی

عوامل فرهنگی و جمعیتی بر تغییرات ازدواج و میزان تمایل افراد به فرزندآوری تأثیرگذار بوده است (۱۳، ۱۲). آمارهای سازمان ثبت احوال نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۹ به ازای هر هزار نفر جمعیت، حدود ۶/۸ ازدواج رخ داده که این میزان در سال ۱۳۹۲ برابر با ۱۰/۵ بوده است. همچنین، در این سال، میانگین سن در زمان اولین ازدواج برای مردان و زنان به ترتیب ۲۸/۰ و ۲۳/۸ سال محاسبه شده که این مقادیر در سال ۱۳۹۲ به ترتیب ۲۷/۶ و ۲۳/۴ سال بوده است (۱۴).

با وجود اهمیت نقش ازدواج اول در تغییرات باروری، بی‌همسری به علت فوت یا طلاق همسر، هم‌باشی (Cohabitation) و ازدواج مجدد، تعیین‌کننده‌های دیگر اثرگذار بر باروری به شمار می‌روند که نقش آن‌ها در باروری به طور عمده به بعد از انحلال رابطه زناشویی مرتبط می‌شود (۱۵). در مدل Potter و Bongaarts، تأثیر انحلال ازدواج و ازدواج مجدد بر باروری، از طریق مؤلفه ازدواج به عنوان یک تعیین‌کننده بلافاصله باروری در نظر گرفته می‌شود (۱۶). Sweet و Cohen، به طور خاص ازدواج مجدد و فرزندآوری را به یکدیگر پیوند زدند. از نظر آن‌ها زمان انحلال ازدواج و آغاز ازدواج مجدد، بر توانایی زنان با تجربه ازدواج مجدد برای دستیابی به باروری به اندازه باروری زنان در ازدواج‌های پایدار تأثیر می‌گذارد. انحلال ازدواج باعث می‌شود زنان کمتر در معرض رابطه جنسی قرار بگیرند. در نتیجه، احتمال باروری آن‌ها کاهش می‌یابد. بنابراین، زمان‌بندی ازدواج مجدد از طریق تعدیل زمان از دست رفته باروری، بر باروری کل زنانی که ازدواج مجدد کرده‌اند، تأثیرگذار است. هرچه فاصله بین انحلال زناشویی و ازدواج مجدد بیشتر باشد، احتمال باروری برای زنان با تجربه ازدواج مجدد نسبت به هم‌تایان‌شان در ازدواج‌های پایدار کاهش می‌یابد. بنابراین، بدیهی است که توان باروری زنانی که پس از انحلال زناشویی موفق به ازدواج مجدد نمی‌شوند، کمتر از زنانی است که مجدداً ازدواج کرده‌اند (۱۷).

در سال‌های اخیر آمار طلاق در کشور افزایش داشته است. آمارهای سازمان ثبت احوال نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۹ به ازای هر هزار نفر جمعیت، حدود ۲/۲ طلاق رخ داده است. همچنین، در این سال، میانگین سن در زمان اولین طلاق برای مردان و زنان به ترتیب ۳۷/۶ و ۳۲/۸ سال گزارش شد و حدود ۹۰ درصد زنان و ۶۵ درصد مردانی که از همسر خود جدا شده‌اند، در سن کمتر از ۴۰ سال قرار داشتند (۱۴). روند افزایشی طلاق به ویژه در سنین کمتر، باعث می‌شود از مجموع سال‌هایی که زنان می‌توانند در معرض رابطه جنسی برای باروری قرار بگیرند کاسته شود. در نتیجه، هرچه فاصله میان طلاق و ازدواج مجدد کاهش یابد، تأخیر کمتری در فرزندآوری آن‌ها ایجاد می‌شود.

ازدواج مجدد یکی از راه‌هایی است که می‌تواند ابعاد آسیب‌های اجتماعی و روانی بی‌همسری را کاهش دهد و در بهبود کیفیت زندگی افراد مؤثر باشد. همچنین، می‌تواند با کاهش احساس تنهایی، منجر به ایجاد یک زندگی شادتر با رضایت از زندگی بیشتر گردد (۱۸). نتایج مطالعات مختلف در ایران نیز نشان داده‌اند که در بین زنان مطلقه، تمایل زنان سرپرست خانوار به ازدواج مجدد بالا است (۲۲-۱۹).

نتایج آمار ثبت احوال در سال ۱۳۹۸ حاکی از آن است که با وجود افزایش نرخ طلاق در سال‌های اخیر، زنان مطلقه به دلیل تأمین نیازهای عاطفی، اقتصادی، امنیتی، جنسی و عوامل فرهنگی و اجتماعی، به ازدواج مجدد گرایش دارند. از مجموع کلیه طلاق‌های ثبت شده در سال ۱۳۹۲، ۵۱/۴ درصد زنان و ۵۳ درصد مردان تا سال ۱۳۹۸ برای اولین بار پس از طلاق مجدد ازدواج کرده‌اند؛ یعنی بیش از نیمی از افرادی که در سال ۱۳۹۲ طلاق گرفته‌اند، در

Gaussian معکوس (Inverse Gaussian distribution) روی زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه برآزش یافتند. مقادیر معیار Akaike برای مدل‌های پارامتریک با و بدون شکندگی مشترک (بر اساس طبقات استانی) گاما و Gaussian معکوس روی زمان ازدواج مجدد زنان در جدول ۱ آرایه شده است. براساس نتایج به دست آمده، کمترین میزان معیار Akaike به مدل لگ-لجستیک با شکندگی مشترک گاما اختصاص داشت.

جدول ۱. مقادیر معیار Akaike مدل‌های پارامتریک با و بدون

شکندگی مشترک زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه

مدل	مقدار معیار Akaike
Weibull	۱۲۹۲/۳۳۸
Weibull با شکندگی فردی گاما	۱۲۴۹/۷۴۰
Weibull با شکندگی مشترک گاما	*
Weibull با شکندگی مشترک Gaussian معکوس	۱۲۱۶/۰۲۸
لگ-نرمال	۱۳۰۲/۵۰۰
لگ-نرمال با شکندگی مشترک گاما	*
لگ-نرمال با شکندگی مشترک Gaussian معکوس	*
لگ-لجستیک	۱۲۳۷/۰۲۸
لگ-لجستیک با شکندگی مشترک گاما	۱۲۱۵/۸۱۰
لگ-لجستیک با شکندگی مشترک Gaussian معکوس	۱۲۱۵/۸۶۶
گاما	۱۳۰۵/۸۸۹
گاما با شکندگی مشترک گاما	*
گاما با شکندگی مشترک Gaussian معکوس	*

*مدل همگرا نشده است.

در جدول ۲ نتایج حاصل از برآزش مدل لگ-لجستیک با و بدون شکندگی مشترک گاما با هم مقایسه گردید. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، براساس مقدار P آزمون نسبت درست‌نمایی ($P < 0.001$)، واریانس شکندگی مشترک بر اساس طبقات استانی با توزیع گاما تفاوت معنی‌داری با صفر داشت و در نتیجه مدل لگ-لجستیک با شکندگی مشترک گاما، انتخاب مناسب‌تری از مدل لگ-لجستیک بدون شکندگی می‌باشد. براساس نتایج به دست آمده، متغیرهای سن زنان ($P < 0.001$)، داشتن فرزند از ازدواج اول ($P = 0.040$) و میزان درآمد ماهیانه خانواده پدری ($P = 0.020$) بر زمان ازدواج مجدد آن‌ها تأثیرگذار است؛ در حالی که در مدل لگ-لجستیک تنها متغیر سن زنان ($P < 0.001$) روی زمان ازدواج مجدد آن‌ها تأثیر معنی‌داری را نشان داد. با مقایسه نتایج حاصل از برآزش این دو مدل، نادیده گرفتن شکندگی مشترک، منجر به دستیابی به نتایج گمراه‌کننده می‌گردد.

بر اساس مقادیر عامل شتاب مدل لگ-لجستیک با شکندگی مشترک گاما در جدول ۲ برای زنان ساکن در طبقات استانی یکسان، با افزایش سن، زمان ازدواج مجدد آن‌ها ۱/۰۵ برابر دیرتر اتفاق می‌افتد.

که همبستگی میان گروه‌های مختلف را محاسبه می‌کند، عمل می‌نماید. برآورد واریانس ($\hat{\theta}$) در مدل شکندگی مشترک را می‌توان به عنوان اندازه‌ای از همبستگی میان گروه‌های با شکندگی مشترک در نظر گرفت. در این صورت، صفر θ نشان دهنده عدم وجود همبستگی میان گروه‌ها می‌باشد. در مدل شکندگی مشترک، تابع خطر شرطی برای زامین فرد از k امین گروه را می‌توان با استفاده از رابطه ۲ در نظر گرفت که در آن، $h_{jk}(t)$ وابسته به متغیر پیش‌بین فرد X_{jk} و شکندگی θ_k مربوط به گروه k ام می‌باشد و نشان می‌دهد افراد در گروه‌های یکسان، شکندگی مشترکی دارند.

$$h_{jk}(t|\theta_k) = \theta_k h_{jk}(t) \rightarrow h_{jk}(t) = \text{رابطه ۲} \\ h(t|X_{jk}), j = 1, 2, \dots, n_k$$

در مطالعه حاضر، با توجه به تفاوت نرخ‌های طلاق متاهلان و ازدواج مجدد در استان‌های مختلف کشور، کلیه استان‌ها بر اساس نرخ طلاق به چهار گروه شامل استان‌ها با نرخ طلاق کم (کمتر از ۷)، متوسط (۷-۸/۵)، زیاد (۸/۵-۹/۵) و خیلی زیاد (بیشتر از ۹/۵) طبقه‌بندی شدند و با فرض مشابهت ویژگی‌های زنان در هر طبقه استانی، از مدل شکندگی بقا بر اساس طبقات استانی برای تحلیل داده‌ها استفاده گردید.

یافته‌ها

بررسی ویژگی‌های زنان مطلقه در آستانه ازدواج مجدد در طبقات استانی نشان داد که در کلیه طبقات، بیشتر زنان در بازه سنی ۲۰ تا ۴۰ سال قرار داشتند و متمایل به فرزندآوری بودند و نوع ازدواج آن‌ها غیر خویشاوندی بود. از سوی دیگر، توزیع زنان بر اساس قومیت، سطح تحصیلی، وضع فعالیت، وضع درآمد، نحوه آشنایی با همسر، داشتن فرزند از ازدواج اول و میزان درآمد ماهیانه خانواده پدری در طبقات استانی با یکدیگر تفاوت داشت. سطح تحصیلی اغلب زنان در طبقات استانی با نرخ طلاق زیاد و خیلی زیاد، دانشگاهی و در سایر طبقات دیپلم بود. زنان خانه‌دار در کلیه طبقات استانی بیشترین سهم را به خود اختصاص دادند و اغلب زنان شاغل و بیکار به ترتیب در طبقات با نرخ طلاق خیلی زیاد (۳۷/۳ درصد) و زیاد (۱۲/۲ درصد) ساکن بودند. حدود ۴۷ درصد از زنان در طبقات با نرخ طلاق کم و خیلی زیاد دارای درآمد بودند. حدود ۸۲٪ از زنان در طبقه استانی با نرخ طلاق کم از طریق خانواده و بستگان و حدود ۲۷ درصد از زنان در طبقه استانی با نرخ طلاق خیلی زیاد از طریق دانشگاه یا کلاس‌های آموزشی با همسرانشان آشنا شده بودند. درآمد ماهیانه خانواده پدری بیشتر زنان در طبقات استانی، کمتر از ۲ میلیون تومان گزارش شد. در مطالعه حاضر، زنان به صورت میانگین پس از حدود ۵۲ ماه ($\pm 2/379$) و نیمی از آن‌ها پس از ۳۹ ماه (میان به بقا) از اتمام ازدواج اول، مجدداً ازدواج کرده بودند.

در تحقیق حاضر، با توجه به اهمیت در نظر گرفتن همبستگی میان زنان ساکن در طبقات استانی مشابه، در تحلیل زمان ازدواج مجدد آن‌ها، از مدل شکندگی مشترک با در نظر گرفتن متغیرهای منتخب سن، قومیت، سطح تحصیلی، وضع فعالیت، وضع درآمد، نحوه آشنایی با همسر، داشتن فرزند از ازدواج اول، میزان درآمد ماهیانه خانواده پدری، نوع ازدواج و تمایل به فرزندآوری استفاده گردید. بدین منظور، مدل‌های پارامتریک Weibull، لگ-لجستیک (Log-Normal) و گاما (Gamma) با و بدون شکندگی مشترک گاما و

جدول ۱. مقادیر معیار Akaike مدل‌های پارامتریک با و بدون شکنندگی مشترک زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه

متغیر	مدل لک-لجستیک				مدل لک-لجستیک با شکنندگی مشترک			
	برآورد α	خطای استاندارد	مقدار P	عامل شتاب $= exp(\alpha)$	برآورد α	خطای استاندارد	مقدار P	عامل شتاب $= exp(\alpha)$
سن	۰/۰۵	۰/۰۱	$^{**}< ۰/۰۰۱$	۱/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۱	$^{**}< ۰/۰۰۱$	۱/۰۵
قومیت								
فارس	۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۴۹۱	۱/۰۶	۰/۰۸	۰/۱۴	۰/۵۸۰	۱/۰۸
ترک	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۵۲۲	۱/۲۸	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۳۳۰	۱/۱۶
لر	-۰/۳۶	۰/۳۰	۰/۰۵۷	۰/۷۷	-۰/۴۸	۰/۳۱	۰/۱۲۰	۰/۶۲
کرد	۰/۰۴	۰/۱۵	۰/۶۱۹	۱/۰۴	۰/۰۴	۰/۱۷	۰/۷۹۰	۱/۰۴
سایر (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
سطح تحصیلات								
زیر دیپلم	-۰/۲۶	۰/۱۴	۰/۰۵۳	۰/۹۵	-۰/۰۲	۰/۱۴	۰/۸۹۰	۰/۹۸
دیپلم	-۰/۰۵	۰/۱۵	۰/۷۱۶	۰/۶۱	-۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۹۰	۰/۸۵
دانشگاهی (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
وضع فعالیت								
شاغل	۰/۰۰۲	۰/۲۱	۰/۷۷۷	۱/۰۵	۰/۰۳	۰/۱۹	۰/۸۸۰	۱/۰۳
غیر شاغل (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
وضع درآمد								
دارد	-۰/۰۳	۰/۲۰	۰/۹۰۰	۰/۹۵	-۰/۰۰۱	۰/۱۸	۰/۹۸۰	۱/۰۰
ندارد (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
نحوه آشنایی با همسر								
خانواده و بستگان	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۲۵۲	۱/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۲۷۰	۱/۱۴
دانشگاه، محل کار یا کلاس آموزشی	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۴۰۹	۱/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۳۲۰	۱/۱۶
سایر (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
نوع ازدواج								
خویشاوندی	-۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۹۳۴	۰/۹۹	-۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۶۹۰	۰/۹۵
غیر خویشاوندی (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
داشتن فرزند از ازدواج اول								
دارد	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۰۸۹	۱/۲۵	۰/۲۱	۰/۱۰	$^{*}۰/۰۰۴$	۱/۲۳
ندارد (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
میزان درآمد ماهیانه خانواده پدری (میلیون تومان)								
کمتر از ۲	-۰/۱۸	۰/۱۳	۰/۱۸۷	۰/۷۶	-۰/۲۶	۰/۱۲	$^{*}۰/۰۰۲۴$	۰/۷۷
۲-۴	-۰/۲۸	۰/۱۷	۰/۱۰۷	۰/۷۴	-۰/۲۶	۰/۱۵	۰/۰۹۰	۰/۷۷
بیشتر از ۴	-۰/۳۱	۰/۲۷	۰/۲۴۸	۰/۶۴	-۰/۳۵	۰/۲۳	۰/۱۳۰	۰/۷۰
اطلاع ندارد (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
تمایل به فرزندآوری								
دارد	۰/۱۲	۰/۱۹	۰/۵۱۳	۰/۹۸	-۰/۰۰۱	۰/۱۶	۰/۹۹۰	۱/۰۰
ندارد (مرجع)	-	-	-	-	-	-	-	-
پارامتر مقیاس	۰/۵۸	۰/۰۲						
لگاریتم پارامتر شکل (Scale)	-۰/۲۹	۰/۰۵۰	$^{**}< ۰/۰۰۱$					
لگاریتم θ	۱/۲۰	۰/۷۹۰	۰/۱۳۰					
پارامتر شکل θ	۳/۳۲	۲/۶۴۰						

لگاریتم درست‌نمایی (Log likelihood): -۶۱۶/۳۷۰
آزمون نسبت درست‌نمایی برای $\theta = 0$: $P < ۰/۰۰۱$

* معنی‌داری در سطح ۰/۰۵، ** معنی‌داری در سطح ۰/۰۱

زنانی که از ازدواج اول خود فرزند داشتند، ۱/۲۳ برابر زنان بدون فرزند، ازدواج مجدد خود را به تأخیر می‌اندازند. زنانی که میزان درآمد ماهیانه خانواده پدری آن‌ها کمتر از ۲ میلیون تومان بود، ۰/۷۷ برابر سریع‌تر از زنانی که از میزان درآمد خانواده پدری خود اطلاع نداشتند، اقدام به ازدواج مجدد می‌کردند.

بحث

یکی از دلایل کاهش باروری در سال‌های اخیر، کاهش نرخ ازدواج و افزایش میانگین سن ازدواج به دلایل مختلف اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی عنوان شده است. بر اساس آخرین آمار ارایه شده توسط سازمان ثبت احوال کشور در سال ۱۴۰۱، به ازای هر هزار نفر جمعیت، حدود ۶/۳ ازدواج رخ داده و میانگین سن در اولین ازدواج برای مردان و زنان به ترتیب ۲۷/۳ و ۲۳/۸ سال بوده است. از سوی دیگر، طلاق نیز با توجه به این که احتمال باروری زنان را کاهش می‌دهد، می‌تواند بر میزان باروری آنان تأثیرگذار باشد. در سال ۱۴۰۱، به ازای هر هزار نفر جمعیت، حدود ۲/۲ طلاق رخ داده و میانگین سن در اولین طلاق برای مردان و زنان به ترتیب ۳۸/۱ و ۳۳/۴ سال بوده است. در این سال، الگوی سنی نرخ خام طلاق نشان می‌دهد که بیشترین نرخ خام طلاق زنان در گروه‌های سنی ۲۰-۲۴ سال (۱۰/۳ در هزار)، ۲۵-۲۹ سال (۱۱/۱ در هزار)، ۳۰-۳۴ سال (۱۰/۴ در هزار)، ۳۵-۳۹ سال (۹/۵ در هزار) بوده است (۲۷). این مقادیر نشان می‌دهد که بیشترین زنان مطلقه در گروه‌های سنی ۲۰-۳۹ سال که سن باروری است، قرار دارند. در شرایطی که میزان طلاق رو به افزایش است، رابطه میان ازدواج مجدد و فرزندآوری اهمیت بیشتری می‌یابد. این رابطه از یک سو به سبب تأثیر ازدواج مجدد بر میزان باروری و از سوی دیگر، به واسطه نقشی که فرزندآوری حاصل از ازدواج اول می‌تواند بر وقوع ازدواج دوم داشته باشد، حایز اهمیت است (۱۵). همچنین، کاهش فاصله میان طلاق تا ازدواج مجدد، می‌تواند زنان را در معرض باروری قرار دهد.

نتایج نشان داد که با افزایش سن، زنان دیرتر اقدام به ازدواج مجدد می‌کنند. به نظر می‌رسد دلایلی همچون موانع اجتماعی و فرهنگی، از جمله نگرش منفی فرزندان نسبت به ازدواج مجدد والدین و همچنین، موانع هنجاری و مالی، در به تأخیر انداختن ازدواج مجدد این زنان تأثیرگذار می‌باشد. این نکته در بسیاری از مطالعاتی که در این زمینه در سراسر دنیا انجام گرفته (۲۸، ۲۱-۱۹) نیز مشاهده شده است.

از نتایج مطالعه حاضر می‌توان به این مطلب اشاره کرد که زنان دارای فرزند، دیرتر از زنان بدون فرزند اقدام به ازدواج مجدد می‌کنند. حضور فرزندان از رابطه یا ازدواج قبلی، بر احتمال ازدواج مجدد تأثیر می‌گذارد. نتایج تحقیقات مختلف نشان داده است که داشتن فرزند، منجر به طولانی شدن دوره تک والدی

به ویژه در زنان می‌شود (۳۰، ۲۹). تأخیر بیشتر در ازدواج مجدد مادران شاید به این دلیل باشد که مادران بیشتر از پدران حضانت فرزندان را بر عهده می‌گیرند که این مسأله مانعی برای مادران در ورود به یک رابطه زناشویی جدید می‌شود (۳۱). Wu و Schimmele با استفاده از داده‌های آمارگیری عمومی اجتماعی کانادا، اثر فرزندان بر ازدواج مجدد یا هم‌باشی که پس از جدایی غیر ازدواجی (Nonmarital separation) و طلاق یا مرگ همسر رخ داده است را با استفاده از روش‌های تحلیل بقا بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که حضور فرزندان جوان حاصل از ازدواج اول، تأثیری بر نوع ازدواج دوم زنان (هم‌باشی یا ازدواج مجدد) ندارد (۳۲).

بر اساس یافته‌های پژوهش حاضر، زنانی که خانواده پدری آن‌ها درآمد کمتری دارند، سریع‌تر ازدواج مجدد را تجربه می‌کنند. پس از طلاق، زنان اغلب از نظر رفاه اقتصادی دچار کاستی می‌شوند. از این‌رو، میزان بهره‌مندی مالی، مهم‌ترین انگیزه ازدواج مجدد را برای این زنان ایجاد می‌کند (۳۳). اشتغال شاید نیازهای مالی زنان را کاهش دهد و ممکن است منجر به کاهش میل به ازدواج مجدد گردد. بر اساس نتایج مطالعه احمدنیا و قالیباف کامل، زنان سرپرست خانواری که شاغل هستند و وضعیت اقتصادی مناسبی دارند، با وجود این که تمایل چندانی به سرپرستی خانوار و بزرگ کردن فرزندان به تنهایی ندارند، اما به دلیل تجربه زندگی پیشین و حضور فرزندان، تمایلی به ازدواج مجدد ندارند (۳۴).

نتیجه‌گیری

در شرایطی که میزان طلاق رو به افزایش است، رابطه میان ازدواج مجدد و فرزندآوری اهمیت بیشتری می‌یابد. در واقع، مدت زمانی که یک زن پس از انحلال زناشویی تا قرار گرفتن مجدد در معرض رابطه جنسی سپری می‌کند، از دوره باروری او می‌کاهد. بنابراین، هرچه فاصله میان طلاق تا ازدواج مجدد طولانی‌تر باشد، کاهش باروری بیشتری رخ می‌دهد. عوامل فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی نقش بسزایی در میزان تمایل و زمان ازدواج مجدد دارند. بر اساس نتایج تحقیق حاضر، با توجه به تفاوت‌های فرهنگی در استان‌های مختلف، این مسأله باید در برنامه‌ریزی‌ها و پژوهش‌هایی که در این حوزه انجام می‌گیرد، در نظر گرفته شود.

تشکر و قدردانی

مطالعه حاضر برگرفته از طرح تحقیقاتی با شماره ثبت ۲۱/۱۰۹۱۲۴ می‌باشد که تحت حمایت مؤسسه تحقیقات جمعیت کشور انجام شده است.

References

1. Parliament research center. Observing the behaviors and attitudes of Iranians on the issue of having children; 2022. Available from: <https://rc.majlis.ir/fa/news/show/1744150>. [In Persian].
2. Razeghi Nasrabad H. B, Hosseini Chavoshi M, Abbasi Shavazi M.J. The effects of gender role attitudes and role division on the second birth interval in Tehran. Journal of Applied Sociology 2021; 32(2): 1-28. [In Persian].
3. Fathi E, Nur Mohammad J, Nasiripour M. Fertility trends in Iran from 2017-2021. Statistical Center of Iran, 2022. Available from: <https://amar.org.ir/news/ID/13713>. [In Persian].
4. Nomaguchi K. Determinants of having a first and second child among Japanese married women in recent cohorts, Dissertation submitted to the faculty of the graduate school of the University of Maryland at college Park in

- partial fulfillment of the requirements for the degree of doctor of Philosophy, 2003.
5. Stier H, Sela-Dotan A. Timing of childbirth and employment consequences: The Israeli case. Prepared for presentation at the Brno Meeting of ISA-RC28 on Social Stratification 2007: 24-27.
 6. Glick P, Handy C, Sahn DE. Schooling, marriage, and age at first birth in Madagascar. *Popul Stud (Camb)* 2015; 69(2): 219-36.
 7. Yang S., Jiang Q, Sánchez-Barricarte J.J. China's fertility change: an analysis with multiple measures. *Population Health Metrics* 2022; 20(12). <https://doi.org/10.1186/s12963-022-00290-7>
 8. Mirzaie M. Swings in fertility limitations in Iran. Working papers in Demography, Canberra: The Australian National University, 1998.
 9. Abbasi-Shavazi M.J. Effects of marital fertility and Nuptiality on fertility transition in the Islamic Republic of Iran. Working papers in Demography, 2000, No. 84, Canberra, The Australian National University.
 10. Abbasi-Shavazi M. J, Razeghi-Nasrabad H. B, Hosseini-Chavoshi M. Socio- Economic security and fertility intention in Tehran city. *Journal of Population Association of Iran* 2020; 15(29): 211-238. [In Persian].
 11. Eini Zeinab H. Estimating total fertility rate and its components in Iran; Using multivariate demographic method. *Iranian population studies* 2013; 1(2): 9-42. [In Persian].
 12. Kazempour S. Cultural change and the evolution of the contemporary family With Emphasis on Marriage and Childbearing. *Rahpooye Ertebatat farhang* 2021; 1(1): 7-22. [In Persian].
 13. Bagi M, Sadeghi R, Hatami A. Fertility intentions in Iran: Determinants and limitations. *Strategic Studies of Culture* 2022; 1(4): 59-80. [In Persian].
 14. Abbasi M.B, Omidvar Shalmani S, Safakish M. Population year book 2022. National Organization for Civil Registration, Tehran, Iran. [In Persian].
 15. Leridon H. A new estimate of permanent sterility by age: sterility defined as the inability to conceive. *Population Studies* 2008; 62(1): 15-24.
 16. Bongaarts J, Potter R. Fertility, Biology, and Behavior. An Analysis of the Proximate, Academic Press, New York 1983.
 17. Cohen S. B, Sweet J. A. The impact of marital disruption and remarriage on fertility. *Journal of Marriage and the Family* 1974; 36(1): 87-96.
 18. Indriana Y. Remarriage in Elderly: A Qualitative Research. *Journal of Modern Education Review* 2013; 3: 870-880.
 19. Osmani N, Matlabi H, Rezaei M. Barriers to remarriage among older people: Viewpoints of widows and widowers. *Journal of Divorce & Remarriage* 2017; 59(1): 51-68.
 20. Mohammadi Z. Sociological study of issues related to remarriage Female- headed households. *Quarterly Journal of Woman and Society* 2020; 11(42): 256-278. [In Persian].
 21. Sadeghi M, Bahrami F, Esmaili R. Compilation of the native model of sociological barriers to remarriage of female heads of households covered by the National Relief Committee of Iran in 1395. *Refahj* 2019; 18(70): 141-180. [In Persian].
 22. Bagheri A, Saadati M. Survival Analysis of Divorced Women Pre-Remarriage: Province Comparison. *Popualtion Journal* 2024; 119: 24-46. [In Persian].
 23. Saadati M, Bagheri A. Survival analysis of Divorced women's remarriage. National Institute for Population Research, Tehran, Iran; 2022. [In Persian].
 24. Bagheri A, Saadati M. Event history analysis by SAS. National Institute for Population Research, Tehran, Iran; 2024. [In Persian].
 25. Bagheri A, Saadati M. Determinants of Birth Intervals Using PWP-Gap Time Model: Tehran Case Study. *International Journal of Fertility and Sterility* 2021; 15(3): 234-240.
 26. Bagheri A, Saadati M. Factors affecting first and second birth intervals among 15-49 year-old women in Tehran. *Iran J Epidemiology* 2019; 15 (1): 68-76. 12. [In Persian].
 27. National Organization for Civil Registration. Population year book 2022, Tehran. Iran. [In Persian].
 28. Brown S. L, Lee G. R, Bulanda J. R. Cohabitation among older adults: A National Portrait. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 2006; 61(2): 71-79.
 29. Goldscheider F, Sessler S. Creating stepfamilies: Integrating children into the study of union formation. *Journal of marriage and family* 2006; 68(2): 275-291.
 30. Stewart S. D, Manning W. D, Smock P. J. Union formation among men in the US: Does having prior children matter? *Journal of Marriage and Family* 2003; 65(1): 90-104.
 31. Ivanova K, Kalmijn M. Uunk W. The effect of children on men's and women's chances of re-partnering in a European context. *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie* 2013; 29(4): 417-444.

32. Wu Z, Schimmele CM. Repartnering after first union disruption. *Journal of marriage and family* 2005; 67(1): 27-36.
33. Ozawa M. N., Yoon H. S. The Economic benefit of remarriage: Gender and income class. *Journal of Divorce & Remarriage* 2008; 36(3-4): 21-39.
34. Ahmadnia S, Ghlibaf kamel A. Women-Headed households in Tehran: A Qualitative study of their experiences, challenges and capacities. *Refahj* 2017; 17(65): 103-136. [In Persian].