DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603 Published by Vesnu Publications

Journal of Health System Research Vol. 21, No. 2, Summer

Received: 30.06.2024 Accepted: 09.09.2024 Published: 06.07.2025

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

Mahsa Saadati, Arezoo Bagheri

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

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 Unported License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]

DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603 Published by Vesnu Publications

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

مهسا سعادتی، آرزو باقری

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 شکنندگی 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 شکنندگی بقا مورد بررسی قرار گرفت.

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

نتیجه‌گیری: نادیده گرفتن عامل شکنندگی 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 درامد ماهیانه خانواده پدری کمتر، سریع‌تر از سایر زنان اقدام به ازدواج مجدد می‌کنند.

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

ارجاع: سعادتی مهسا، باقری آرزو. **تحلیل زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه با استفاده از مدل لگ- لجستیک با شکنندگی 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 (۱۱-۹، ۲). 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

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]

عوامل فرهنگی و جمعیتی بر تغییرات ازدواج و میزان تمایل افراد بـه فرزنـدآوری تأثیرگذار بوده است (۱۳، ۱۲). آمارهای سازمان ثبت احوال نشـان می‌دهـد کـه در سال ۱۳۹۹ به ازای هر هزار نفر جمعیت، حدود ۶/۸ ازدواج رخ داده کـه ایـن میـزان در سال ۱۳۹۲ برابر با ۱۰/۵ بوده است. همچنـین، در ایـن سـال، میـانگین سـن در زمان اولین ازدواج برای مردان و زنان به ترتیب ۲۸/۰ و ۲۳/۸ سـال محاسـبه شـده 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، بی‌همسـری بـه علـت فـوت یـا طـلاق همسـر، هـم‌باشـی (Cohabitation) و ازدواج مجـدد، تعیین‌کننده‌های دیگر اثرگذار بر باروری به شـمار مـی‌رونـد کـه نقـش آن‌هـا در باروری به طور عمده به بعد از انحلال رابطه زناشـویی مـرتبط می‌شـود (۱۵). در مدل Bongaarts و Potter، تأثیر انحلال ازدواج و ازدواج مجدد بر بـاروری، از طریق مؤلفه ازدواج به عنوان یک تعیین‌کننـده بلافصـل بـاروری در نظـر گرفتـه می‌شود (۱۶). Cohen و Sweet، به طور خاص ازدواج مجـدد و فرزنـدآوری را به یکدیگر پیوند زدند. از نظر آن‌ها زمان انحلال ازدواج و آغاز ازدواج مجـدد، بـر توانایی زنان با تجربه ازدواج مجدد برای دستیابی به بـاروری بـه انـدازه بـاروری زنان در ازدواج‌های پایدار تأثیر می‌گذارد. انحلال ازدواج باعث می‌شود زنان کمتـر در معرض رابطه جنسی قرار بگیرند. در نتیجـه، احتمـال بـاروری آن‌هـا کـاهش می‌یابد. بنابراین، زمان‌بندی ازدواج مجدد از طریق تعـدیل زمـان از دسـت رفتـه باروری، بر باروری کل زنانی که ازدواج مجدد کرده‌انـد، تأثیرگـذار اسـت. هرچـه فاصله بین انحلال زناشویی و ازدواج مجدد بیشتر باشد، احتمال باروری برای زنان با تجربه ازدواج مجدد نسبت به همتایانشان در ازدواج‌هـای پایـدار کـاهش مـی‌یابـد. بنابراین، بدیهی است که توان باروری زنانی که پس از انحلال زناشـویی موفـق بـه ازدواج مجدد نمی‌شوند، کمتر از زنانی است که مجدد 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، حـدود ۲/۲ طلاق رخ داده است. همچنین، در این سال، میـانگین سـن در زمـان اولـین طلاق برای مردان و زنان به ترتیب ۳۷/۶ و ۳۲/۸ سال گزارش شـد و حـدود ۹۰ درصد زنان و ۶۵ درصد مردانی که از همسر خود جدا شـده‌اند، در سـن کمتـر از ۴۰ سال قرار داشتند (۱۴). روند افزایشی طلاق به ویـژه در سـنین کمتـر، باعـث می‌شود از مجموع سال‌هایی که زنان می‌توانند در معـرض رابطـه جنسـی بـرای باروری قرار بگیرند کاسته شود. در نتیجـه، هرچـه فاصـله میـان طـلاق و ازدواج مجدد کاهش یابد، تأخیر کمتری در فرزندآوری آن‌ها ایجاد می‌شود.

ازدواج مجدد یکی از راه‌هایی است که می‌تواند ابعاد آسیب‌های اجتمـاعی و روانی بی‌همسری را کاهش دهد و در بهبود کیفیـت زنـدگی افـراد مـؤثر باشـد. همچنین، می‌تواند با کاهش احساس تنهایی، منجر به ایجاد یک زنـدگی شـادتر با رضایت از زندگی بیشتر گردد (۱۸). نتایج مطالعات مختلف در ایران نیز نشـان داده‌اند که در بین زنان مطلقه، تمایل زنان سرپرست خانوار به ازدواج مجـدد بالـا است (۲۲-۱۹).

نتایج آمار ثبت احوال در سال ۱۳۹۸ حاکی از آن است که با وجود افـزایش نرخ طلاق در سال‌های اخیـر، زنـان مطلقـه بـه دلیـل تـأمین نیازهـای عـاطفی، اقتصادی، امنیتی، جنسی و عوامل فرهنگی و اجتماعی، به ازدواج مجدد گـرایش دارند. از مجموع کلیه طلاق‌های ثبت شده در سـال ۱۳۹۲، ۵۱/۴ درصـد زنـان و ۵۳ درصد مردان تـا سـال ۱۳۹۸ بـرای اولـین بـار پـس از طـلاق مجـدد ازدواج کرده‌اند؛ یعنی بیش از نیمی از افـرادی کـه در سـال ۱۳۹۲ طـلاق گرفته‌انـد، در سال ۱۳۹۸ دارای همسر بودند.

با توجه به اهمیت بحث باروری و در نظـر گـرفتن ایـن مسـأله کـه ازدواج مجدد می‌تواند تا حدی بر بارداری زنان در سنین باروری نقش داشته باشد، هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی عوامل مؤثر بر زمان رخـداد ازدواج مجـدد زنـان مطلقه با استفاده از مدل شکنندگی بقا بود.

روش‌ها

این مطالعـه بـه تحلیـل ثانویـه داده‌هـای پرسـش‌نامـه زنـان در آسـتانه ازدواج مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره قبل از ازدواج در مراکـز اسـتان‌ها پرداخـت کـه از پاییز سال ۱۳۹۶ تا پاییز سال ۱۳۹۷ به صورت ماهانه و از طریـق پرسشـگری از زوجین توسط دفتر آمار و اطلاعات جمعیتی و مهاجرت سازمان ثبت احوال کشـور در مـوج اول پیمـایش مقطعـی ازدواج و طـلاق جمـع‌آوری گردیـد. در مجمـوع، ۴۴۲۵ زن به سؤالات پرسش‌نامه ازدواج پاسخ دادند که از میان آن‌ها، بـه ترتیـب ۳۹۳۳، ۴۸۲، ۹ و ۱ زن در آستانه ازدواج اول، دوم، سوم و چهارم قرار داشتند. در تحقیق حاضر، ۴۸۲ زن مطلقه در آسـتانه ازدواج مجـدد انتخـاب شـدند و زمـان ازدواج مجدد آن‌ها با استفاده از مدل‌های شکنندگی بقا و بـر اسـاس متغیرهـای سن، قومیت، سطح تحصیلی، وضع فعالیت، وضع درامد، نحوه آشنایی بـا همسـر، داشتن فرزند از ازدواج اول، میزان درامـد ماهیانـه خـانواده پـدری، نـوع ازدواج و تمایل به فرزندآوری تحلیل گردید (۲۳).

در پژوهش‌هایی که هدف آن اغلب بررسی زمان تا رخداد واقعه مـورد نظـر است، از روش‌های تحلیل بقای متـداول شـامل روش‌هـای ناپارامتریـک، نیمـه پارامتریک و پارامتریک بقا استفاده می‌شود (۲۴). در بیشـتر مطالعـات بـر خلـاف واقع، فرض می‌شود که همه افراد در نمونه به صورت مشابه در معرض خطراتـی مانند مرگ، عود بیماری و یا طلاق قرار دارند. در این شرایط، مدل‌هـای متـداول تحلیل بقا با نادیده گرفتن اثرات فـردی مشـاهده نشـده، باعـث بـیش‌بـرآوردی (Overestimated) شاخص‌های مدل و کـاهش دقـت نتـایج در ایـن شـرایط می‌شود. برای بیان این عوامل ناشناخته در تحلیل‌ها، از یک مؤلفـه تصـادفی بـا عنوان شکنندگی استفاده می‌گردد که مشابه اثر تصادفی در مدل‌های رگرسـیونی طولی عمل می‌کند. یک تابع خطر فردی کـه روی شـکنندگی θ شـرطی شـده است را می‌توان با استفاده از رابطه ۱ بیان کرد.

$$h(t|\vartheta) = \vartheta h(t) \qquad \text{رابطه ۱}$$

شکنندگی ϑ یک اثر ضربی مشاهده نشده روی تابع خطر است کـه فـرض می‌شود دارای توزیع $g(\vartheta)$ $(\vartheta > 0)$ با میانگین یک و واریـانس θ باشـد کـه بـا استفاده از داده‌ها برآورد می‌شود $(\vartheta \sim g(1, \theta))$. افراد با شکنندگی‌های $\vartheta > 1$ یا $\vartheta < 1$ نسبت به افراد بـا شـکنندگی $\vartheta = 1$، بـه ترتیـب دارای مخـاطرات بیشـتر (احتمال بقای کمتر) و کمتر (احتمـال بقـای بیشـتر) هسـتند. نـوع دیگـر مـدل شکنندگی، مدل شـکنندگی مشـترک اسـت. در ایـن مـدل فـرض می‌شـود کـه گروه‌هایی از افراد دارای شکنندگی مشترک هستند. در حالـت کلـی، شـکنندگی مشترک برای هر نوع شباهتی در گروه‌های همسان، محاسـبه و در نظـر گرفتـه می‌شود؛ در حالی که شکنندگی غیر مشترک (فردی) به طور مسـتقل بـین افـراد توزیع شده است (۲۶، ۲۵).

شکنندگی مشترک در مدل بقا مانند اثر تصادفی در مدل رگرسـیون خطـی

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]

که همبستگی میان گروه‌های مختلف را محاسبه می‌کند، عمل می‌نماید. برآورد واریانس ($\hat{\theta}$) در مدل شکنندگی مشترک را می‌توان به عنوان اندازه‌ای از همبستگی میان گروه‌های با شکنندگی مشترک در نظر گرفت. در این صورت، صفر = θ نشان دهنده عدم وجود همبستگی میان گروه‌ها می‌باشد.

در مدل شکنندگی مشترک، تابع خطر شرطی برای jامین فرد از kامین 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 شکنندگی ϑ_k مربوط به گروه kام می‌باشد و نشان می‌دهد افراد در گروه‌های یکسان، شکنندگی مشترکی دارند.

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

در مطالعه حاضر، با توجه به تفاوت نرخ‌های طلاق متأهلان 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 (۸/۵–۷)، زیاد (۹/۵–۸/۵) و خیلی زیاد (بیشتر از ۹/۵) طبقه‌بندی شدند و با فرض مشابهت ویژگی‌های زنان در هر طبقه استانی، از مدل شکنندگی 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 درامد، نحوه آشنایی با همسر، داشتن فرزند از ازدواج اول و میزان درامد 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 درامد 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. درامد 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 (۲/۳۷۹ ±) و نیمی از آن‌ها پس از ۳۹ ماه (میانه بقا) از اتمام ازدواج اول، مجدد 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 شکنندگی مشترک با در نظر گرفتن متغیرهای منتخب سن، قومیت، سطح تحصیلی، وضع فعالیت، وضع درامد، نحوه آشنایی با همسر، داشتن فرزند از ازدواج اول، میزان درامد 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 شکنندگی مشترک گاما و Gaussian معکوس (Inverse Gaussian distribution) روی زمان ازدواج مجدد زنان مطلقه برازش یافتند. مقادیر معیار Akaike برای مدل‌های پارامتریک با و بدون شکنندگی مشترک (بر اساس طبقات استانی) گاما و Gaussian معکوس روی زمان ازدواج مجدد زنان در جدول ۱ ارایه شده است. براساس نتایج به دست آمده، کمترین میزان معیار Akaike به مدل لگ- لجستیک با شکنندگی مشترک گاما اختصاص داشت.

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

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

*مدل همگرا نشده است.

در جدول ۲ نتایج حاصل از برازش مدل لگ- لجستیک با و بدون شکنندگی مشترک گاما با هم مقایسه گردید. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، براساس مقدار P آزمون نسبت درست‌نمایی ($P < ۰/۰۰۱$)، واریانس شکنندگی مشترک بر اساس طبقات استانی با توزیع گاما تفاوت معنی‌داری با صفر داشت و در نتیجه مدل لگ- لجستیک با شکنندگی مشترک گاما، انتخاب مناسب‌تری از مدل لگ- لجستیک بدون شکنندگی می‌باشد. براساس نتایج به دست آمده، متغیرهای سن زنان ($P < ۰/۰۰۱$)، داشتن فرزند از ازدواج اول ($P = ۰/۰۴۰$) و میزان درامد ماهیانه خانواده پدری ($P = ۰/۰۲۰$) بر زمان ازدواج مجدد آن‌ها تأثیرگذار است؛ در حالی‌که در مدل لگ- لجستیک تنها متغیر سن زنان ($P < ۰/۰۰۱$) روی زمان ازدواج مجدد آن‌ها تأثیر معنی‌داری را نشان داد. با مقایسه نتایج حاصل از برازش این دو مدل، نادیده گرفتن شکنندگی مشترک، منجر به دستیابی به نتایج گمراه‌کننده می‌گردد.

بر اساس مقادیر عامل شتاب مدل لگ- لجستیک با شکنندگی 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.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]

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

متغیر	مدل لگ- لجستیک				مدل لگ- لجستیک با شکنندگی مشترک گاما			
	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	۰/۰۵۲۲	۱/۲۸	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۳۳۰	۱/۱۶
لر	-۰/۲۶	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 درامد								
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	*۰/۰۴۰	۱/۲۳
ندارد (مرجع)	–	–	–	–	–	–	–	–
میزان درامد ماهیانه خانواده پدری (میلیون تومان)								
کمتر از ۲	-۰/۱۸	۰/۱۳	۰/۱۸۷	۰/۷۶	-۰/۲۶	۰/۱۲	*۰/۰۲۴	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	۰/۷۴	۰/۰۴۰						
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

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]

زنانی که از ازدواج اول خود فرزند داشتند، ۱/۲۳ برابر زنان بدون فرزند، ازدواج مجدد خود را به تأخیر می‌اندازند. زنانی که میزان درامد ماهیانه خانواده پدری آن‌ها کمتر از ۲ میلیون تومان بود، ۰/۷۷ برابر سریع‌تر از زنانی که از میزان درامد 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 ۲۴–۲۰ سال (۱۰/۳ در هزار)، ۲۹–۲۵ سال (۱۱/۱ در هزار)، ۳۴–۳۰ سال (۱۰/۴ در هزار)، ۳۹–۳۵ سال (۹/۵ در هزار) بوده است (۲۷). این مقادیر نشان می‌دهد که بیشترین زنان مطلقه در گروه‌های سنی ۳۹–۲۰ 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 درامد 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

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]

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 JJ. China's fertility change: an analysis with multiple measures. Population Health Metrics 2022; 20(12).
8. Mirzaie M. Swings in fertility limitations in Iran. Working papers in Demography, Canberra: The Australian National University, 1998.
9. Abbasi-Shavazi MJ. 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): 211-38. [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. Kazemipour 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 SB, Sweet JA. 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: 870-80.
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): 256-78. [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): 141-80. [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. [In Persian].
27. National Organization for Civil Registration. Population year book 2022, Tehran. Iran. [In Persian].
28. Brown SL, Lee GR, Bulanda JR. Cohabitation among older adults: A National Portrait. Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences 2006; 61(2): 71-9.
29. Goldscheider F, Sassler S. Creating stepfamilies: Integrating children into the study of union formation. Journal of marriage and family 2006; 68(2): 275-91.
30. Stewart SD, Manning WD, Smock PJ. 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): 417-44.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]

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): 103-36. [In Persian].

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-09-08]

[DOI: 10.48305/jhsr.v21i2.1603]