Vol. 20, No. 39, Spring & Summer (2025), 7-28

Journal of Population Association of Iran

homepage: https://www.jpaiassoc.ir/

Research Article

The Construction of Marital Multistate Life Tables for Iranian Women

Hossein Kheradmand Saadi[1], Rasoul Sadeghi[2]*

[1] *Ph.D Candidate in Demography, Faculty of Social Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.*
[2] *Associate Professor, Department of Demography, Faculty of Social Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.*

ARTICLE INFO

Received: 24 May 2024
Accepted: 14 December 2024
Published: 14 April 2025

Keywords:
Kolmogrov equation,
Marital life table,
Markov process,
Multi-state model,
Transition probability.

ABSTRACT

Many demographic phenomena result from transitions between different states across the life course, shaping individual life histories. In studying life history, models can summarize complex demographic processes and address data limitations. The multi-state life table is an efficient model used in this field. This study aims to estimate transition probabilities between different marital statuses and the probability of death using 2016 census data alongside marriage and divorce registration records. By applying Markov processes and Kolmogorov equations, we calculate transition probabilities and derive key metrics, including survival probabilities, total years spent in each marital state, and life expectancy by status. The findings show that the probability of marriage among unmarried women rises until age 30, then declines. Additionally, as age increases, the probability of divorce decreases while the probability of widowhood increases. The probability of remarriage for divorced and widowed women declines with age. Married women were estimated to have higher life expectancy than women in other marital statuses.

Introduction

Marital status is a key social and demographic factor influencing childbearing and living arrangements. Analyzing how individuals move between the statuses of "never married", "married", "divorced" and "widowed" is crucial for understanding changes in family composition and characteristics. The study of transitions involves collecting, estimating transition rates and probabilities, and projecting future trends. The transition of individuals between different marital statuses does not remove individuals from the population under study; only death results in exclusion. Furthermore, individuals may revert to a previous marital status, which can increase the population within that status. Single-decrement life tables are limited because they cannot analyze transitions between multiple states or account for returns to previous statuses. To address these limitations, a more comprehensive model such as multi-state or increment-decrement life tables should be applied. This article examines theoretical cohorts of 100000 women aged 20 years across the four marital states. It estimates the transition between age groups, changes in marital status, and the number of survivors in each state. The choice of starting age at 20 years was based on the lower incidence of marriage and divorce and the unreliability of data at younger ages.

*Corresponding author: Rasoul Sadeghi. Associate Professor, Department of Demography, Faculty of Social Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.
E-mail addresses: *rassadeghi@ut.ac.ir*
E-ISSN: 2981-1066/© Population Association of Iran, Iran. This is an open access article under the CC BY 4.0 License (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)
Cite this article:
Kheradmand-Saadi, H., & Sadeghi, R. (2025). The Construction of Marital Multistate Life Tables for Iranian Women. *Journal of Population Association of Iran*, 20 (39), 7-28. http://doi.org/10.22034/jpai.2025.2029978.1354

Methods and Data

To conduct a multi-state analysis on marriage, we require data on transitions between marital statuses across the life course. In multistate modeling, the life course is represented as a continuous-time Markov process, represented by a system of differential equations. The model parameters are instantaneous transition rates (hazard rates), estimated by observing events among individuals at risk. An individual must be at risk to undergo an event. In multi-state marriage analysis, the transition probabilities are derived using the Kolmogorov differential equation. This probability is essential for calculating various life table values, including time spent in each state and life expectancy. Given the limited longitudinal data on marital status in Iran, transition rates were estimated using the 2016 census data and marriage and divorce registration records. Indirect estimation methods were applied to address missing data.

Findings

Findings showed that the probability of death increases with age, regardless of marital status, following a consistent upward trend. For never-married women, the probability of remaining single declines until about age 30, then begins to rise. Conversely, the probability of unmarried women getting married increases until around age 30 and then decreases. The probability of divorce decreases with age, while the probability of becoming a widow increases. The chances of remarriage among divorced and widowed women declines sharply after age 30 and approaches zero in old age. Tracking unmarried women from age 20 shwos that about 7 percent will remain single by age 65. The findings also indicated that, on average, a woman unmarried at age 20 can expect to live around 65 additional years. This lifespan is typically divided into 11.6 years unmarried, 50.3 years married, 2.9 years divorced, and 0.3 years widowed. Moreover, the results revealed that the estimated life expectancy for married women is higher than for never-married and previously-married women. Married women spend about 90% of their lives in marriage.

Discussion and Conclusion

Many social and demographic phenomena result from individuals transitioning between statuses throughout their lives. These transitions shape individuals' life histories. In studying the history of life, models are used to summarize complex population processes and deal with data limitations. One effective model used in this study is the multi-state life table, which estimate transition probabilities between states using Markov processes. This study aimed to estimate transition probabilities between different marital statuses and the probability of death using 2016 census and registration data.

As the results showed, the probability of death increases with age in all marital statuses. The probability of first marriage for unmarried women and the probability of remarriage for divorced and widowed women also decreases with age. Additionally, the average years lived in the marriage for women in the unmarried, divorced, and widowed cohorts increase until about age 50, then declines. Furthermore, 20-year-old married women spend about 90% of their lives in the married status. Therefore, in this article, an attempt was made to examine the various family formation scenarios for women in Iran using the available cross-sectional data and estimating the required data. Despite data limitations, efforts were made to identify marriage patterns, including first marriages, divorce, widowhood, and remarriages, by employing accurate indicators and minimizing computational errors, representing an important step in advancing the technical dimensions of family studies.

نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران

https://www.jpaiassoc.ir/

مقاله پژوهشی

ساخت جدول عمر چندوضعیتی زناشویی برای زنان ایرانی

حسین خردمند سعدی[۱] و رسول صادقی[۲*]

[۱] دانشجوی دکتری گروه جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
[۲] دانشیار گروه جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۰۳
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۲۳
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۱/۲۵

واژگان کلیدی:

احتمال انتقال،
جدول عمر زناشویی،
فرایند مارکف،
مدل چندوضعیتی،
معادله کولموگروف.

چکیده

بسیاری از پدیده‌ها در جمعیت‌شناسی حاصل انتقال افراد بین وضعیت‌های مختلف در طول زندگی هستند. این انتقال‌ها، تاریخچه زندگی افراد را تشکیل می‌دهد. در مطالعه تاریخچه زندگی، برای خلاصه‌کردن فرایندهای پیچیده جمعیتی و مقابله با محدودیت داده‌ها، می‌توان از مدل‌ها استفاده کرد. یکی از مدل‌های کارآمد در این زمینه، جداول عمر چندوضعیتی هستند. در این مقاله تلاش شده با استفاده از داده‌های سرشماری سال ۱۳۹۵ و داده‌های ثبتی ازدواج و طلاق سال مذکور و با بکارگیری فرایند مارکف و معادلات کولموگروف، احتمال انتقال بین وضعیت‌های زناشویی مختلف و هم‌چنین احتمال مرگ، برآورد شود. سپس با استفاده از احتمال انتقال، سایر مقادیر جدول عمر از جمله احتمال بقاء، مجموع سالهای سپری شده در هر وضعیت و امید زندگی مربوط به هر وضعیت زناشویی محاسبه شده است. طبق نتایج به‌دست‌آمده، احتمال ازدواج دختران مجرد، تا آستانه ۳۰ سالگی روندی افزایشی داشته و پس از این سن کاهش می‌یابد. هم‌چنین با افزایش سن، احتمال طلاق روندی کاهشی دارد و احتمال بیوه شدن افزایش می‌یابد. احتمال ازدواج مجدد برای زنان مطلّقه و بیوه نیز رابطه معکوسی با افزایش سن دارد. امید زندگی برآورد شده برای زنان متأهل نیز، بیش از زنان در سایر وضعیت‌های زناشویی بوده است.

مقدمه و بیان مسئله

وضعیت تأهل یکی از مهم‌ترین متغیرهای اجتماعی و جمعیتی به شمار می‌آید. تعداد فرزندان، فاصله بین موالید و اختلاف سنی والدین با فرزندان که در مطالعه پویایی و میزان رشد جمعیت نقش تعیین‌کننده‌ای دارند، تابعی از سن ازدواج، دوام ازدواج و امکان ازدواج مجدد در صورت انحلال یک پیوند زناشویی هستند. طلاق یا فوت همسر سبب پیدایش خانواده‌های تک والدی می شود. طلاق گرفتن یا بیوه شدن یک زن، شانس مادر شدن وی را تا حد زیادی کاهش می‌دهد و ممکن است موجب پیدایش خانواده‌های زن سرپرست شود. بنابراین، برای تحلیل هرچه بهتر موضوعات جمعیتی و اجتماعی بررسی الگوهای تشکیل و انحلال پیوندهای زناشویی ضروری به نظر می‌رسد.

*نویسنده مسئول: رسول صادقی. دانشیار گروه جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
رایانامه: rassadeghi@ut.ac.ir

استناد به این مقاله: خردمندسعدی، حسین؛ صادقی، رسول (۱۴۰۴). ساخت جدول عمر چندوضعیتی زناشویی برای زنان ایرانی، *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۲۰(۳۹)، ۲۸-۷. http://doi.org/10.22034/jpai.2025.2029978.1354

با این وجود مطالعات خانواده، در حوزه تحلیل‌های آماری و نیز تکنیک‌های روش‌شناختی، کمتر از سایر شاخص‌های جمعیتی همچون باروری و مرگ‌ومیر گسترش یافته است (Schoen & Nelson, 1974: 267). خانواده پس از شکل‌گیری ممکن است با گذشت زمان به دلیل طلاق و یا فوت یکی از زوجین منحل شود، ممکن است به دلیل تولد فرزندان گسترش یابد و یا با مستقل شدن فرزندان تجزیه شود. این تغییرات بین خانواده‌های مختلف و در دوره‌های زمانی مختلف، متفاوت ظاهر می‌شود و سبب دشوار شدن اندازه‌گیری و نظریه‌پردازی در زمینه تغییرات خانواده می‌شوند. پیچیدگی سنجش تغییرات خانواده، محققان را به سمتی سوق داده که به جای خانواده، فرد را واحد تحلیل خود قرار دهند. بررسی انتقال افراد بین وضعیت‌های مختلف زناشویی، کلید درک تغییرات رخ داده در ترکیب و خصوصیات خانواده‌ها است (Espenshade & Braun, 1982: 1026). انتقال‌ها معمولا با توجه به گروه‌های سنی دسته‌بندی می‌شوند؛ زیرا بسیاری از آنها تابعی از سن فرد است. عامل دیگری که بر احتمال انتقال اثرگذار است، زمان تولد فرد و نسلی است که وی در آن قرار گرفته است. از اینرو، برای یافتن الگوهای تشکیل و انحلال خانواده نیاز است که یک نسل واقعی و یا فرضی از افراد در نظر گرفته شود و انتقال آن‌ها بین وضعیت‌های مختلف زناشویی در گذر زمان مورد مطالعه قرار بگیرد و از این طریق میزان مرگ، ازدواج، طلاق، بیوگی و ازدواج مجدد به دست آید.

یک مسئله مهم در زمینه مطالعات ازدواج و خانواده، نحوه اندازه‌گیری تغییرات در گذر زمان است. هرچند که مطالعات مقطعی می‌توانند برای بررسی دوره‌ای جمعیت مفید باشند؛ اما قادر به شناسایی تغییرات آن نخواهند بود (Espenshade & Braun, 1982: 1025). از کارآمدترین ابزارهایی که در جمعیت‌شناسی امکان دنبال کردن نسلی از افراد را در گذر زمان فراهم می‌کند، جداول عمر هستند. با کمک این جداول می‌توان میزان و زمان انتقال اعضای یک جمعیت را از وضعیتی[1] به وضعیت دیگر محاسبه کرد (Rogers, 1980: 489). حتی اگر از داده‌های مقطعی برای ساخت جداول عمر استفاده شود، می‌توان به کمک آن‌ها نسل‌های فرضی را در گذر زمان دنبال کرد.

در بررسی وضعیت تأهل، بیش از دو حالت وجود دارد و افراد علاوه بر گذار از وضعیت حیات به مرگ، می‌توانند بین وضعیت‌های «ازدواج‌نکرده»، «متأهل»، «مطلّقه» و «بیوه» نیز جابه‌جا شوند. انتقال افراد بین وضعیت‌های مختلف زناشویی به معنی حذف آن‌ها از جمعیت مورد مطالعه نیست و فرد فقط در صورت فوت‌شدن، از جمعیت مورد نظر حذف می‌شود. هم‌چنین علاوه بر ریزش[2] جمعیت، امکان بازگشت افراد به یک وضعیت زناشویی ترک‌شده نیز وجود دارد و ممکن است جمعیت حاضر در یک وضعیت زناشویی افزایش یابد. از آن‌جا که جداول تک کاهشی قادر به بررسی انتقال بین چند وضعیت مختلف نیستند و هم‌چنین امکان مطالعه بازگشت افراد به یک وضعیت ترک‌شده را نیز ندارند، بایستی از مدل تعمیم‌یافته آن‌ها یعنی جداول عمر چندوضعیتی[3] یا جداول عمر افزایشی-کاهشی[4] استفاده شود (Rogers, 1980: 497). جداول عمر چندوضعیتی حاصل نوآوری در زمینه ساخت جدول عمر هستند و از تعمیم جدول‌های تک‌کاهشی به وجود آمده‌اند. مزیت استفاده از جداول عمر چندوضعیتی نسبت به جداول عمر چندکاهشی[5]، امکان مطالعه بازگشت افراد به یک وضعیت ترک شده است (Willekens et al., 1982: 129). همانند جدول عمر تک‌کاهشی، در جدول‌های چندوضعیتی نیز امید زندگی به عنوان خروجی نهایی محاسبات به شمار می‌آید. امیدزندگی در جدول چندوضعیتی زناشویی به معنای تعداد سال‌هایی است که انتظار می‌رود اعضای هر کوهورت تا پایان عمر خود، در هر یک از وضعیت‌های زناشویی سپری کنند.

مطالعه الگوهای انتقال بین وضعیت‌های مختلف زناشویی با جمع‌آوری داده‌های موجود و تخمین داده‌های مفقود آغاز می‌شود، با محاسبه میزان‌های انتقال و احتمالات مرتبط با آن‌ها ادامه پیدا می‌کند و اغلب با پیش‌بینی‌هایی در مورد آینده خاتمه می‌یابد (Rogers, 1980: 489). به این منظور، در این مقاله نسل‌های فرضی مشتمل بر صدهزار زن ۲۰ ساله در هر یک از وضعیت‌های چهارگانه در نظر گرفته شده‌اند و در گذار از هر گروه سنی، تغییر وضعیت زناشویی آن‌ها و تعداد افراد بازمانده در هر وضعیت برآورد شده است. دلیل انتخاب ۲۰ سالگی به عنوان سن آغازین، شیوع کمتر ازدواج و طلاق و عدم دقت داده‌ها در سنین پایین‌تر بوده است.

[1] State
[2] Attrition
[3] Multi-State Life Table (MSLT)
[4] Increment-Decrement Life Table (IDLT)
[5] Multi-Decrement Life Tables

پیشینه پژوهش

با وجود این‌که جداول عمر چندوضعیتی (افزایشی - کاهشی) در سال‌های اخیر معرفی شده‌اند؛ اما تلاش‌های خوبی در جهت توسعه آن‌ها انجام شده است. جدول عمر چندوضعیتی توسط راجرز[1] در دهه ۱۹۷۰ در جمعیت‌شناسی مطرح شده است. اما در حال حاضر در حوزه‌های گوناگونی استفاده می‌شود (Willekens, 2014: 8). راجرز (۱۹۷۳) جدول عمر تک کاهشی را برای مطالعه هم‌زمان مرگ‌ومیر و مهاجرت جمعیت در یک سیستم چندمنطقه‌ای تعمیم داد و مناطق اقامتی را به عنوان وضعیت‌های مختلف در نظر گرفت. برتری اصلی رویکرد راجرز استفاده از نماد ماتریس بود. وی نشان داد که با استفاده از جبر ماتریس‌ها، مطالعه جمعیت‌های چندوضعیتی به هیچ وجه پیچیده نیست و برخی فرضیات محدودکننده، دیگر مورد نیاز نخواهد بود.

شوئن و نلسون[2] (۱۹۷۴) سعی کردند با تدوین روشی که امکان درنظرگرفتن جابه‌جایی افراد بین وضعیت‌های مختلف زناشویی را فراهم می‌آورد، جداول عمر زناشویی را بهبود بخشند. شوئن (۱۹۷۵) این روش را بسط داد و به فرمول‌هایی برای برآورد احتمال انتقال بین وضعیت‌های مختلف یک جدول عمر افزایشی-کاهشی دست یافت. مزیت اصلی کار شوئن برآورد هم‌زمان تمامی احتمال‌های انتقال، با استفاده از میزان‌های مشاهده‌شده یا میزان‌های جدول عمر بود. راجرز و لدنت[3] (۱۹۷۶) فرمول‌های پیچیده ارائه شده توسط شوئن را با استفاده از نماد ماتریس تا حد زیادی ساده کردند. تلاش مستقل دیگر برای تعمیم مفاهیم جدول عمر در زمینه نیروی کار که شاید از مقاله شوئن الهام گرفته باشد مربوط به هوئم[4] (۱۹۷۷) است. هوئم از دیدگاه آماری به مسئله تحلیل چندوضعیتی نگریست. وی توجه خود را به مفروضات اساسی مدل‌های جدول عمر چندوضعیتی و روابط بین این مفروضات و نظریه فرایندهای تصادفی[5] معطوف کرد و از فرایند مارکف[6] در ارائه مدل خود بهره برد.

کاربرد دیگر جداول عمر چندوضعیتی در زمینه باروری بوده است. ساچیندران[7] و همکاران (۱۹۷۷) و لوتز و ولف[8] (۱۹۸۹) مطالعاتی در این حوزه انجام داده‌اند (Belanger, 1989). از دیگر کاربردهای جدول عمر چندوضعیتی در جمعیت‌شناسی می توان به مطالعات کو[9] و همکاران (۲۰۰۸) در زمینه بررسی تغییر در روش‌های پیشگیری از بارداری، ریمو[10] و همکاران (۲۰۱۸) در زمینه ترتیبات زندگی سالمندان و یانگ و والیجی[11] (۲۰۰۹) در زمینه محاسبه امیدزندگی توأم با سلامتی و بررسی کیفیت زندگی اشاره کرد.

بااین‌حال، در نیمه دوم قرن بیستم تلاش‌های دیگری نیز برای ساخت جداول عمر زناشویی انجام شد که از جمله آن‌ها می‌توان به مطالعات جاکوبسن[12] (۱۹۵۹)، مرتنز[13] (۱۹۶۵) و سیولند و گلیک[14] (۱۹۶۹) اشاره کرد. ویژگی مشترک پژوهش‌های بالا این بود که افراد در گذر زمان دنبال نمی‌شدند و در نتیجه جابه‌جایی آنها بین وضعیت‌های مختلف زناشویی ثبت نشده بود (Schoen & Nelson, 1974: 268).

شوئن (۱۹۷۵) با لحاظ کردن امکان ورود و خروج به هر وضعیت، به معرفی مدل‌های دو وضعیتی و سه وضعیتی پرداخت و در معرفی مدل خود از «میزان‌های واقعه نسبت به جمعیت در معرض[15]» استفاده کرد. وی همچنین دو شیوه متفاوت برآورد درجه اول و سوم[16] را معرفی کرد. هرچند شوئن در این مقاله امکان جابه‌جایی بین وضعیت‌های مختلف زناشویی را در نظر گرفته، اما عدم استفاده از ماتریس، باعث پیچیدگی کار وی شده است. هم‌چنین وی انتقال افراد به وضعیت‌های مختلف را به عنوان یک فرایند مارکف در نظر نگرفته است. شوئن و لند[17] (۱۹۷۹) سعی کردند با تعریف مفهومی به نام جریان[18] و همچنین استفاده از ماتریس و

[1] Rogers
[2] Schoen & Nelson
[3] Ledent
[4] Hoem
[5] Stochastic Process
[6] Markov Process
[7] Suchindran
[8] Lutz & Wolf
[9] Kuo
[10] Raymo
[11] Yang & Waliji
[12] Jacobson
[13] Mertens
[14] Saveland & Glick
[15] Occurance-Exposure rate
[16] Cubic
[17] Schoen & Land
[18] Flow

کمک گرفتن از تکنیک فرایند مارکف، به تکمیل مطالعات قبل از خود بپردازند.

ویلکنز[1] و همکاران (۱۹۸۲) نیز با استفاده از داده‌های سرشماری سال ۱۹۷۰ و همچنین آمارهای ثبتی سال‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۷۱ کشور بلژیک اقدام به ساخت جدول چندوضعیتی زناشویی برای این کشور کرده‌اند. آن‌ها از طریق بکارگیری معادله کولموگروف[2]، احتمال انتقال[3] را با استفاده از مفاهیم نرخ آنی[4] یا شدت انتقال[5] محاسبه کرده‌اند.

اسپنشید[6] (۱۹۸۳) با استفاده از داده‌های پیمایشی که حاوی اطلاعاتی در مورد اشتغال و وضعیت تأهل افراد بود و توسط اداره سرشماری ایالات متحده به صورت ماهانه جمع‌آوری می‌شد، به تدوین جدول عمر چندوضعیتی در زمینه ازدواج پرداخت. مزیت کار وی استفاده از اطلاعات تاریخچه زندگی افراد بود که وی را قادر ساخت جداول عمر زناشویی را به تفکیک برای زنان و مردان و برای سیاه‌پوستان و سفیدپوستان تدوین کند و میانگین سن در اولین ازدواج و میانگین طول عمر ازدواج‌ها را به دست آورد.

کیفیتز[7] (۱۹۸۸) در یک روش ابتکاری با احتساب و بدون احتساب رویدادهای طلاق، بیوگی، ازدواج مجدد و مرگ، تعداد ۱۴ مدل مختلف انتقال بین وضعیت‌های مختلف زناشویی را تفکیک کرد. وی هدف از این کار را شناسایی تأثیر تفکیک‌شده هر یک از این رویدادها در مطالعه ازدواج عنوان کرده است.

ولف (۱۹۸۸) برخلاف مطالعات پیش از خود که فقط سن را عامل ایجاد تفاوت در میزان‌های انتقال می‌دانستند، مدت زمان توقف در هر وضعیت را نیز به عنوان عاملی که باعث تمایز بین میزان‌های انتقال می‌شود، مطرح کرد. به عنوان مثال احتمال طلاق نه تنها به سن افراد بلکه به مدت زمانی که از ازدواج آن‌ها گذشته است نیز بستگی دارد. ولف معتقد بود که لحاظ کردن زمان توقف در هر وضعیت باعث دست‌یابی به جداول دقیق‌تر و با جزییات بیشتر می‌شود و حتی در مواقع استفاده از داده‌های مقطعی، احتساب مدت زمان توقف ضروری می‌نماید (Wolf, 1988: 219). به این ترتیب وی مفهوم «وابستگی به طول زمان[8]» را به ادبیات جدول عمر چندوضعیتی افزود. بلانگر[9] (۱۹۸۹) نیز به تبعیت از ولف مدت زمان توقف در هر وضعیت را در تحلیل خود لحاظ کرد. نقطه تمایز کار بلانگر تفکیک مرتبه اول و دوم واقعه طلاق است. بعلاوه، وی از تکنیک فرایند مارکف استفاده کرده است.

تلاش‌های شوئن و همکارانش که از دهه ۱۹۷۰ برای ساخت جداول چندوضعیتی زناشویی آغاز شده، همچنان ادامه داشته است که از میان آن‌ها می‌توان به شوئن و وینیک[10] (۱۹۹۳)، شوئن و استندیش[11] (۲۰۰۱)، شوئن (۲۰۱۶) و شوئن (۲۰۲۱) اشاره کرد. هم‌چنین باتیدزیاری[12] و همکاران (۲۰۲۰)، کولاتینال[13] و همکاران (۲۰۲۰) و هان[14] و همکاران (۲۰۲۰) نیز از جمله پژوهش‌های اخیر در زمینه محاسبه احتمال شکل‌گیری و انحلال پیوند زناشویی بوده‌اند.

در ایران بیشتر تلاش‌ها در جهت ساخت جدول عمر، معطوف به جداول تک‌کاهشی بوده است. از جمله اقدامات متأخر در این زمینه می‌توان به پژوهش کوششی (۱۳۹۷) اشاره کرد که با استفاده از داده‌های ثبتی مرگ‌ومیر سال ۱۳۹۵، به تدوین جدول عمر برای جمعیت با تابعیت ایرانی پرداخته است. در زمینه جداول عمر چندکاهشی مرتبط با وضعیت زناشویی، مطالعات محدودی در ایران انجام شده که در ادامه به آن‌ها اشاره شده است. میرزایی (۱۳۷۶) در زمینه مفهوم احتمال بقای مرکب، به محاسبه امیدزندگی مشترک زوجین پرداخته است. وی با فرض خطی بودن نمودار بازماندگان در هر سن، رخ دادن ازدواج ها در سنین مختوم به صفر و پنج و هم‌چنین با فرض نبود طلاق، شانس زندگی مشترک از زمان ازدواج تا فوت یکی از زوجین را محاسبه کرده است. درودی‌آهی (۱۳۸۳) به منظور ارائه تصویری از وضعیت ازدواج جوانان در ایران و بررسی تغییرات الگوهای ازدواج و تجرد دو جنس، اقدام به ساخت جدول دوکاهشی زناشویی با استفاده از داده‌های سرشماری سال های ۱۳۵۵، ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ کرده است. در جداول وی دو عامل ازدواج و مرگ سبب کاهش جمعیت اولیه شده و در نهایت سال‌های باقی‌مانده از زندگی که در وضعیت تجرد سپری می‌شود، برای هر سن برآورد شده است.

---

[1] Willekens
[2] Kolmogrov
[3] transition probabilities
[4] Instantaneous rates
[5] Transition intensities
[6] Espenshade
[7] Keyfitz
[8] Duration-Dependence
[9] Belanger
[10] Weinick
[11] Standish
[12] Batidzirai
[13] Kulathinal
[14] Han

رازقی‌نصرآباد و رحیمی (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های سرشماری سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰، جداول خالص زناشویی را برای دو زیرگروه افراد باسواد و بی‌سواد ساخته‌اند که در واقع نوعی جدول عمر دوکاهشی است و ریزش جمعیت اولیه جدول عمر بر اثر ازدواج و مرگ به طور هم‌زمان، به منظور برآورد امیدزندگی مجردی بررسی شده‌است.

کوششی و خلیلی (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های ازدواج بار اول و تعداد طلاق‌های ثبت شده و همچنین ماتریس‌های سن زوج برحسب سن زوجه، با تدوین جداول عمر زناشویی دوکاهشی به تفکیک برای زنان و مردان، سعی در بررسی تغییرات زمان‌بندی ازدواج و الگوهای همسرگزینی سنی داشته‌اند. طی یافته‌های این مقاله درصد تجرد قطعی برای زنان نسل‌های بعد افزایش چشمگیری خواهد داشت وکاهشی که در عمومیت ازدواج از سرشماری ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ آغاز شده، تا ۴۰ سال آینده ادامه خواهد یافت. به طوری که از ۵ درصد برای نسلی که در سال ۱۳۹۵ در سن ۵۰ سالگی بوده، به بیش از ۲۰ درصد برای نسلی که در ۱۴۳۵ در سن ۵۰ سالگی است، خواهد رسید. خلیلی (۱۴۰۰) با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵، به ساخت جداول عمر زناشویی دوکاهشی برای زنان پرداخته و دو فاکتور ازدواج و مرگ را به عنوان عوامل ریزش جمعیت آغازین درنظر گرفته است. این مقاله با استناد به نظریه متابولیسم جمعیتی، درصدد بررسی تاثیر تحصیلات و الگوی همسرگزینی سنی بر سن ازدواج زنان به تفکیک مناطق شهری و روستایی بوده است. با این حال، مطالعات انجام گرفته در ایران صرفا دو عامل ریزش جمعیت آغازین یعنی ازدواج و مرگ را مدنظر قرار داده و امکان بازگشت افراد به یک وضعیت ترک شده را لحاظ نکرده‌اند. خلا پژوهشی که در مطالعه حاضر سعی شده است، به آن پرداخته شود.

چارچوب نظری

افراد دارای مجموعه‌ای از صفات مانند وضعیت تأهل، وضعیت شغلی، وضعیت سلامتی، محل زندگی، سطح درآمد و غیره هستند. هر کدام از این صفات به وسیله متغیرهای مجزا و در طبقات مشخصی نشان داده می‌شوند و ترکیبی از این طبقات، وضعیتی از وجود[1] را تشکیل می‌دهد. هر فرد با توجه به میزان دارا بودن هر یک از این صفات، در یکی از وضعیت ها قرار می‌گیرد و افرادی که مقادیر یکسانی از هر صفت را دارا هستند، وضعیت یکسانی را اشغال می‌کنند. فضای وضعیت[2]، مجموعه‌ای از تمامی وضعیت‌های ممکن است. در عمل یک یا چند صفت برای تعریف فضای وضعیت انتخاب می‌شوند. این که کدام ویژگی انتخاب شود بستگی به سؤال تحقیق دارد. با گذر زمان یک فرد می‌تواند بین وضعیت‌های مختلف حرکت کند. توالی وضعیت‌ها و انتقال بین آن‌ها، مفهومی به نام تاریخچه زندگی[3] را ایجاد می‌کند (Willekens, 2014: 1).

ابوت[4] (۲۰۰۱) دو رویکرد متفاوت را در مطالعات تاریخچه زندگی از یکدیگر تفکیک کرده است. رویکرد اول یک نگاه کلی‌گرایانه به مسیر زندگی دارد و سعی می‌کند الگوهای معمولی را پیدا کند. این رویکرد به طورکلی به عنوان تحلیل توالی وضعیت ها[5] شناخته می‌شود. دیدگاه دوم، تاریخچه زندگی را تحقق یک فرایند تصادفی می‌داند که هدف آن توصیف، تبیین و پیش‌بینی وضعیت ها است. ابزار محقق در رویکرد دوم، مدل‌های احتمالی هستند که برای نشان دادن فرایندهای تصادفی و مدل‌سازی تاریخچه زندگی استفاده می‌شوند.

یکی از این ابزارها که برای مدل‌سازی تاریخچه زندگی به کار می‌رود، مدل‌های چندوضعیتی[6] هستند. این مدل‌ها را می‌توان در زمره روش‌های تحلیل بقاء[7] در نظر گرفت. در حالی که تکنیک‌های تحلیل بقا خود زیرمجموعه‌ای از علم آمار هستند که رخداد[8] های مختلف و زمان وقوع آن‌ها را بررسی می‌کنند. یک واقعه یا رخداد، نتیجه یک فرایند تصادفی است. وقوع رخداد و زمان انتظار برای رخداد، متغیرهای تصادفی[9] با توزیع‌های مشخص هستند (Willekens, 2014: 1).

اطلاعات تاریخچه زندگی عموماً ناقص هستند و کل طول عمر افراد مورد مطالعه را پوشش نمی‌دهند. اگر داده‌ها به‌صورت

[1] State of Existence
[2] State Space
[3] Life histories
[4] Abbott
[5] States Sequence Analysis
[6] Multi-State models
[7] Survival Analysis
[8] Event
[9] Random Variables

گذشته نگر[1] جمع‌آوری شود، مشاهده در تاریخ مصاحبه به پایان می‌رسد و هیچ اطلاعاتی درباره رویدادها و تجربیات پس از آن تاریخ در دسترس نخواهد بود. داده‌های آینده نگر[2] نیز ناقص هستند زیرا وقایع و سایر تجربیات فقط در مدت زمان محدودی ثبت می‌شوند و هم‌چنین شاید اطلاعات در مورد گذشته افراد با جزییات ثبت نشده باشد. برای مقابله با محدودیت‌های داده، مدل‌ها معرفی می‌شوند (Willekens, 2014: 7).

یکی از مدل‌هایی که می‌توان در این زمینه ارائه کرد، بر این فرض استوار است که تاریخچه زندگی، تحقق یک فرایند مارکف است. فرایند مارکف، فرایندی تصادفی است که سیستمی را با چندین وضعیت و تمام حالات ممکن انتقال بین وضعیت‌ها توصیف می‌کند. انتقال‌ها در طول زمان رخ می‌دهند. اگر زمان را به سه دوره گذشته، حال و آینده تفکیک کنیم، طبق یک فرایند مارکف انتقال بین وضعیت‌ها صرفاً به جایگاه کنونی افراد بستگی دارد و از مسیری که در گذشته طی شده، مستقل است (Liggett, 2010: 21).

خاصیت مارکفی یک فرایند را می‌توان به زبان ریاضی نشان داد. اگر مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی $\{X(t), t \geq 0\}$ در اختیار باشد و $X(t)$ طبق فرایند مارکف رفتار کند، آن‌گاه (Privault, 2018: 89):

رابطه (۱)

$$P\{X(t_{n+1}) = j \mid X(t_n) = i_n, X(t_{n-1}) = i_{n-1}, \ldots, X(t_0) = i_0\}$$
$$= P\{X(t_{n+1}) = j \mid X(t_n) = i_n\}$$

برای استفاده از خاصیت مارکف نیاز به درنظرگرفتن شروطی است که از آن‌ها به عنوان فرضیات مارکف یاد می‌شود و به شرح زیر هستند:

۱- بایستی فرض شود که احتمال انتقال از وضعیتی به وضعیت دیگر، فقط به سن کنونی فرد بستگی دارد و مستقل از وضعیت‌هایی است که وی در گذشته در آن‌ها قرار داشته و هم‌چنین مستقل از زمان صرف شده در وضعیت فعلی است.

۲- بایستی فرض شود که جمعیت مورد مطالعه همگن[3] است. طبق این فرض تمام افراد قرارگرفته در یک وضعیت و در یک گروه سنی، احتمال انتقال یکسانی خواهند داشت (Belanger, 1989: 1).

از امتیازات اصلی مدل مارکف این است که امکان پیش‌بینی را فراهم می‌کند. مثلاً می‌توان گفت فردی در یک سن معین که اکنون در وضعیتی مشخص قرار گرفته، در آینده با چه احتمالی وضعیت‌های مختلف را اشغال خواهد کرد. هم‌چنین می‌توان از مدل مارکف برای پیش‌بینی تعداد انتقال‌ها طی یک بازه زمانی مشخص و یا تعداد دفعات اشغال یک وضعیت خاص توسط یک فرد استفاده کرد (Willekens, 2014: 8).

در مدل‌سازی چندوضعیتی، دوره زندگی به‌عنوان یک فرایند مارکف زمان-پیوسته[4] تعریف شده و در قالب معادلات دیفرانسیل بیان می‌شود. پارامترهای این مدل، میزان‌های انتقال آنی[5] (شدت انتقال) هستند که به آن‌ها میزان مخاطره[6] نیز گفته می‌شود. این میزان‌ها از طریق ردیابی وقایع و افراد در معرض واقعه تخمین زده می‌شوند. نکته قابل توجه این که برای تجربه یک واقعه، شخص باید در معرض آن باشد. به عنوان مثال فقط افراد متأهل در معرض خطر طلاق و بیوگی هستند و این وقایع برای یک فرد هرگز ازدواج‌نکرده موضوعیتی ندارند. بنابراین مفهوم ریسک و در معرض واقعه بودن، مفهوم بنیادین مطالعات تاریخچه زندگی است (Willekens, 2014: 2).

برای تخمین میزان مخاطره و احتمال انتقال بین وضعیت‌های مختلف بایستی وقایع در گذر زمان شمارش شده و زمان مواجهه با آنان ردیابی گردد. این کار با استناد به یک نظریه آماری به نام نظریه فرایند شمارش[7] انجام می‌شود (Aalen et al., 2008).

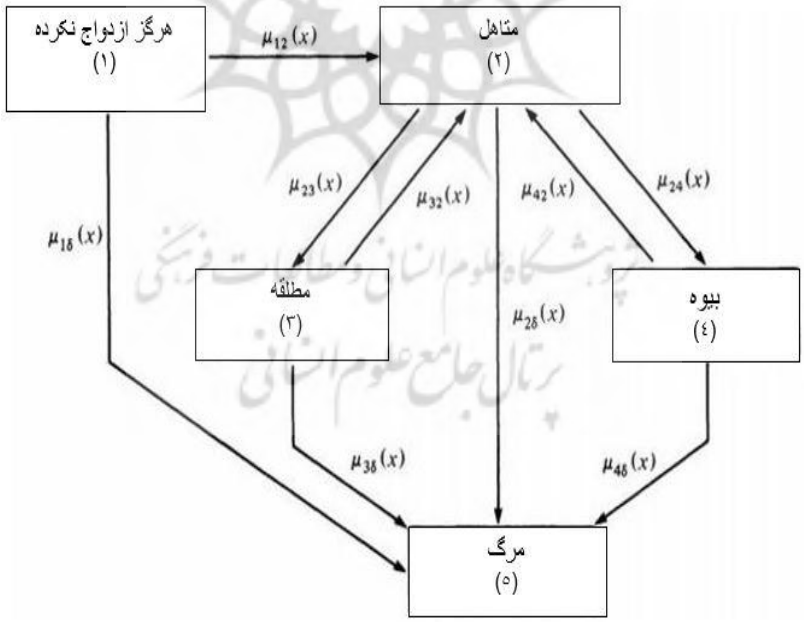
پارامترهای مدل مارکف از داده‌ها تخمین زده می‌شود. با جمع‌آوری داده‌ها در مورد افراد مختلف اما مشابه، می‌توان مدل‌هایی را توصیف کرد که کل تاریخ زندگی را توصیف می‌کنند. تاریخچه زندگی که مبتنی بر چنین داده‌هایی است، تاریخچه زندگی

[1] Retrospective
[2] Prospective
[3] Homogeneous
[4] Continuous-time Markov processes
[5] Instantaneous transition rates
[6] Hazard rate
[7] Counting process theory

ساختگی[1] یا فرضی به شمار می‌آید که برساخته از اطلاعات چندین نفر است و این تجربه جمعی در میزان‌های انتقال خلاصه می‌شوند. تاریخچه زندگی تقریبی[2] در عمل مشاهده نمی‌شود و در مورد یک فرد خاص در نمونه چیزی نمی‌گوید اما در مورد نمونه‌ای که فرد عضوی از آن است حاوی اطلاعات خواهد بود (Willekens, 2014: 8).

اگر احتمال گذار سیستم از وضعیتی به وضعیت دیگر، مستقل از مرحله آن بوده و در طول زمان ثابت بماند، با حالت خاصی از فرایند مارکف مواجه هستیم که به آن زمان - همگن[3] می‌گویند (Tijms, 2003: 83). اما میزان‌های انتقال بین وضعیت‌های مختلف زناشویی عموماً با توجه به سن متفاوت هستند. مثلاً احتمال ازدواج با گذر زمان کاهش می یابد. فرایند مارکفی که بر اساس میزان‌های متغیر در طول زمان ساخته می‌شود، فرایند مارکف زمان ناهمگن[4] نامیده می‌شود. بنابراین اگر بخواهیم در زمینه وضیت تأهل یک فرایند مارکف تعریف کنیم، از آن‌جا که تفاوت میزان‌ها در گذر زمان را لحاظ می‌کنیم، به یک فرایند مارکف زمان ناهمگن خواهیم رسید. بنابراین جدول عمر را می‌توان به عنوان یک فرایند مارکف زمان- پیوسته ، زمان- ناهمگن با فضای حالت متناهی[5] در نظر گرفت.

هدف این مقاله، ساخت یک جدول عمر زناشویی چندوضعیتی، با استفاده از فرایند مارکف است. همان‌طور که در شکل ۱ مشخص است، پنج وضعیت مختلف از هم تفکیک شده‌اند. از جمله مرگ، که وضعیت جاذب[6] است و فقط امکان ورود به این وضعیت وجود دارد و خروج از آن میسّر نیست. از میان وضعیت‌های تأهل چهارگانه نیز امکان ورود و خروج میان سه وضعیت متأهل، مطلّقه و بیوه وجود دارد، ولی در مورد وضعیت ازدواج‌نکرده صرفاً خروج از آن امکان پذیر است و اشخاص پس از یک بار ازدواج کردن، فارغ از مدت دوام ازدواجشان، دیگر جزء جمعیت ازدواج‌نکرده محسوب نمی‌شوند. از اینرو جهت یال‌ها در گراف زیر نشان دهنده انتقال‌های ممکن و منطقی بین وضعیت‌های مختلف است. میزان انتقال آنی بین هر وضعیت با نماد $\mu_{ij}(x)$ مشخص شده‌است. به طوری که x مبیّن سن انتقال، i وضعیت مبدأ فرد و j نیز مقصد فرد خواهدبود. مثلاً $\mu_{32}(x)$ نشان‌دهنده میزان ازدواج مجدد افراد مطلّقه در سن x است. $\mu_{i\delta}(x)$ نیز میزان انتقال فرد از هر وضعیت به مرگ را نشان می‌دهد.



شکل ۱. مدل نظری اقتباس شده از (Willekens et al. 1982)

[1] Synthetic life history
[2] Virtual Life History
[3] Time-Homogeneous
[4] Time inhomogeneous Markov process
[5] Finite-Space
[6] Absorbing state

روش پژوهش و داده‌ها

۱. روش، معادلات و نحوه ساخت جدول عمر زناشویی

از آنجا که هدف نهایی، محاسبه احتمال انتقال افراد بین وضعیت‌های مختلف زناشویی است، جدول عمر[1] را به‌عنوان یک فرایند مارکف در نظر گرفته تا با استفاده از خاصیت مارکف و با به‌کارگیری معادله دیفرانسیلی کولموگروف[2]، بتوان احتمال انتقال را به دست آورد. برای نیل به این هدف بایستی از متغیری به نام شدت انتقال[3] یا میزان انتقال آنی $(\mu_{kj}(x))$ استفاده شود که از نظر مفهومی معادل با مشتق تابع احتمال انتقال است (Namboodiri & Suchindran, 1987: 42) و در ساخت معادله کولموگروف به‌کار می رود.

احتمال این که یک فرد از کوهورت مورد نظر که در سن y، در وضعیت i بوده، n سال دیگر در وضعیت j باشد، با نماد ${}_{iy}l_j(y+n)$ نشان داده می‌شود. اگر به‌جای $y+n$، x قرار دهیم، این احتمال به صورت ${}_{iy}l_j(x)$ باز نویسی می‌شود. آن‌گاه احتمال این که یک فرد که در سن y در وضعیت i بوده، در سن $x+dx$ در وضعیت j قرار بگیرد، با رابطه (۲) نشان داده می‌شود (Willekens et al., 1982: 133):

رابطه (۲)

$$ {}_{iy}l_j(x+dx)=\sum_{k=1}^{N} {}_{iy}l_k(x)\mu_{kj}(x)dx $$

N تعداد کل وضعیت‌های غیرجاذب (گذرا) است. در موضوع وضعیت تأهل، ۴ وضعیت غیرجاذب ازدواج‌نکرده، متأهل، مطلّقه و بیوه در نظر گرفته می‌شود.

می‌توان رابطه (۲) را به منظور دست‌یابی به معادله کولموگروف به گونه‌ای دیگر بازنویسی کرد (Willekens et al. 1982: 133). نتیجه در رابطه (۳) قابل مشاهده است.

رابطه (۳)

$$ \frac{{}_{iy}l_j(x+dx)-{}_{iy}l_j(x)}{dx}=-\hat{\mu}_{jj}(x)\,{}_{iy}l_j(x)+\sum_{k\neq j}\mu_{kj}(x)\,{}_{iy}l_k(x) $$

$$ \frac{d}{dx}\,{}_{iy}l_j(x)=-\hat{\mu}_{jj}(x)\,{}_{iy}l_j(x)+\sum_{k\neq j}\mu_{kj}(x)\,{}_{iy}l_k(x)=-\mu(x)\,{}_{y}\mathrm{I}(x) $$

رابطه (۳) یا معادله کولموگروف، تغییرات احتمال بقاء را به عنوان تابعی از شدت انتقال نشان می‌دهد. $\mu(x)$ در واقع ماتریس شدت انتقال و ${}_{y}\mathrm{I}(x)$ ماتریس احتمال انتقال است. برای حل‌کردن معادله کولموگروف، می توان آن را با یک معادله انتگرالی جایگزین کرد (Willekens et al., 1982: 134). در رابطه (۴) معادله انتگرالی جایگزین معرفی شده است.

رابطه (۴)

$$ {}_{y}\mathrm{I}(x)={}_{y}\mathrm{I}(y)-\int_0^n \mu(y+t)\,{}_{y}\mathrm{I}(y+t)dt,(n=x-y) $$

برای حل انتگرال مذکور، بازه سنی (y,x) را به زیر بازه‌هایی به طول h تقسیم می‌کنیم:

رابطه (۵)

$$ [{}_{y}\mathrm{I}(y+h)={}_{y}\mathrm{I}(y)-\int_0^h \mu(y+t)\,{}_{y}\mathrm{I}(y+t)dt, $$

$$ {}_{y}\mathrm{I}(y+2h)={}_{y}\mathrm{I}(y+h)-\int_0^h \mu(y+h+t)\,{}_{y}\mathrm{I}(y+h+t)dt, $$

$$ \vdots $$

$$ {}_{y}\mathrm{I}(x+h)={}_{y}\mathrm{I}(x)-\int_0^h \mu(x+t)\,{}_{y}\mathrm{I}(x+t)dt.] $$

از طرف دیگر ماتریس احتمال شرطی به صورت زیر تعریف می‌شود (Willekens et al. 1982: 134):

---

[1] برای آگاهی کامل از روش ساخت جدول عمر چند وضعیتی، می‌توان به آثار نامبودیری و ساچیندران (۱۹۸۷)، ویلکنز و همکاران (۱۹۸۲) و کیفیتز (۱۹۸۸) مراجعه کرد.
[2] Kolmogrov differential equation
[3] Transition Intensities

رابطه (۶)

$$P(x)=\begin{bmatrix} p_{11}(x) & p_{12}(x) & \dots & p_{1N}(x) \\ p_{21}(x) & p_{22}(x) & \cdots & p_{2N}(x) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{N1}(x) & p_{N2}(x) & \dots & p_{NN}(x) \end{bmatrix}$$

به‌طوری‌که $p_{ij}(x)$ نشان می‌دهد فردی که در سن x در وضعیت i قرار دارد، با چه احتمالی در سن $x+h$ در وضعیت j قرار می‌گیرد. فرض می‌شود که این احتمال مستقل از وضعیت اشغال‌شده در سن y است و فقط به وضعیت فرد در ابتدای بازه h بستگی دارد. با توجه به این تعریف و بازه‌های افرازشده در بالا، درایه‌های ماتریس احتمال شرطی در رابطه (۶) را می‌توان از طریق زیر محاسبه کرد (Willekens et al., 1982: 134):

رابطه (۷)

$$P(x)={}_{y}\mathrm{I}(x+h)\left[{}_{y}\mathrm{I}(x)\right]^{-1}$$

مقایسه ${}_{y}\mathrm{I}(x+h)$ در روابط (۵) و (۷) نشان می‌دهد که احتمال انتقال را می‌توان به عنوان تابعی از میزان‌های انتقال نیز به دست آورد (Willekens et al., 1982: 135):

رابطه (۸)

$$P(x)=\left[\mathrm{I}-\int_{0}^{h}\mu(x+t)\,{}_{x}\mathrm{I}(x+t)\left[{}_{y}\mathrm{I}(x)\right]^{-1}dt\right]$$

از آنجا که تابع $\mu(x)$ قابل مشاهده نیست بایستی با اعمال تغییراتی، امکان محاسبه ماتریس احتمال انتقال را با استفاده از عناصر ملموس و قابل محاسبه‌ای همچون ${}_{y}L(x)$ و $m(x)$ فراهم کرد.

راجرز و لدنت (۱۹۷۶: ۲۸۷)، ویلکنز و راجرز (۱۹۷۸: ۵۰)، ویلکنز و همکاران (۱۹۸۲: ۱۳۵) و کیفیتز (۱۹۸۸: ۱۱۸) به راهکاری جایگزین برای محاسبه ماتریس احتمال انتقال با استفاده از ماتریس شدت انتقال اشاره کرده‌اند. از آنجا که میزان‌های انتقال ویژه سنی $(m(x))$، برآوردی برای ماتریس شدت انتقال $[\mu(x)]$ هستند، در صورتی که میزان‌های انتقال ویژه سنی برای سنین مختلف در اختیار باشد، می‌توان ماتریس شدت انتقال را به دست آورده و با استفاده از آن، احتمال بقاء را محاسبه کرد.

رابطه (۹)

$$[P(x)]=\left[\mathrm{I}+\left(\frac{h}{2}\right)[\mu(x)]\right]^{-1}\left[\mathrm{I}-\left(\frac{h}{2}\right)[\mu(x)]\right]$$

پس از به‌دست‌آوردن ماتریس احتمال انتقال، از آن‌جا که درایه‌های این ماتریس از جنس احتمال هستند، جمع سطری آن‌ها به علاوه احتمال مرگ در هر سطر باید برابر با ۱ شود. بنابراین احتمال انتقال به مرگ از هر وضعیت، از رابطه زیر به‌دست خواهدآمد:

رابطه (۱۰)

$$q_{i\delta}(x)=1-\sum_{j=1}^{N}p_{ij}$$

محاسبه ماتریس احتمال انتقال، راه را برای محاسبه سایر مقادیر جدول عمر چندوضعیتی هموار می‌کند. در گام بعدی، می‌توان میانگین سال‌های عمر شده در هر وضعیت، در بازه زمانی $(x,x+h)$، توسط افراد y ساله را محاسبه کرد که برای نشان دادن این مقدار از نماد $\lfloor {}_{y}L(x) \rfloor$ استفاده می‌شود.

از شاخص $\lfloor {}_{y}L(x) \rfloor$ برای برآورد مدت زمانی که افراد در هر گروه سنی در وضعیت‌های مختلف سپری می‌کنند استفاده می‌شود. دو حالت مختلف برای محاسبه $\lfloor {}_{y}L(x) \rfloor$ قابل تفکیک است:

حالت اول زمانی است که بخواهیم میانگین سال‌های عمر شده در وضعیت‌های مختلف زناشویی را در هر گروه سنی برای اعضای هر کوهورت محاسبه کنیم. در این حالت مقدار y در شاخص $\lfloor {}_{y}L(x) \rfloor$ سن کوهورت مورد نظر را مشخص می‌کند.

حالت دوم زمانی است که بخواهیم میانگین سال‌های سپری شده در وضعیت‌های مختلف زناشویی بین سنین x تا $x+h$ سالگی را برای افراد بازمانده تا سن χ محاسبه کنیم. واضح است که در این حالت $y=x$ خواهد بود و شاخص $[{}_{x}L(x)]$ میانگین

سال‌های سپری شده در هر وضعیت زناشویی در گروه سنی $(x, x+h)$ را برای افراد بازمانده تا ابتدای این بازه سنی نشان خواهد داد. به عنوان مثال $\left[{}_{0}L(25)\right]$ به این معناست که افراد صفر ساله پس از رسیدن به سن ۲۵ سالگی، در گذر از گروه سنی (۲۵-۳۰) سالگی به طور میانگین چه مدت زمانی را در هر وضعیت زناشویی سپری می‌کنند و $\left[{}_{25}L(25)\right]$ چنین تعبیر می‌شود که افراد ۲۵ ساله در گروه سنی (۲۵-۳۰) سالگی به طور میانگین چه مدتی را در وضعیت‌های مختلف زناشویی می‌گذرانند.

کیفیتز (۱۹۸۵: ۳۵۸) برای برآورد $\left[{}_{y}L(x)\right]$ دو تقریب متفاوت درجه اول و درجه سوم را در نظر گرفته است:

رابطه (۱۱)

$$\left[{}_{y}L(x)\right]=\left(\frac{h}{2}\right)\left[{}_{y}l(x)+{}_{y}l(x+h)\right]$$

رابطه (۱۲)

$$\left[{}_{y}L(x)\right]=\left(\frac{13h}{24}\right)\left[{}_{y}l(x)+{}_{y}l(x+h)\right]$$
$$-\left(\frac{h}{24}\right)\left[{}_{y}l(x-h)+{}_{y}l(x+2h)\right]$$

ماتریس $\left[{}_{y}l(x)\right]$ در دو رابطه بالا، احتمال بقای اعضای هر کوهورت و قرار گرفتن در وضعیت‌های مختلف زناشویی در سن دقیق x را نشان می‌دهد و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (Keyfitz, 1988: 119):

رابطه (۱۳)

$$\left[{}_{y}l(x+5)\right]=\left[\left[{}_{y}l(x+5)\right]\times\left[{}_{y}l(x)\right]^{-1}\right]\left[\left[{}_{y}l(x)\right]\times\left[{}_{y}l(x-5)\right]^{-1}\right]\cdots$$
$$\cdots\left[\left[{}_{y}l(y+5)\right]\times\left[{}_{y}l(y)\right]^{-1}\right]\times\left[{}_{y}l(y)\right]$$

رابطه (۱۴)

$$\left[{}_{y}l(x+5)\right]=\left[P(x)\right]\times\left[P(x-5)\right]\times\cdots\times\left[P(y)\right]\times\left[{}_{y}l(y)\right]$$

طبق رابطه (۱۴)، برای به دست آوردن احتمال بقاء از سن y تا سن x، بایستی ماتریس‌های احتمال انتقال در هر گروه سنی واقع در این بازه زمانی را در هم ضرب نماییم. در ادامه، ازین خاصیت برای محاسبه احتمال بقای زنان در وضعیت‌های مختلف زناشویی در بازه سنی ۴۰ تا ۶۰ سالگی استفاده شده است. لازم به ذکر است که این بازه سنی به عنوان مثال درنظر گرفته شده و هر بازه سنی دیگری نیز با این روش قابل محاسبه است.

همانند جدول عمر تک کاهشی می‌توان با جمع زدن مقادیر $\left[{}_{y}L(x)\right]$، مجموع کل نفر-سال های عمر شده فراتر از سن x توسط افراد واقع در سن y که در واقع همان $\left[{}_{y}T(x)\right]$ است را به دست آورد. در نهایت امیدزندگی $[{}_{y}e(x)]$ که خروجی نهایی جدول عمر است، برای وضعیت‌های مختلف قابل محاسبه خواهد بود.

۲. داده‌های مورداستفاده

برای اجرای تحلیل چندوضعیتی در زمینه ازدواج، نیاز به داده‌هایی است که جابه‌جایی بین وضعیت‌های تأهل را در طول زندگی افراد نشان دهد (Espenshade, 1983: 6). یعنی افراد در گذر زمان دنبال شوند و با ثبت وضعیت تأهل آن ها به صورت مستمر، زمان دقیق انتقال بین وضعیت‌های مختلف، سن افراد حین انتقال و مدت زمان باقی ماندن در هر وضعیت به دست آید و در نهایت سن فوت و آخرین وضعیت تأهل نیز ثبت شود. اما در صورت در دسترس نبودن داده‌های طولی، به ناچار بایستی از داده های مقطعی که دلالت به یک نسل فرضی دارند استفاده شود. به گفته اسپنشید (۱۹۸۲: ۱۰۲۸) «میزان‌های قابل مشاهده واقعه نسبت به جمعیت در معرض[1]» که وقوع تمام انتقال‌های ممکن را می‌سنجند، می‌توانند به عنوان نقطه شروع تدوین جدول‌های چندوضعیتی استفاده شوند. برای ساخت چنین میزان‌هایی می‌توان از داده‌های سرشماری، داده‌های حیاتی ثبت شده و یا داده‌های حاصل از بررسی‌های

[1] Observed occur- rence-exposure rates

گذشته‌نگر[1] استفاده کرد (Etikan et al., 2017: 83).

به دلیل عدم وجود داده‌های طولی وضعیت تأهل در کشور برای ساخت میزان‌های مذکور، ، از داده‌های مقطعی برگرفته از نتایج سرشماری سال ۱۳۹۵ و داده‌های ثبتی ازدواج و طلاق آن سال استفاده شده است. هم‌چنین روش‌های غیرمستقیم برای برآورد داده های ناموجود به کار رفته‌اند. علاوه بر این، هرچند داده‌های مربوط به وضعیت زناشویی در سرشماری و ثبت‌احوال برای سنین بالاتر از ۱۰ سال در دسترس است، اما به دلیل دقت پایین و عدم هم‌خوانی این دو منبع داده در سنین زیر ۲۰ سال، میزان‌های برآورد شده برای دو گروه سنی (۱۰-۱۴) و (۱۵-۱۹) پذیرفتنی نیستند. به‌طوری که تعداد افراد زیر ۲۰ سالی که طبق داده‌های ثبت‌احوال در سال ۱۳۹۵ ازدواج مجدد کرده‌اند، از تعداد افراد مطلقه و بیوه در سرشماری سال ۱۳۹۵ بیشتر بوده‌اند و احتمال انتقال از وضعیت مطلقه و بیوه به وضعیت متاهل _که نشان‌دهنده ازدواج مجدد است_ برای افراد زیر ۲۰ سال بیشتر از ۱ برآورد شده است. با توجه به ماهیت احتمال که بایستی همواره مقداری بین (۱و۰) باشد، یافته‌ها برای سنین زیر ۲۰ سال مردود خواهد بود. احتمالاً این اتفاق به دلیل کم‌اظهاری تعداد زنان مطلّقه و بیوه برای زنان زیر ۲۰ سال در سرشماری سال ۱۳۹۵ رخ داده و احتمالاً وضعیت زناشویی این گروه از زنان، «هرگز ازدواج نکرده» عنوان شده است. این مشکل در سنین بالای ۲۰ سال مشاهده نشده و بنابراین برآوردها برای افراد ۲۰ ساله و بزرگتر ارائه شده است.

برای تشکیل «میزان‌های واقعه نسبت به جمعیت در معرض» به داده‌های زیر نیاز است:

الف) جمعیت زنان واقع در هر یک از وضعیت‌های تأهل در میانه سال ۱۳۹۵ به تفکیک سن: جمعیت زنان واقع در هر وضعیت تأهل بر حسب سن، از نتایج سرشماری سال ۱۳۹۵ استخراج شده است.

ب) تعداد ازدواج‌ها در سال ۱۳۹۵ برای زنان، به تفکیک سن، مرتبه ازدواج و وضعیت تأهل قبلی: این داده پس از درخواست از سازمان ثبت‌احوال در اختیار نگارندگان قرار گرفت. در این داده تعداد ازدواج‌های صورت‌گرفته برای زنان تا مرتبه پنجم به تفکیک آمده‌است. از آن‌جا که ازدواج‌های مرتبه سوم به بعد فراوانی بسیار کمی دارند، ازدواج‌های مرتبه دوم و بیشتر در یک دسته ادغام شدند. اما وضعیت تأهل زنان، قبل از ازدواج مشخص نیست. برای تفکیک انتقال بین وضعیت‌های مختلف، دانستن آخرین وضعیت تأهل افراد ضروریست. بنابراین بایستی به طریقی وضعیت تأهل زنان قبل از ازدواج برآورد شود. به این منظور تمایزی بین ازدواج مرتبه اول و سایر دفعات ازدواج قائل می‌شویم. با این توجیه که فردی که برای بار اول ازدواج می‌کند، از وضعیت ازدواج‌نکرده به وضعیت متأهل منتقل می‌شود ولی ازدواج‌های مرتبه دوم به بعد در واقع ازدواج مجدد زنان طلاق‌گرفته و زنان بیوه به‌شمار می‌آیند. اقدام بعدی که باید صورت گیرد، تفکیک ازدواج مجدد زنان بیوه و زنان مطلّقه است. از آن‌جا که پس از مرور تحقیقات مرتبط، نکته قابل استنادی در مورد میزان ازدواج مجدد به تفکیک وضعیت بیوه و مطلّقه به دست نیامد، فرض شد که میزان ازدواج مجدد افراد بیوه و مطلّقه در هر گروه سنی برابر است و به نسبت فراوانی هر یک از این دو گروه، تعداد ازدواج‌های مجدد بین آن دو توزیع شد. در واقع سهم جمعیت هر یک از این دو گروه از مجموع جمعیت آن‌ها، به عنوان وزنی برای تفکیک تعداد ازدواج های مجدد مورد استفاده قرار گرفته است.

ج) تعداد طلاق‌های ثبت شده برای زنان در سال ۱۳۹۵ به تفکیک سن: تعداد طلاق‌های ثبت شده برای زنان در سال ۱۳۹۵ به تفکیک سن، از سالنامه آماری سازمان ثبت‌احوال استخراج شده است.

د) تعداد زنان بیوه شده در سال ۱۳۹۵ به تفکیک سن: متأسفانه، آماری از تعداد زنان بیوه‌شده در یک دوره زمانی خاص (مثلاً یک سال تقویمی) در دسترس نیست. از اینرو بایستی تعداد زنان بیوه‌شده در سال ۱۳۹۵ از طریق آمار مرگ‌ومیر مردان برآورد شود. به این منظور، با استفاده از داده‌های مرگ‌ومیر مردان مندرج در سالنامه آماری ثبت‌احوال، برآورد انجام شده است.

در مرحله اول، با استناد به وزن‌های مطرح شده در مطالعه چیونگ[2] (۲۰۰۰) که به مرگ‌ومیر افتراقی بر حسب وضعیت تاهل پرداخته، تعداد مرگ مردان متأهل در سال ۱۳۹۵ برآورد شده است. برای این‌که مشخص شود مرگ مردان در هر گروه سنی، منجر به بیوه شدن زنان در کدام گروه سنی می‌شود، بایستی اختلاف سنی بین زوجین محاسبه شود. برخی مطالعات مانند کریشنامورتی[3] (۱۹۷۹) و بلانگر (۱۹۸۹) یک عدد ثابت را به عنوان اختلاف سنی زوجین برای همه گروه‌های سنی بکار برده اند. ویلکنز و همکاران (۱۹۸۲) نیز فرض کرده‌اند فوت مردان در هر گروه سنی، منجر به بیوه‌شده زنان در همان گروه سنی می‌شود. در این پژوهش، برای این که صرفاً به یک عدد به عنوان اختلاف سنی زوجین در تمام گروه‌های سنی اکتفا نشود، به «ماتریس توزیع سنی زوجین در

[1] Retrospective survey
[2] Cheung
[3] Krishnamoorthy

زمان ازدواج» مندرج در سالنامه آماری سال ۱۳۹۵ استناد شده و اختلاف سنی زوجین در هر گروه سنی برآورد شده است. سپس تعداد زنان بیوه شده در هر گروه سنی با استناد به تعداد مرگ مردان متأهل برحسب گروه سنی و اختلاف سنی بین زوجین محاسبه شده است.

جدول ۱. مرگ و میر وضعیت‌های مختلف زناشویی در مقایسه با وضعیت متاهل

وضعیت زناشویی	همه علل مرگ	بیماری‌های قلبی و عروقی	سرطان‌ها	سایر علل
متأهل	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰
مجرد	۱,۱۲	۱,۰۱	۱,۳۶	۱,۶۴
مطلقه	۱,۲۹	۱,۰۳	۱,۴۸	۱,۳۳
بیوه	۱,۱۳	۱,۰۸	۰,۹۵	۱,۴۱

منبع: چیونگ، ۲۰۰۰: ۹۵

ه) تعداد زنان فوت‌شده در سال ۱۳۹۵ به تفکیک سن و وضعیت تأهل: در سالنامه آماری سال ۱۳۹۵ سازمان ثبت‌احوال، تعداد مرگ‌ومیر زنان به تفکیک گروه‌های سنی مندرج است. اما مرگ‌ومیر به تفکیک وضعیت تأهل در اختیار نیست. در بعضی از مقالات از جمله کریشنامورتی (۱۹۷۹: ۱۴۵) و هوئم (۱۹۷۷)، از تفاوت مرگ‌ومیر بر حسب وضعیت تأهل چشم‌پوشی شده و مرگ در وضعیت‌های تأهل مختلف، یکسان فرض شده است. در این پژوهش برای افزایش دقت برآوردها، به جای پذیرفتن فرض برابری مرگ‌ومیر در وضعیت‌های مختلف زناشویی، سعی شده با استناد به یافته‌های چیونگ (۲۰۰۰) در مورد مرگ‌ومیر افتراقی، تأثیر وضعیت تأهل بر مرگ زنان لحاظ شود (جدول ۱).

جدول۲. برآورد تعداد مرگ زنان در سال ۱۳۹۵، به تفکیک گروه سنی و وضعیت تأهل

گروه سنی	تعداد مرگ زنان	تعداد مرگ زنان مجرد	تعداد مرگ زنان متأهل	تعداد مرگ زنان مطلقه	تعداد مرگ زنان بیوه
(۱۴-۱۰)	۹۳۵	۹۲۱	۱۱	۲	۱
(۱۹-۱۵)	۱۲۷۲	۱۰۲۲	۲۴۴	۶	۱
(۲۴-۲۰)	۱۵۹۵	۷۳۵	۸۳۱	۲۶	۳
(۲۹-۲۵)	۲۵۲۳	۶۴۲	۱۸۰۴	۶۸	۱۰
(۳۴-۳۰)	۲۹۷۵	۴۹۱	۲۳۴۶	۱۱۴	۲۴
(۳۹-۳۵)	۲۷۸۹	۳۲۰	۲۲۹۸	۱۲۲	۴۹
(۴۴-۴۰)	۲۷۸۱	۲۰۷	۲۳۵۸	۱۱۹	۹۸
(۴۹-۴۵)	۳۶۴۲	۱۷۶	۳۰۸۹	۱۵۰	۲۲۷
(۵۴-۵۰)	۴۷۱۴	۱۵۷	۳۸۸۵	۱۷۵	۴۹۶
(۵۹-۵۵)	۶۹۴۶	۱۵۹	۵۳۹۷	۲۱۲	۱۱۷۸
(۶۴-۶۰)	۹۳۷۶	۱۵۱	۶۴۹۶	۲۲۵	۲۵۰۳
۶۵ و بیشتر	۱۰۱۰۹۶	۱۰۱۳	۴۲۰۹۴	۱۴۴۹	۵۶۵۴۱
جمع	۱۴۰۶۴۴	۵۹۹۲	۷۰۸۵۳	۲۶۶۹	۶۱۱۳۰

برای تفکیک مرگ زنان بر حسب وضعیت زناشویی، ابتدا فرض شده که میزان مرگ در بین وضعیت‌های مختلف زناشویی برابر است و تعداد مرگ در هر وضعیت زناشویی، متناسب با فراوانی نسبی جمعیت آن وضعیت بوده است. به عنوان مثال، در گروه سنی (۲۴-۲۰) ساله‌ها که ۵۵ درصد زنان متاهل بوده‌اند، ۵۵ درصد مرگ‌ها به زنان متاهل تخصیص داده شده است. در مرحله بعد، وزن های محاسبه شده در جدول ۱ اعمال شده‌اند. به این طریق که تعداد مرگ وضعیت‌های ازدواج‌نکرده، مطلقه و بیوه به ترتیب در ۱/۱۲، ۱/۲۹ و ۱/۱۳ ضرب شده و مرگ وضعیت متأهل بدون تغییر باقی مانده است. اما این کار سبب افزایش تعداد مرگ ها می‌شود. برقراری تناسب این امکان را در اختیار می‌گذارد که با وجود اعمال وزن های چیونگ، از افزایش تعداد مرگ ها جلوگیری کرده و صرفا تغییری در سهم مرگ هر وضعیت زناشویی ایجاد کرده باشیم (جدول ۲).

یافته‌ها

نتایج و یافته‌های پژوهش در سه قسمت با عناوین «محاسبه ماتریس‌های احتمال انتقال»، «محاسبه ماتریس‌های احتمال بقاء»، «محاسبه امیدزندگی زناشویی» ارائه می‌شوند.

۱. محاسبه ماتریس‌های احتمال انتقال

همان‌طور که در قسمت روش تحقیق توضیح داده شد، بر اساس معادله کولموگروف، احتمال انتقال بین وضعیت‌های زناشویی در هر گروه سنی، تابعی از شدّت انتقال است. از طرفی طبق رابطه (۹)، میزان انتقال ویژه سنی را می توان به عنوان برآوردی برای شدت انتقال در نظر گرفت. بنابراین با محاسبه میزان‌های انتقال ویژه سنی می‌توان شدّت انتقال را برآورد کرده و پس از آن ماتریس‌های احتمال انتقال را محاسبه کرد. ضرورت محاسبه ماتریس‌های احتمال انتقال، استفاده از آن‌ها در برآورد ماتریس‌های احتمال بقاست که خود، مقدمه محاسبه امیدزندگی هستند. پیش‌نیاز محاسبه میزان‌های انتقال ویژه سنی نیز تفکیک تعداد انتقال‌ها بین وضعیت‌های مختلف برحسب وضعیت مبدأ و هم‌چنین برحسب گروه‌های سنی است.

در جدول ۳ ماتریس‌های احتمال انتقال به تفکیک وضعیت‌های زناشویی و گروه‌های سنی ارائه شده‌اند. همانطور که مشاهده می‌شود که با افزایش سن، احتمال مرگ زنان در هر وضعیت زناشویی افزایش می‌یابد و این افزایش روندی صعودی دارد.

در مورد زنان هرگز ازدواج‌نکرده، احتمال مجرد ماندن این زنان تقریبا تا ۳۰ سالگی روندی کاهشی دارد و پس از این سن روندی افزایشی به خود می‌گیرد و برعکس احتمال متأهل شدن زنان ازدواج‌نکرده تقریبا تا سن ۳۰ سالگی روندی افزایشی و پس از آن روندی کاهشی دارد. هم‌چنین می‌توان گفت که با افزایش سن، احتمال طلاق گرفتن روندی کاهشی داشته و احتمال بیوه‌گی افزایش می‌یابد. البته احتمال بیوه شدن در سنین بالا با نوساناتی همراه است و یک روند یکسان صعودی را طی نمی‌کند. در مورد گروه سنی آخر، از آن‌جا که بازه سنی مانند سایر گروه‌ها ۵ ساله نیست، دقت داده‌های برآورد شده از سایر گروه‌ها کمتر است و به نظر می‌رسد بایستی در بررسی روند تغییرات، گروه سنی آخر لحاظ نشود.

جدول ۳. احتمال انتقال زنان بین وضعیت های مختلف زناشویی در هر گروه سنی

گروه سنی	احتمال انتقال از وضعیت هرگز ازدواج نکرده به					گروه سنی	احتمال انتقال از وضعیت متاهل به				
	مرگ	ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه		مرگ	ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه
۲۰-۲۴	۰,۰۰۲۶	۰,۵۱۴۰۳	۰,۴۶۹۲۴	۰,۰۱۳۰۵	۰,۰۰۱۰۴	۲۰-۲۴	۰,۰۰۲۴۳	۰	۰,۹۳۹۳	۰,۰۵۳۹۶	۰,۰۰۴۳۱
۲۵-۲۹	۰,۰۰۳۲	۰,۵۲۸۰۳	۰,۴۵۶۵۵	۰,۰۱۰۸۴	۰,۰۰۱۲۱	۲۵-۲۹	۰,۰۰۳۰۲	۰	۰,۹۴۵۶۲	۰,۰۴۶۱۸	۰,۰۰۵۱۸
۳۰-۳۴	۰,۰۰۳۷	۰,۶۶۷۷۹	۰,۳۲۰۵۱	۰,۰۰۶۷۸	۰,۰۰۰۹۹	۳۰-۳۴	۰,۰۰۳۳۸	۰	۰,۹۴۹۳۲	۰,۰۴۱۲۸	۰,۰۰۶۰۲
۳۵-۳۹	۰,۰۰۴۳	۰,۷۶۵۲۳	۰,۲۲۵۶۷	۰,۰۰۳۸۲	۰,۰۰۰۹۳	۳۵-۳۹	۰,۰۰۳۹۷	۰	۰,۹۵۴۷۸	۰,۰۳۳۱۷	۰,۰۰۸۰۸
۴۰-۴۴	۰,۰۰۵۵	۰,۸۱۱۳۵	۰,۱۷۹۶۴	۰,۰۰۲۱۸	۰,۰۰۱۲۴	۴۰-۴۴	۰,۰۰۵۰۷	۰	۰,۹۵۷۵۳	۰,۰۲۳۸۱	۰,۰۱۳۵۹
۴۵-۴۹	۰,۰۰۸۳	۰,۸۶۰۵۵	۰,۱۲۸۱۳	۰,۰۰۱۱۵	۰,۰۰۱۸۵	۴۵-۴۹	۰,۰۰۷۵۰	۰	۰,۹۴۶۷۱	۰,۰۱۷۶۰	۰,۰۲۸۱۸
۵۰-۵۴	۰,۰۱۳۰	۰,۸۹۷۴۰	۰,۰۸۷۱۶	۰,۰۰۰۵۸	۰,۰۰۱۷۹	۵۰-۵۴	۰,۰۱۱۸	۰	۰,۹۳۵۲۲	۰,۰۱۳۰۷	۰,۰۳۹۹۱
۵۵-۵۹	۰,۰۲۲۱	۰,۹۰۵۱۰	۰,۰۶۷۵۷	۰,۰۰۰۳۲	۰,۰۰۴۸۰	۵۵-۵۹	۰,۰۲۰۱	۰	۰,۸۴۰۱۶	۰,۰۰۸۸۶	۰,۱۳۰۸
۶۰-۶۴	۰,۰۳۸۳	۰,۹۰۱۸۶	۰,۰۵۵۶۷	۰,۰۰۰۱۸	۰,۰۰۳۳۹	۶۰-۶۴	۰,۰۳۴۷	۰	۰,۸۲۸۰۳	۰,۰۰۵۹۶	۰,۱۳۱۲۹
+۶۵	۰,۱۹۳۱	۰,۷۹۲۳۲	۰,۰۱۳۶۱	۰,۰۰۰۰۲	۰,۰۰۰۷۸	+۶۵	۰,۱۷۵۷	۰	۰,۷۱۲۰۳	۰,۰۰۲۸۵	۰,۱۰۹۴۱
گروه سنی	احتمال انتقال از وضعیت مطلقه به					گروه سنی	احتمال انتقال از وضعیت بیوه به				
	مرگ	ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه		مرگ	ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه
۲۰-۲۴	۰,۰۰۲۸	۰	۰,۸۳۰۱۱	۰,۱۶۵۲	۰,۰۰۱۸۴	۲۰-۲۴	۰,۰۰۲۵۸	۰	۰,۸۳۰۲	۰,۰۲۳۱	۰,۱۴۴۱۲
۲۵-۲۹	۰,۰۰۳۴	۰	۰,۵۶۹۶۱	۰,۴۲۵۴۵	۰,۰۰۱۵۱	۲۵-۲۹	۰,۰۰۳۲۸	۰	۰,۵۶۹۶۵	۰,۰۱۳۵۲	۰,۴۱۳۵۵
۳۰-۳۴	۰,۰۰۴۲	۰	۰,۳۵۹۵	۰,۶۳۵۱۸	۰,۰۰۱۱۱	۳۰-۳۴	۰,۰۰۳۷۶	۰	۰,۳۵۹۵۸	۰,۰۰۷۶۱	۰,۶۲۹۰۵
۳۵-۳۹	۰,۰۰۴۹	۰	۰,۲۱۱۳	۰,۷۸۲۹۱	۰,۰۰۰۸۷	۳۵-۳۹	۰,۰۰۴۳۵	۰	۰,۲۱۱۳۶	۰,۰۰۳۵۸	۰,۷۸۰۷۱
۴۰-۴۴	۰,۰۰۶۴	۰	۰,۱۰۸۸	۰,۸۸۳۹۹	۰,۰۰۰۷۵	۴۰-۴۴	۰,۰۰۵۶۱	۰	۰,۱۰۸۹	۰,۰۰۱۳۲	۰,۸۸۴۱۷
۴۵-۴۹	۰,۰۰۹۶	۰	۰,۰۵۹۹۴	۰,۹۲۹۶	۰,۰۰۰۸۶	۴۵-۴۹	۰,۰۰۸۴۵	۰	۰,۰۵۹۹۷	۰,۰۰۰۵۴	۰,۹۳۱۰۴
۵۰-۵۴	۰,۰۱۵۰	۰	۰,۰۳۲۹۴	۰,۹۵۱۳	۰,۰۰۰۶۷	۵۰-۵۴	۰,۰۱۳۲۴	۰	۰,۰۳۲۹۷	۰,۰۰۰۲۲	۰,۹۵۳۵۷
۵۵-۵۹	۰,۰۲۵۵	۰	۰,۰۱۶۸۷	۰,۹۵۶۴۱	۰,۰۰۱۲	۵۵-۵۹	۰,۰۲۲۴۳	۰	۰,۰۱۶۹	۰,۰۰۰۰۸	۰,۹۶۰۵۹
۶۰-۶۴	۰,۰۴۴۱	۰	۰,۰۰۸۲۷	۰,۹۴۷۰۲	۰,۰۰۰۵۹	۶۰-۶۴	۰,۰۳۸۷۸	۰	۰,۰۰۸۲۹	۰,۰۰۰۰۲	۰,۹۵۲۹۱
+۶۵	۰,۲۱۹۳	۰	۰,۰۰۱۵۹	۰,۷۷۸۹۳	۰,۰۰۰۱	+۶۵	۰,۱۹۴۸۴	۰	۰,۰۰۱۶۲	۰,۰۰۰۰۰۲	۰,۸۰۳۵۳

در مورد زنان متأهل می‌توان گفت که احتمال متأهل ماندن این زنان تا سنین میانسالی و رسیدن به سن ۵۵ سالگی در هر گروه سنی تقریباً مشابه است و پس از آن کاهش می‌یابد. در مورد طلاق و بیوگی این گروه از زنان نیز چنانچه مشهود است، با افزایش سن، احتمال طلاق زنان متأهل کم شده و برعکس احتمال بیوه شدن آن‌ها افزایش می‌یابد.

طبق نتایج جدول ۳، احتمال ازدواج مجدد زنان مطلّقه و بیوه بعد از سن ۳۰ سالگی، کاهش محسوسی را تجربه می‌کند و در سنین سالمندی نزدیک به صفر خواهد بود. متقابلاً احتمال باقی‌ماندن در وضعیت مطلّقه و بیوه با افزایش سن، افزوده می‌شود. از آن‌جا که پس از یک بار ازدواج کردن، هر فرد از وضعیت هرگز ازدواج‌نکرده خارج شده و دیگر امکان بازگشت به این وضعیت را ندارد، احتمال انتقال زنان مطلّقه و بیوه و همچنین زنان متأهل به وضعیت هرگز ازدواج‌نکرده در جدول ۳ صفر در نظر گرفته شده است.

۲. محاسبه ماتریس‌های احتمال بقاء

ماتریس‌های احتمال انتقال که در مرحله قبل محاسبه شدند، احتمال تغییر وضعیت زناشویی را در هر گروه سنی نشان می‌دهند و مقدار احتمال‌ها در هر گروه سنی، مستقل از سایر گروه‌های سنی است. اما اگر بخواهیم احتمال قرارگرفتن زنان را در وضعیت‌های مختلف زناشویی پس از گذار از گروه‌های سنی متوالی به دست آوریم، نیاز به معرفی نوع دیگری از احتمال یا همان احتمال بقاء داریم که در رابطه (۱۴) و توضیحات ذیل این رابطه، به نحوه محاسبه این نوع احتمال اشاره شده است.

می‌توان احتمال بقاء را برای زنان واقع در هر سن دلخواه به دست آورد. در این قسمت با استناد به رابطه (۱۴) به عنوان مثال، احتمال بقای زنان ۴۰ ساله در وضعیت‌های مختلف زناشویی تا سن ۶۰ سالگی محاسبه شده است:

رابطه (۱۵)

$$
\begin{aligned}
&\left[{}_{40}l(60)\right]=\left[\left[{}_{40}l(60)\right]\left[{}_{40}l(55)\right]^{-1}\right]\times\left[\left[{}_{40}l(55)\right]\left[{}_{40}l(50)\right]^{-1}\right]\\
&\times\left[\left[{}_{40}l(50)\right]\left[{}_{40}l(45)\right]^{-1}\right]\times\left[\left[{}_{40}l(45)\right]\left[{}_{40}l(40)\right]^{-1}\right]\times\left[{}_{40}l(40)\right],\\
&\left[{}_{40}l(60)\right]\left[{}_{40}l(40)\right]^{-1}=\left[P(55)\right]\times\left[P(50)\right]\times\left[P(45)\right]\times\left[P(40)\right]
\end{aligned}
$$

طبق رابطه (۱۵) بایستی برای محاسبه احتمال بقاء از ۴۰ سالگی تا ۶۰ سالگی، چهار ماتریس احتمال انتقال که در این بازه سنی قرار گرفته‌اند را در هم ضرب کرد. برای این منظور باید از جدول ۳، ماتریس‌های مذکور را استخراج نماییم. نتایج در جدول ۴ ارائه شده است. به‌عنوان مثال، زنان ازدواج‌نکرده ۴۰ ساله با احتمال ۰/۹۵ به سن ۶۰ سالگی می‌رسند. احتمال این که در سن ۶۰ سالگی هم‌چنان در وضعیت ازدواج‌نکرده باشند، ۰/۵۶ و احتمال این‌که در سن ۶۰ سالگی در وضعیت متأهل قرار بگیرند، ۰/۳۰ است. یا مثلا افراد متأهل ۴۰ ساله، با احتمال ۰/۷۱ در ۶۰ سالگی نیز هم‌چنان متأهل هستند. این افراد با احتمال ۰/۰۵ در وضعیت مطلّقه قرار خواهند گرفت و با احتمال ۰/۱۸ نیز در ۶۰ سالگی بیوه خواهند شد. احتمال این که زنان مطلّقه و بیوه ۴۰ ساله، در سن ۶۰ سالگی هم‌چنان در وضعیت مطلّقه و بیوه باشند به ترتیب ۰/۷۵ و ۰/۷۸ است و این دو گروه از زنان با احتمال ۰/۱۵ در ۶۰ سالگی متأهل خواهند بود.

جدول ۴. ماتریس احتمال بقای افراد ۴۰ ساله تا سن ۶۰ سالگی

وضعیت زناشویی	ازدواج‌نکرده	متأهل	مطلّقه	بیوه	مرگ
ازدواج‌نکرده	۰,۵۶۷۱۲	۰,۳۰۹۸۲	۰,۰۱۲۴۰	۰,۰۶۳۳۹	۰,۰۴۷۳
متأهل	۰	۰,۷۱۸۲۹	۰,۰۵۴۴۰	۰,۱۸۲۸۲	۰,۰۴۴۴
مطلّقه	۰	۰,۱۵۹۰۱	۰,۷۵۲۸۹	۰,۰۳۴۲۷	۰,۰۵۳۹
بیوه	۰	۰,۱۵۹۲۴	۰,۰۰۷۰۲	۰,۷۸۵۵۵	۰,۰۴۸۱

۳. محاسبه امیدزندگی زناشویی

هدف از تمامی محاسبات پیشین، تلاش برای برآورد امیدزندگی، به‌عنوان خروجی نهایی جدول عمر بوده است. در جدول ۵ امیدزندگی زناشویی برای زنان هر کوهورت محاسبه شده است. در مورد کوهورت زنان هرگز ازدواج‌نکرده، می‌توان گفت که انتظار می‌رود هر زن ۲۰ ساله ازدواج‌نکرده به طور متوسط حدوداً ۶۵ سال بعد از سن ۲۰ سالگی زنده بماند و از این مدت ۱۱/۶۰ سال را در وضعیت ازدواج‌نکرده، ۵۰/۲۷ سال را در وضعیت متأهل، ۲/۹۱ سال را در وضعیت مطلّقه و ۰/۲۹ سال را در وضعیت بیوه سپری کند. هر یک از زنان کوهورت ازدواج‌نکرده که تا سن ۲۵ سالگی زنده بماند، به طور متوسط حدود ۶۰ سال پس از ۲۵ سالگی عمر

خواهد کرد که ۷/۸۴ سال آن در وضعیت ازدواج‌نکرده و بخش عمده آن یعنی حدود ۴۹ سال در وضعیت متأهل خواهد بود. طبق سطر آخر، انتظار می رود زنان کوهورت ازدواج‌نکرده که تا ۶۵ سالگی زنده مانده‌اند و در این مدت امکان تغییر در وضعیت زناشویی را داشته‌اند، به طور متوسط ۲۳ سال دیگر نیز بعد از ۶۵ سالگی عمر کنند.

هر زن متأهل ۲۰ ساله نیز به طور متوسط حدود ۶۶ سال بعد از ۲۰ سالگی عمر خواهد کرد که انتظار می‌رود حدود ۶۲ سال از این مدت را در وضعیت متأهل سپری کند. زنان این کوهورت که به سن ۲۵ سالگی می‌رسند، به طور متوسط ۶۱/۶۲ سال پس از ۲۵ سالگی زنده خواهند ماند که انتظار می‌رود حدود ۵۷ سال آن در وضعیت متأهل، ۳/۶ سال در وضعیت مطلّقه و ۰/۶۷ سال در وضعیت بیوه باشد. طبق سطر آخر کوهورت زنان متأهل، انتظار می‌رود این گروه از زنان، پس از رسیدن به سن ۶۵ سالگی، ۲۴/۷ سال دیگر عمر کنند و بیش از ۲۲ سال از این مدت را در وضعیت متأهل سپری نمایند.

جدول ۵. محاسبه امیدزندگی زناشویی، به تفکیک وضعیت تاهل

کوهورت زنان ازدواج نکرده ۲۰ ساله					کوهورت زنان متاهل ۲۰ ساله				
سن	وضعیت تاهل				سن	وضعیت تاهل			
	ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه	جمع سطری		ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه	جمع سطری
۲۰	۱۱,۶۱	۵۰,۲۷	۲,۹۱	۰,۲۹	۶۵,۰۸	۲۰	۰	۶۱,۹۹	۳,۷۹	۰,۶۸	۶۶,۴۶
۲۵	۷,۸۴	۴۹,۲۲	۲,۸۹	۰,۲۹	۶۰,۲۴	۲۵	۰	۵۷,۲۸	۳,۶۷	۰,۶۷	۶۱,۶۲
۳۰	۵,۸۹	۴۶,۴۶	۲,۷۸	۰,۲۸	۵۵,۴۲	۳۰	۰	۵۲,۷۶	۳,۴۰	۰,۶۵	۵۶,۸۰
۳۵	۴,۷۷	۴۲,۹۷	۲,۶۰	۰,۲۷	۵۰,۶۱	۳۵	۰	۴۸,۲۶	۳,۱۱	۰,۶۳	۵۱,۹۹
۴۰	۳,۹۸	۳۹,۱۸	۲,۳۹	۰,۲۵	۴۵,۸۰	۴۰	۰	۴۳,۷۷	۲,۸۲	۰,۶۰	۴۷,۱۹
۴۵	۳,۳۶	۳۵,۲۷	۲,۱۶	۰,۲۳	۴۱,۰۳	۴۵	۰	۳۹,۳۲	۲,۵۲	۰,۵۸	۴۲,۴۲
۵۰	۲,۸۵	۳۱,۳۴	۱,۹۳	۰,۲۱	۳۶,۳۴	۵۰	۰	۳۴,۹۴	۲,۲۴	۰,۵۵	۳۷,۷۳
۵۵	۲,۴۱	۲۷,۴۶	۱,۷۰	۰,۱۹	۳۱,۷۷	۵۵	۰	۳۰,۶۸	۱,۹۶	۰,۵۲	۳۳,۱۶
۶۰	۲,۰۳	۲۳,۷۳	۱,۴۸	۰,۱۷	۲۷,۴۱	۶۰	۰	۲۶,۶۲	۱,۷۰	۰,۴۹	۲۸,۸۱
۶۵	۱,۶۹	۲۰,۲۴	۱,۲۸	۰,۱۵	۲۳,۳۶	۶۵	۰	۲۲,۸۸	۱,۴۶	۰,۴۵	۲۴,۷۹
کوهورت زنان مطلقه ۲۰ ساله					**کوهورت زنان بیوه ۲۰ ساله**						
سن	وضعیت تاهل				سن	وضعیت تاهل			
	ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه	جمع سطری		ازدواج نکرده	متاهل	مطلقه	بیوه	جمع سطری
۲۰	۰	۵۳,۸۹	۷,۷۰	۰,۲۵	۶۱,۸۳	۲۰	۰	۵۶,۵۷	۳,۱۰	۵,۰۹	۶۴,۷۶
۲۵	۰	۵۰,۹۴	۴,۸۰	۰,۲۵	۵۶,۹۹	۲۵	۰	۵۴,۶۳	۳,۰۵	۲,۲۳	۵۹,۹۲
۳۰	۰	۴۷,۷۸	۴,۱۴	۰,۲۴	۵۲,۱۶	۳۰	۰	۵۰,۴۸	۲,۹۰	۱,۷۲	۵۵,۱۰
۳۵	۰	۴۳,۴۳	۳,۶۹	۰,۲۲	۴۷,۳۴	۳۵	۰	۴۶,۱۳	۲,۶۸	۱,۴۷	۵۰,۲۸
۴۰	۰	۳۹,۰۴	۳,۲۹	۰,۲۰	۴۲,۵۲	۴۰	۰	۴۱,۷۵	۲,۴۴	۱,۲۹	۴۵,۴۸
۴۵	۰	۳۴,۶۶	۲,۹۱	۰,۱۸	۳۷,۷۴	۴۵	۰	۳۷,۳۸	۲,۱۹	۱,۱۴	۴۰,۷۰
۵۰	۰	۳۰,۳۳	۲,۵۴	۰,۱۶	۳۳,۰۳	۵۰	۰	۳۳,۰۷	۱,۹۵	۱,۰۰	۳۶,۰۱
۵۵	۰	۲۶,۱۱	۲,۱۹	۰,۱۴	۲۸,۴۴	۵۵	۰	۲۸,۸۶	۱,۷۱	۰,۸۷	۳۱,۴۳
۶۰	۰	۲۲,۰۶	۱,۸۶	۰,۱۲	۲۴,۰۴	۶۰	۰	۲۴,۸۴	۱,۴۸	۰,۷۵	۲۷,۰۷
۶۵	۰	۱۸,۲۸	۱,۵۵	۰,۱۰	۱۹,۹۳	۶۵	۰	۲۱,۱۱	۱,۲۷	۰,۶۳	۲۳,۰۲

در مورد کوهورت زنان مطلّقه نیز می‌توان گفت انتظار می‌رود زنان ۲۰ ساله مطلّقه ۶۱/۸۳ سال پس از ۲۰ سالگی عمر کنند و حدود ۵۳ سال از این مدت را در وضعیت متأهل به سر برند و به طور متوسط ۷/۷ سال در وضعیت مطلّقه باقی بمانند. آن تعداد از زنان کوهورت مطلّقه که به ۲۵ سالگی می رسند نیز به طور متوسط ۵۶/۹۹ سال پس از این سن عمر خواهند کرد. طبق آخرین سطر کوهورت زنان مطلّقه، این گروه از زنان پس از رسیدن به سن ۶۵ سالگی و احتمالاً جابه‌جایی بین وضعیت‌های زناشویی در این بازه زمانی، به طور متوسط ۱۹/۹ سال دیگر عمر خواهند کرد که ۱/۵۵ سال آن در وضعیت مطلّقه خواهد بود.

آخرین توضیح جدول ۵ نیز مربوط به زنان کوهورت بیوه است. یعنی زنانی که در ۲۰ سالگی بیوه بوده‌اند. انتظار می‌رود هر یک از اعضای این کوهورت، ۶۴/۷۵ سال پس از ۲۰ سالگی عمر کنند که از این مدت به طور متوسط حدود ۵۶ سال در وضعیت متأهل، ۳/۱ سال در وضعیت مطلّقه و ۵/۰۹ سال در وضعیت بیوه سپری خواهد شد. طبیعتاً تعدادی از زنان این کوهورت، در گروه سنی (۲۰-۲۴) سالگی از دنیا می‌روند و بازماندگان در سن ۲۵ سالگی به طور متوسط ۵۹/۹ سال بعد از ۲۵ سالگی عمر خواهند کرد. طبق سطر آخر این کوهورت، انتظار می‌رود آن گروه از زنان کوهورت بیوه که به ۶۵ سالگی می‌رسند، به طور متوسط ۲۳ سال پس از این سن زنده بمانند.

در جدول ۶ امیدزندگی کوهورت‌های مختلف زناشویی با یکدیگر مقایسه شده‌اند و اختلاف امیدزندگی وضعیت‌های زناشویی ازدواج‌نکرده، مطلّقه و بیوه، نسبت به وضعیت متأهل در ابتدای هر گروه سنی محاسبه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود در تمامی وضعیت‌های زناشویی و در تمامی سنین، امیدزندگی زنان متأهل بیشتر از زنان سایر وضعیت‌های زناشویی است.

جدول ۶. مقایسه امیدزندگی در وضعیت‌های مختلف زناشویی

سن	کوهورت				تفاوت نسبت به متأهلین		
	هرگز ازدواج نکرده	متأهل	مطلّقه	بیوه	هرگز ازدواج نکرده	مطلّقه	بیوه
۲۰	۶۵,۰۸	۶۶,۴۶	۶۱,۸۳	۶۴,۷۶	-۱,۳۸	-۴,۶۳	-۱,۷۰
۲۵	۶۰,۲۴	۶۱,۶۲	۵۶,۹۹	۵۹,۹۲	-۱,۳۸	-۴,۶۳	-۱,۷۰
۳۰	۵۵,۴۲	۵۶,۸۰	۵۲,۱۶	۵۵,۱۰	-۱,۳۸	-۴,۶۴	-۱,۷۰
۳۵	۵۰,۶۱	۵۱,۹۹	۴۷,۳۴	۵۰,۲۸	-۱,۳۸	-۴,۶۵	-۱,۷۱
۴۰	۴۵,۸۰	۴۷,۱۹	۴۲,۵۲	۴۵,۴۸	-۱,۳۹	-۴,۶۷	-۱,۷۱
۴۵	۴۱,۰۳	۴۲,۴۲	۳۷,۷۴	۴۰,۷۰	-۱,۳۹	-۴,۶۸	-۱,۷۲
۵۰	۳۶,۳۴	۳۷,۷۳	۳۳,۰۳	۳۶,۰۱	-۱,۳۹	-۴,۷۰	-۱,۷۲
۵۵	۳۱,۷۷	۳۳,۱۶	۲۸,۴۴	۳۱,۴۳	-۱,۳۹	-۴,۷۳	-۱,۷۳
۶۰	۲۷,۴۱	۲۸,۸۱	۲۴,۰۴	۲۷,۰۷	-۱,۴۰	-۴,۷۷	-۱,۷۴
۶۵	۲۳,۳۶	۲۴,۷۹	۱۹,۹۳	۲۳,۰۲	-۱,۴۳	-۴,۸۶	-۱,۷۷

بحث و نتیجه‌گیری

بسیاری از پدیده‌ها و فرایندها در جمعیت‌شناسی حاصل انتقال افراد بین وضعیت‌های مختلف در طول زندگی هستند. این انتقال‌ها، تاریخچه زندگی افراد را تشکیل می‌دهد. در مطالعه تاریخچه زندگی، برای خلاصه‌کردن فرایندهای پیچیده جمعیتی و مقابله با محدودیت داده‌ها، می‌توان از مدل‌ها استفاده کرد. یکی از مدل‌های کارآمد، جداول عمر چندوضعیتی هستند که با بهره‌گیری از فرایند مارکف، احتمال انتقال بین وضعیت‌های مختلف را برآورد می‌کنند. در این مقاله تلاش شده با استفاده از داده‌های ثبتی ازدواج و طلاق سال ۱۳۹۵ و داده‌های سرشماری ۱۳۹۵، جدول عمر چندوضعیتی زناشویی برای زنان ساخته شود و احتمال انتقال بین وضعیت‌های زناشویی مختلف و هم‌چنین احتمال مرگ، با استفاده از فرایند مارکف و معادلات کولموگروف برآورد شود. بعلاوه با استفاده از احتمال انتقال، سایر مقادیر جدول عمر از جمله احتمال بقاء، مجموع سال‌های سپری شده در هر وضعیت و امیدزندگی مربوط به هر وضعیت زناشویی محاسبه شده است. طبق نتایج به‌دست‌آمده، احتمال مرگ در تمامی وضعیت‌های زناشویی با افزایش سن، افزایش می‌یابد. احتمال ازدواج مرتبه اول زنان ازدواج‌نکرده و هم چنین احتمال ازدواج مجدد زنان کوهورت مطلّقه و بیوه نیز با افزایش سن، کاهش می‌یابد. اگر زنان ۲۰ ساله ازدواج‌نکرده در گذر زمان دنبال شوند، مشخص می‌شودکه حدود ۷ درصد آنان تا سن ۶۵ سالگی ازدواج نخواهند کرد. کریشنامورتی (۱۹۷۹: ۱۵۱) درصد زنان ازدواج نکرده امریکایی در سال ۱۹۷۰ را حدود ۶ درصد تخمین زده است. شوئن و نلسون (۱۹۷۴: ۲۸۰) نیز برآورد کرده‌اند که بیش از ۹۰ درصد زنان در کالیفرنیا، انگلستان و ولز در طول زندگی خود حداقل یک بار ازدواج می‌کنند.

یکی از نتایجی که از طریق جداول عمر زناشویی قابل حصول است، میانگین سال‌های عمر شده در وضعیت‌های مختلف زناشویی در هر گروه سنی است. یعنی زنان در گذر از هر گروه سنی به طور میانگین چند سال را در هر وضعیت زناشویی سپری می‌کنند. این شاخص هم برای زنان واقع در سن ۲۰ سالگی و هم برای زنان بازمانده در ابتدای هر گروه سنی قابل محاسبه است. در مورد

زنان بازمانده در ابتدای هر گروه سنی، هرچه به سمت گروه‌های سنی بالاتر حرکت شود، میانگین سال‌های سپری شده در وضعیت متأهل کاهش می‌یابد. این موضوع با توجه به رابطه معکوس ازدواج و سن قابل توجیه است. در مورد زنان ۲۰ ساله، موضوع متفاوت است. به‌دلیل احتمال بالای ازدواج مرتبه اول و ازدواج‌های مجدد در سنین پایین، تعداد افراد متأهل تا سنین میانسالی افزایش می‌یابد و پس از آن روند کاهشی خواهد داشت. به همین دلیل میانگین سال‌های عمر شده در وضعیت متأهل توسط زنان ۲۰ ساله کوهورت‌های ازدواج‌نکرده، مطلّقه و بیوه تا میانسالی و تا حدود سن ۵۰ سالگی روندی افزایشی و پس از آن کاهشی خواهد بود. این یافته ها با نتایج پژوهش ویلکنز (۱۹۷۹: ۴۶) در مورد زنان بلژیکی مطابقت دارد.

در مورد امیدزندگی می‌توان گفت که در تمامی وضعیت‌های زناشویی و در تمامی سنین، امیدزندگی زنان متأهل بیشتر از زنان سایر وضعیت‌های زناشویی است. زنان ۲۰ ساله متأهل حدود ۹۰ درصد عمر خود را در وضعیت متأهل سپری می‌کنند. کیفیتز (۱۹۸۸: ۱۰۸) نیز امیدزندگی زنان متأهل را بیشتر از زنان سایر نسل ها برآورد کرده است. در نتایج تحقیق وی، زنان متأهل حدود ۸۵ درصد عمر خود را در وضعیت متأهل سپری می‌کنند.

متأسفانه، عدم دقت داده‌های موجود منجر به بروز خطاهایی در برآورد احتمال انتقال شده است. به عنوان مثال کم‌اظهاری تعداد زنان بیوه و مطلّقه در سنین جوانی، منجر به بیش برآوردی احتمال ازدواج مجدد این گروه از زنان شده است. مثلا ۸۳ درصد زنان مطلّقه و بیوه ۲۰ ساله، در سن ۲۵ سالگی در وضعیت متأهل قرار گرفته‌اند و همین امر باعث می‌شود که حدود ۸۰ درصد زنان کوهورت‌های مطلّقه و بیوه، در سن ۶۵ سالگی در وضعیت متأهل قرار داشته باشند که باید با احتیاط با این نتایج برخورد شود. هم‌چنین برآورد داده‌های ناموجود نیز باعث بروز اشکال در تخمین احتمال بقاء شده است. به عنوان مثال در مورد انتقال از وضعیت متأهل به وضعیت بیوه، از آنجا که مرگ افراد به تفکیک وضعیت تأهل آن‌ها ثبت نمی‌شود و هم‌چنین پس از مرگ یک مرد متأهل، همسر وی جزء آمار زنان بیوه قرار نمی‌گیرد، آماری در مورد زنان بیوه شده در سال ۱۳۹۵ در دسترس نبوده و به ناچار این آمار برآورد شده است. خطاهای احتمالی در برآورد تعداد زنان بیوه شده، دقت برآورد احتمال بقا در وضعیت‌های مختلف زناشویی را تحت‌الشعاع قرار داده است. به عنوان مثال انتظار می‌رود که در سنین بالا، احتمال قرار گرفتن زنان در وضعیت بیوه بیشتر از وضعیت مطلّقه باشد. در صورتی که در سنین بالا، احتمال بقاء در وضعیت مطلّقه بیشتر از وضعیت بیوه برآورد شده است. البتّه خطای داده‌ها در پژوهش‌های دیگر نیز گزارش شده است. به عنوان مثال شوئن و نلسون (۱۹۷۴: ۲۸۰) در مورد تفاوت مرگ افراد در وضعیت‌های مختلف زناشویی بیان کرده‌اند که ارزیابی و مقایسه این تفاوت‌ها به دلیل مشکلات جدی و غیرقابل حل داده‌ها دشوار است و به طور کلی تدوین جدول عمر چندوضعیتی با استفاده از داده‌های مقطعی و به‌کارگیری مدل مارکف، منجر به نتایج دقیقی نخواهد شد. طبق نظر آن‌ها ساخت جدول عمر چندوضعیتی با این روش، صرفا برای تجزیه و تحلیل مقدماتی داده‌ها مناسب است و اگر چه داده ها از کیفیت مطلوب فاصله زیادی دارند، اما می‌توانند در راستای تقریب الگوهای ازدواج، طلاق و مرگ مورد استفاده قرار گیرند. ویلکنز و همکاران (۱۹۸۲: ۱۳۲) نیز به‌کارگیری داده‌های مقطعی برای تدوین جداول چندوضعیتی را صرفاً برای اهداف توصیفی مناسب می‌دانند.

یک نگرانی مهم روش‌شناختی در این تحقیق، امکان نقض‌شدن فرضیات مارکف است. فرض اول بیان می‌کند که احتمال انتقال، فقط به سن افراد بستگی دارد و مستقل از وضعیت‌های قبلی و یا از زمان صرف‌شده در وضعیت فعلی است. در صورتی که وضعیت‌های زناشویی قبلی فرد می‌تواند در احتمال انتقال وی بین وضعیت‌های زناشویی در آینده تاثیر بگذارد. از طرف دیگر، مدت زمانی که در هر وضعیت سپری می‌شود نیز بر احتمال انتقال تأثیرگذار است (Land & Schoen, 1982: 277).

دومین فرض مارکف، همگنی جمعیت[1] است. فرضی که در همه جداول عمر مشترک بوده (Ledent, 1980: 20) و طبق آن، تمام افراد قرار گرفته در یک وضعیت و یک گروه سنی، احتمال انتقال یکسانی دارند (Belanger, 1989: 1). چنین فرضی می‌تواند در تضاد کامل با واقعیت باشد. زیرا در واقعیت، خصوصیات فردی مانند نژاد یا قومیت و هم‌چنین ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی[2] مانند وضعیت اشتغال، تحصیلات و درآمد، بر احتمال انتقال افراد بین وضعیت‌های مختلف در یک جدول چندوضعیتی تاثیرگذار هستند (Ledent, 1980: 21).

همان طور که در قسمت پیشینه تحقیق مشاهده می‌شود، روش ساخت جدول عمر چندوضعیتی با استفاده از داده‌های مقطعی مربوط به حدود نیم قرن پیش است. از آن تاریخ به بعد با تلاش دولت‌ها در زمینه توسعه سیستم‌های ثبت آمار و فراهم شدن

[1] Population Homogeneity
[2] socioeconomic characteristics

داده‌های طولی، بسته‌های آماری[1] برای مطالعه تاریخچه زندگی ایجاد شده‌اند[2]. به طوری که امروزه دیگر استفاده از داده‌های مقطعی در تحلیل‌های چندوضعیتی مرسوم نیست. ازینرو پیشنهاد می‌شود نهادهای مسئول کشور برای جمع‌آوری داده‌های طولی، اهتمام بیشتری داشته باشند.

هم‌چنین برای رفع نگرانی در مورد نقض شدن فرض همگنی جمعیت که از شروط اصلی استفاده از خاصیت مارکف است، پیشنهاد می‌شود به منظور ارتقای همگنی جمعیت، در صورت در اختیار بودن داده‌های مورد نیاز، افراد برحسب ویژگی‌های مشترک، از هم تفکیک شده و برای هر گروه به‌طور مجزا جدول چندوضعیتی ساخته شود.

به عنوان آخرین پیشنهاد، استفاده توأمان از روش‌های کمّی و کیفی برای مطالعه وضعیت زناشویی توصیه می‌شود. تبیین الگوهای ازدواج افراد صرفا با استناد به داده‌های کمّی تغییر وضعیت زناشویی، نتایج دقیقی را به دنبال نخواهد داشت. زیرا تصمیم برای تشکیل و انحلال یک پیوند زناشویی، در ذهن افراد شکل می گیرد. درکی که هر فرد از شرایط زندگی خود دارد و هم‌چنین اهداف و ایده‌آل های او، نقش بسزایی در تصمیم‌گیری‌های این چنینی دارد. به همین دلیل دانستن خصوصیات افراد، می‌تواند توضیحی در مورد تغییرات خانواده ارائه دهد. از اینرو پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، با طراحی پیمایش‌های مناسب، علاوه بر جمع آوری داده های کمّی ازدواج و طلاق، به کمک طراحی روش های تحقیق ترکیبی در راستای کشف ذهنیت افراد نیز تلاش شود.

در این مقاله سعی شد با استفاده حداکثری از داده‌های مقطعی موجود و برآورد داده‌های مورد نیاز، حالت‌های مختلف تشکیل خانواده برای زنان در کشور بررسی شود. هرچند به دلیل تأثیر منفی نقص داده‌ها، نتایج به‌دست‌آمده در بعضی موارد قابل دفاع نیستند، اما تلاش شده با به‌کارگیری دقیق شاخص‌ها و به‌حداقل‌رساندن خطاهای محاسباتی، الگوهای ازدواج، از جمله ازدواج‌های بار اول، طلاق، بیوگی و ازدواج‌های مجدد شناسایی شده و گام کوچکی در حوزه مطالعات خانواده برداشته شود.

سپاسگزاری

از راهنمایی‌ها و مشاوره‌های ارزشمند جناب آقای دکتر مجید کوششی و سرکارخانم دکتر آرزو باقری، صمیمانه قدردانی می‌گردد.

منابع

درودی‌آهی، ناهید (۱۳۸۳). بررسی وضعیت ازدواج جوانان با استفاده از جداول خالص زناشویی. دومین همایش انجمن جمعیت‌شناسی ایران، شیراز. https://civilica.com/doc/72258

رازقی نصرآباد، حجیه‌بی‌بی؛ رحیمی، علی (۱۳۹۳). بررسی تحولات امیدزندگی مجردی در ایران با استفاده از جداول خالص زناشویی: دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵. *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۹ (۱۸)، ۹۵-۱۱۸. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.1735000.1393.9.18.4.2

خلیلی، مهدی (۱۴۰۰). تحلیل نسلی- مقطعی تغییرات ازدواج زنان ایران با استفاده از جداول عمر زناشویی. *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، *۱۶* (۳۱)، ۷-۳۱. https://doi.org/10.22034/jpai.2022.542847.1205

کوششی، مجید (۱۳۹۷). جداول عمر کشور در سال ۱۳۹۵ براساس آمارهای ثبت مرگ در ایران. گزارش طرح پژوهشی، پژوهشکده بیمه، گروه پژوهشی بیمه‌های اشخاص، گزارش پژوهشی، شماره ۸. https://civilica.com/doc/1047713

کوششی، مجید؛ خلیلی، مهدی (۱۳۹۹). پیش‌بینی عمومیت ازدواج زنان ایران (برپایه تحلیل الگوهای همسرگزینی). *بررسی مسائل اجتماعی ایران*، *۱۱* (۲)، ۷-۴۰. https://doi.org/10.22059/ijsp.2021.82670

میرزایی، محمد (۱۳۷۶). استفاده از احتمال بقای مرکب در محاسبه امید زندگی مشترک. *نامه علوم اجتماعی*، *۹ و ۱۰*، ۶۹-۸۳. https://jnoe.ut.ac.ir/article_17101.html

Aalen, O., Borgan, Ø., & Gjessing, H. (2008). Survival and event history analysis: A process point of view. Springer.

Abbott, A. (2001). Time matters: On theory and method. University of Chicago Press.

Batidzirai, J. M., Manda, S. O. M., Mwambi, H. G., & Tanser, F. (2020). Discrete survival time constructions for studying marital formation and dissolution in rural South Africa. Frontiers in Psychology, 11, 1–10. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00154

Bélanger, A. (1989). Multistate life table with duration dependence: An application to Hungarian female marital history. European Journal of Population, 5 (4), 347–372. https://doi.org/10.1007/BF01796792

Cheung, Y. (2000). Marital status and mortality in British women: A longitudinal study. International Journal of Epidemiology, 29(1), 93–99. https://doi.org/10.1093/ije/29.1.93

[1] Statistical Packages

[2] ویلکنز (۲۰۱۴: ۱۱-۱۰) تعدادی از این بسته‌های آماری را معرفی کرده است. از جمله این بسته‌ها می‌توان به mvna و mstate در زمینه تحلیل ناپارامتری و msm، eha و Biograph در زمینه تحیل پارامتری شاره کرد.

Dorudi Aahi, N. (2004). Examining the marital status of young people using the net nuptiality tables. The Second Conference of Population Association of Iran, Tehran, University of Tehran. [In Persian]. https://civilica.com/doc/72258

Espenshade, T. J. (1983). Marriage, divorce, and remarriage from retrospective data: A multiregional approach. Environment and Planning A: Economy and Space, 15(12), 1633–1652. https://doi.org/10.1068/a151633

Espenshade, T. J., & Braun, R. (1982). Life course analysis and multistate demography: An application to marriage, divorce, and remarriage. Journal of Marriage and the Family, 44(4), 1025–1036. https://doi.org/10.2307/351461

Etikan, I., Abubakar, S., & Alkassim, R. (2017). A review of life table construction. Biometrics & Biostatistics International Journal, 5(3), 1–5. https://doi.org/10.15406/bbij.2017.05.00132

Han, S. Y., Liefbroer, A. C., & Elzinga, C. H. (2020). Mechanisms of family formation: An application of Hidden Markov Models to a life course process. Advances in Life Course Research, 43, 1–12. https://doi.org/10.1016/j.alcr.2019.03.001

Hoem, J. M. (1977). A Markov chain model of working life tables. Scandinavian Actuarial Journal, 1977(1), 1–20. https://doi.org/10.1080/03461238.1977.10405621

Jacobson, P. H. (1959). American marriage and divorce. Rinehart.

Keyfitz, N. (1985). Applied mathematical demography (2nd ed.). Springer.

Keyfitz, N. (1988). A Markov chain for calculating the durability of marriage. Mathematical Population Studies, 1(1), 101–121. https://doi.org/10.1080/08898488809525262

Khalili, M. (2021). Cohort and period analysis of marriage change of Iranian women using nuptiality life tables, Journal of Population Association of Iran, 16(31), 7-31. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/jpai.2022.542847.1205

Koosheshi, M. (2018). Life tables in 2016 based on death registration statistics in Iran, Report of research project, Insurance Research Institute. Personal Insurance Research Group, Research Report No. 8. [In Persian]. https://civilica.com/doc/1047713

Koosheshi, M., & Khalili, M. (2021). Forecasting the universality of marriage among Iranian women (based on analysis of nuptiality patterns and first marriage demand form men), Iranian Journal of Social Problems, 11(2), 7-40. [In Persian]. https://doi.org/10.22059/ijsp.2021.82670

Krishnamoorthy, S. (1979). Classical approach to increment-decrement life tables: An application to the study of the marital status of United States females. Mathematical Biosciences, 44(1), 139–154. https://doi.org/10.1016/0025-5564(79)90033-6

Kulathinal, S., Säävälä, M., Auranen, K., & Saarela, O. (2020). Estimation of marriage incidence rates by combining two cross-sectional retrospective designs: Event history analysis of two dependent processes. arXiv. https://doi.org/10.48550/arXiv.2009.01897

Kuo, T., Suchindran, C. M., & Koo, H. P. (2008). The multistate life table method: An application to contraceptive switching behavior. Demography, 45(1), 157–171. https://doi.org/10.1353/dem.2008.0013

Land, K. C., & Schoen, R. (1982). Statistical methods for Markov-generated increment-decrement life tables with polynomial gross flow functions. In K. C. Land & A. Rogers (Eds.), Multidimensional mathematical demography (pp. 265–294). Academic Press.

Ledent, J. (1980). Constructing multi-regional life tables using place of birth-specific migration data (IIASA Working Paper WP-80-96). International Institute for Applied Systems Analysis. https://pure.iiasa.ac.at/1373

Liggett, T. M. (2010). Continuous time Markov processes: An introduction. American Mathematical Society.

Lutz, W., & Wolf, D. (1989). Fertility and marital status changes over the life cycle: A comparative study of Finland and Austria. Yearbook of Population Research in Finland, 27, 15–28. https://doi.org/10.23979/fypr.44831

Mertens, W. (1965). Methodological aspects of the construction of nuptiality tables. Demography, 2, 317–348. https://doi.org/10.2307/2060122

Mirzaie, M. (1998). Using the compound survival probability in calculating the joint life expectancy, Journal of Social Sciences Letter, 9 & 10, 69-83. https://jnoe.utac.ir/article_17101.html

Namboodiri, K., & Suchindran, C. M. (1987). Life table techniques and their applications. Academic Press.

Privault, N. (2018). Understanding Markov chains: Examples and applications (2nd ed.). Springer.

Raymo, J. M., Pike, I. L., & Liang, J. (2018). A new look at the living arrangements of older Americans using multistate life tables. The Journals of Gerontology: Series B, 74(7), 84–96. https://doi.org/10.1093/geronb/gby099

Razeghi-Nasrabad, H., & Rahimi,A. (2015). Changing in singlehood life expectancy, using the net nuptiality table in Iran, Journal of Population Association of Iran, 9(18). [In Persian]. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.1735000.1393.9.18.4.2

Rogers, A. (1973). The mathematics of multi-regional demographic growth. Environment and Planning A: Economy and Space, 5, 3–29. https://doi.org/10.1068/a050003

Rogers, A. (1980). Introduction to multistate mathematical demography. Environment and Planning A: Economy and Space, 12(5), 489–498. https://doi.org/10.1068/a120489

Rogers, A., & Ledent, J. (1976). Increment-decrement life tables: A comment. Demography, 13(2), 287–290. https://doi.org/10.2307/2060807

Saveland, W., & Glick, P. C. (1969). First marriage decrement tables by color and sex for the United States in 1958–

1960. Demography, 6(3), 243–260. https://doi.org/10.2307/2060394

Schoen, R. (1975). Constructing increment-decrement life tables. Demography, 12(2), 313–324. https://doi.org/10.2307/2060768

Schoen, R. (2016). The continuing retreat of marriage: Figures from marital status life tables for United States females, 2000–2005 and 2005–2010. In R. Schoen (Ed.), Dynamic demographic analysis (pp. 203–215). Springer.

Schoen, R. (2021). Recognizing duration effects in multistate population models. Genus, 77(32). https://doi.org/10.1186/s41118-021-00120-y

Schoen, R., & Land, K. C. (1979). A general algorithm for estimating a Markov-generated increment-decrement life table with applications to marital-status patterns. Journal of the American Statistical Association, 74(368), 761–776. https://doi.org/10.2307/2286398

Schoen, R., & Nelson, V. (1974). Marriage, divorce, and mortality: A life table analysis. Demography, 11(2), 267–290. https://doi.org/10.2307/2060563

Schoen, R., & Standish, N. (2001). The retrenchment of marriage: Results from marital status life tables for the United States, 1995. Population and Development Review, 27(3), 555–563. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2001.00553.x

Schoen, R., & Weinick, R. M. (1993). The slowing metabolism of marriage: Figures from 1988 U.S. marital status life tables. Demography, 30(4), 737–746. https://doi.org/10.2307/2061816

Suchindran, C. M., Namboodiri, N. K., & West, K. (1977). Analysis of fertility by increment-decrement life table. Proceedings of the American Statistical Association, Social Statistics Section: 798-805.

Tijms, H. C. (2003). A first course in stochastic models. Wiley.

Willekens, F. (1979). Computer program for increment-decrement (multistate) life table analysis: A user's manual to LIFEINDEC (IIASA Working Paper WP-79-102). International Institute for Applied Systems Analysis Working Paper, Luxemburg, Austria: WP-79-102.

Willekens, F. (2014). Multistate analysis of life histories with R. Springer.

Willekens, F., & Rogers, A. (1978). Spatial population analysis: Methods and computer programs (IIASA Research Report RR-78-18). International Institute for Applied Systems Analysis.

Willekens, F., Shah, I., Shah, J., & Ramachandran, P. (1982). Multistate analysis of marital status life tables: Theory and application. Population Studies, 36(1), 129–144. https://doi.org/10.2307/2174163

Wolf, D. A. (1988). The multistate life table with duration-dependence. Mathematical Population Studies, 1(3), 217–245. https://doi.org/10.1080/08898488809525276

Yang, Y., & Waliji, M. (2009). Increment–decrement life table estimates of happy life expectancy for the U.S. population. Population Research and Policy Review, 29(6), 775–795. https://doi.org/10.1007/s11113-009-9162-5

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی