

بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای اقتصادی بر روند ازدواج و طلاق در ایران با تأکید بر کانال‌های کنترلی جنسی و آموزشی

مهدی قائمی اصل^{۱*}، محمد نصر اصفهانی^۲، الهه شاه‌پرست^۳، نیره توسلی عبدالآبادی^۴

چکیده

تحولات ازدواج و وقوع طلاق می‌تواند با مسائل جنسی، نهادی و اقتصادی- که امکان تشکیل یا ادامه زندگی مشترک را تسهیل یا دشوار می‌کنند- ارتباط داشته باشد. در این پژوهش، تأثیر متغیرهای اقتصادی بر روند ساختاری (پایدار) و روند تصادفی ازدواج و طلاق با بهره‌گیری از فیلتر کالمن (KF)، با تأکید بر کانال‌های کنترلی نسبت جنسیتی و نرخ باسوادی در ایران طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۹۵ در دو الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد میان روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق و متغیرهای اقتصادی رابطه معنادار و مثبتی وجود دارد. نکته حائز اهمیت این است که کانال‌های کنترلی نسبت جنسی و نرخ باسوادی هستند که امکان تأثیرگذاری و تفسیر دقیق و معنادار بیکاری و تورم بر روند ساختاری (پایدار) طلاق را فراهم می‌آورند. به علاوه، نسبت جنسی و نرخ باسوادی خود نیز تأثیر مثبت و معناداری بر روند ساختاری (پایدار) ازدواج دارند. از این رو، تأکید و توجه ویژه به مکانیسم هشدار نسبت جنسی و برنامه‌ریزی در خصوص نرخ باسوادی می‌تواند تأثیر مضعف و هم‌افزا بر بهبود روند ازدواج در ایران داشته باشد. بنابراین، تشکیل خانواده در ایران به‌طور ویژه تحت تأثیر زمینه‌های جنسی (به‌ویژه نسبت جنسی) و زمینه‌های آموزشی (به‌ویژه نرخ باسوادی) است، ولی تصمیم به طلاق می‌تواند علاوه بر متغیرهای جنسی و آموزشی، تحت تأثیر تورم و بیکاری نیز باشد.

کلیدواژگان

ازدواج، بیکاری، طلاق، فلیتر کالمن، نسبت جنسی.

m.ghaemi@khu.ac.ir
mnasr121@gmail.com
eli_shahparast@yahoo.com
nayeretavasoli1990@yahoo.com

۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی (نویسنده مسئول)
۲. عضو هیئت‌علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی
۳. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه فردوسی مشهد
۴. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه فردوسی مشهد
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۶/۳۰، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۲۵

مقدمه

ازدواج و طلاق از پدیده‌های مهم اجتماعی هستند که تحولات این دو می‌تواند آثاری در خانواده بر جای گذارد و به آسیب‌های اجتماعی منجر شود. به‌طور حتم، بسیاری از مسائل غیراقتصادی در این تغییرات دخیل‌اند؛ اما مسائل و ریشه‌های اقتصادی نیز می‌توانند امکان ازدواج را تسهیل یا مشکل کنند و رخداد طلاق نیز از این جهت اهمیت بسیاری دارد که بدانیم چه عواملی بر فروپاشی یک ازدواج اثرگذار است. در این زمینه و در وضعیتی که واقعه ناخوشایند طلاق در جامعه‌ای فراگیر و از حد متعارف خودش خارج شده، مطالعه و تحقیقات جامعه‌شناسان در شناسایی ریشه‌های اقتصادی تأثیرگذار بر نهاد خانواده بیش از پیش مورد توجه قرار می‌گیرد. ازدواج و طلاق پدیده‌هایی اقتصادی نیز هستند، زیرا خانواده را به‌منزله واحدی اقتصادی تحت تأثیر قرار می‌دهند. از طرفی، عوامل اقتصادی مانند تورم، فقر و درآمد کم خانواده می‌تواند به جدایی طرفین منجر شود [۱۰]. جدایی زن و مرد از یکدیگر باعث به‌وجود آمدن قلمروهای مستقل و جداگانه‌ای می‌شود. لذا شناسایی عوامل مسبب ازدواج و وقوع طلاق از اهمیت خاصی برخوردار خواهد بود.

در این مقاله، تأثیر نوسانات اقتصادی یا به عبارتی ویژه چرخه‌های کسب‌وکار بر نرخ ازدواج و طلاق در ایران طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۹۵ بررسی می‌شود و نشان داده می‌شود اگرچه مسئله تشکیل خانواده و ویژگی‌های آن ابتدائاً به لحاظ پایداری، طول عمر و کیفیت آن پدیده‌ای اجتماعی و فرهنگی است، از شرایط اقتصادی در جامعه نیز تأثیر می‌پذیرد و گاه به وقوع طلاق منجر می‌شود. یکی از متغیرهای عمده اقتصادی که به نظر می‌رسد بر تصمیم‌گیری به شکل‌گیری و پایداری خانواده اثر می‌گذارد، اشتغال است. هدف اصلی بررسی اثرگذاری متغیرهای اقتصادی تورم و بیکاری بر طلاق و ازدواج در ایران است. در مطالعه حاضر به پیروی از روش نونلی (۲۰۱۰) از مدل ساختاری سری زمانی (جزء مشاهده‌نشده) برای شناسایی مؤلفه‌های مؤثر در روند نرخ طلاق و ازدواج استفاده شده است [۴۷؛ ۴۸].

مبانی نظری

مقوله ازدواج جنبه‌های زیادی از تصمیم‌گیری را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد؛ همچون تعیین شریک زندگی، زمان و چگونگی ازدواج و تقسیم دستاوردهای ازدواج. بررسی این تأثیرات نیازمند تعریفی تجربی از مسائلی است که بازار ازدواج را بنیان می‌نهد. درباره این موضوع تعاریف گوناگونی ارائه شده است که با توجه به سطح تراکم جغرافیایی^۱ و ویژگی‌های اقتصادی و آماری شرکت‌کنندگان در بازار با یکدیگر تفاوت دارند. تراکم جغرافیایی فرضی است درباره

1. Level of geographic aggregation

وسعت جغرافیایی منطقه‌ای که پاسخ‌دهنده شریک بالقوه خود را در آنجا جست‌وجو می‌کند؛ مثلاً، ویلسون و نکرم (۱۹۸۶) رابطه بین ازدواج، موفقیت اقتصادی و آمادگی مردان را بررسی کردند. وود (۱۹۹۵) تأثیر تغییر عرضه تعداد مردان دارای قابلیت ازدواج بر میزان ازدواج را بررسی و از معیارهای درآمد و شغل استفاده کرد. برای (۱۹۹۷) از معیارهای مختلف بازار ازدواج استفاده کرد و دریافت که در دسترس بودن شریک و عوامل اقتصادی مانند بیکاری بر فرصت و زمان ازدواج سفیدپوستان و سیاه‌پوستان اثر می‌گذارد. در نهایت، لوگرن (۱۹۹۸) از مدلی استفاده کرد تا ببیند آیا زمان ازدواج زنان به توزیع دستمزدهای مردان ارتباط دارد. بنابراین، در ادامه ابتدا عوامل و زمینه‌های اقتصادی مؤثر بر ازدواج بررسی شده است و سپس زمینه‌های اجتماعی- نهادی مؤثر بر این مقوله به بحث گذاشته شده است [۲۸؛ ۴۳؛ ۵۵؛ ۵۷].

یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر نرخ ازدواج و طلاق، تغییرات نسبت جنسی از هنگام تولد تا سنین آخر است. تحلیل و بررسی کاهش یا افزایش نسبت جنسی یک منطقه یا حتی در سنین مختلف، به منزله یک متغیر و مکانیسم هشدار مهم، می‌تواند به منظور برنامه‌ریزی و کنترل تبعات و تأثیرات آتی آن بهره‌برداری شود.

تبعیض و ترجیح جنسی می‌تواند به عدم تعادل در وضعیت ازدواج و ایجاد اختلالات در تشکیل خانواده منجر شود. ترجیح جنسی در خانواده‌ها برای داشتن فرزند پسر (نسبت به دختر) می‌تواند نسبت جنسی را تحت تأثیر قرار دهد. اگر خانواده‌های موجود در یک جامعه به داشتن فرزند پسر علاقه بیشتری داشته باشند و از طرفی امکان جلوگیری از به دنیا آمدن فرزند یا سقط جنین نیز وجود داشته باشد، نسبت جنسی (مرد به زن) در آن جامعه بیشتر از حد معمول خواهد بود؛ در نتیجه، در سال‌های آتی که این افراد به سنین ازدواج برسند، در تعداد دختران و پسران موجود در سنین ازدواج عدم تعادل جدید به وجود خواهد آمد و نرخ ازدواج یا تمایل به ازدواج مجدد را تحت تأثیر قرار خواهد داد [۳۱]. باین حال، در جوامع انسانی، نسبت جنسی در زمان تولد یا در میان نوزادان می‌تواند به شکل درخور توجهی انحراف داشته باشد و دلیل آن سقط وابسته به جنس است.

بیش از هر عامل دیگری، معمولاً مرگ‌ومیر تأثیرات تعیین‌کننده‌ای بر شاخص نسبت جنسی دارد. مطالعات مختلف نشان داده است که در شرایط مساوی بنا به علل زیست‌شناختی مقاومت زنان در مقابل بیماری‌ها و شداید زندگی بیشتر از مردان است. به همین دلیل، طول عمر آن‌ها نیز به‌طور متوسط بیشتر از مردان است. در تحلیل این وضعیت می‌توان گفت که سطح بهداشت، نوع اشتغال و چگونگی باروری زنان از عوامل مهم در تغییرات مربوط به نسبت جنسی در جمعیت‌های بسته (جمعیت‌های برکنار از مهاجرت) است. در سطوح بهداشت و طول عمر بالاتر، که معمولاً با سطح باروری پایین‌تری نیز همراه است، احتمال بقای زنان و در نتیجه نسبت جنسی با بالا رفتن سن رو به کاهش می‌گذارد. در مقابل، در جمعیت‌هایی که باروری

آن‌ها قوی‌تر و سطح بهداشت و طول عمر پایین‌تر باشد مرگ‌ومیرهای شدید دوران زایمان باعث کاهش تعداد زنان و در نتیجه افزایش نسبت جنسی می‌شوند [۵].

جنگ‌های بزرگ معمولاً نسبت جنسی را به علت مرگ‌ومیر بیشتر و درخور ملاحظه مردان پایین می‌آورد. همین‌طور جمعیت‌هایی که مردان سهم بیشتری از مهاجران را به خود اختصاص می‌دهند از نسبت جنسی بالاتری برخوردارند [۱۶].

برخی مطالعات نیز معتقدند تولد دختر یا پسر جنبه موروثی دارد و در برخی موارد نیز اختلاف سنی زیاد بین زن و شوهر موجب بالارفتن تعداد نوزادان پسر می‌شود و هر اندازه اختلاف سنی زن و شوهر زیاد باشد، نسبت پسرزایی به میزان درخور ملاحظه‌ای بالا خواهد رفت [۱۹].

با توجه به پیشرفت‌های چشمگیر بشری، طی ۱۶۰ سال گذشته امید زندگی در بدو تولد سالانه تقریباً ۳ ماه افزایش یافته است. این افزایش طول عمر برای هر دو جنس روی داده است. با وجود این، یک تفاوت جنسی در امید زندگی وجود دارد. آمارها نشان می‌دهد در مقیاس جهانی، به‌رغم اینکه شمار پسران متولدشده در مقایسه با دختران بیشتر است، به واسطه فزونی مرگ مردان نسبت به زنان، به تدریج در سنین بزرگسالی تعداد بازماندگان زن نسبت به مرد پیشی می‌گیرد. امروزه، نه تنها مرگ‌ومیر نوزادان پسر بیش از مرگ‌ومیر نوزادان دختر است، بلکه در سنین بالاتر نیز نرخ مرگ‌ومیر مردان بالاتر است؛ مثلاً، شمار زنان زنده‌مانده در ۲۵ سالگی در جهان بیشتر از مردان است [۳۲]. همچنین، تفاوت‌های مهمی را می‌توان در شمار بازماندگان برحسب جنس و به نفع زنان در سنین سالمندی مشاهده کرد [۱۲].

بسیاری از مطالعات را می‌توان ذکر کرد که به توصیف و تبیین علل تفاوت‌های مرگ‌ومیر بین مردان و زنان پرداخته‌اند. این پژوهش‌ها در مطالعات والدرون (۱۹۹۵)، وینگارد (۱۹۸۴)، لوی (۲۰۰۳) و اهیما (۲۰۱۴) مرور شده‌اند. فرضیه‌هایی را که برای تبیین فزونی مرگ‌ومیر مردان در پژوهش‌هایی که در این حوزه انجام شده می‌توان به دو گروه تقسیم کرد: رهیافت زیستی و رهیافت غیرزیستی [۱۲؛ ۳۲؛ ۴۴؛ ۵۳؛ ۵۶].

در رهیافت زیستی، زنان به دلایل جسمانی کمتر مستعد بیماری‌اند. این رهیافت معتقد است که برتری بقای زنان به دلیل کروموزوم اضافی X و هورمون‌های آندروژن زنانه است که زنان را به‌خصوص در مقابل بیماری قلبی ایسکمیک محافظت می‌کند. درحالی‌که تستوسترون تأثیری منفی بر طول عمر مردان دارد، استروژن به‌منزله هورمون جنسی اصلی زنان تأثیری مثبت بر طول عمر زنان دارد که دامنه گسترده‌ای دارد. استروژن می‌تواند خطر ابتلا به بیماری‌های قلبی-عروقی و دیابت نوع ۲ را در زنان کاهش دهد و به‌خوبی تأثیری مثبت بر ترمیم عضلات داشته باشد [۱۲؛ ۴۲؛ ۴۵؛ ۵۱].

نقش خانواده، به‌عنوان کوچک‌ترین واحد اجتماعی یا کارکردهای مختلف آن، می‌تواند هم

در جنبه مثبت آن، یعنی ایجاد کانون آرامش، و هم در جنبه منفی‌اش، یعنی ایجاد آسیب اجتماعی، بسیار مهم و تأثیرگذار باشد [۱۷]. از این‌رو، تحقیق در این زمینه هم می‌تواند روشنگر برخی ویژگی‌های اجتماعی و فرهنگی ما باشد و هم به شناخت و برنامه‌ریزی در جهت حفظ، ثبات و استحکام نهاد خانواده یاری رساند [۶].

در دهه‌های اخیر، تحول در ساختارهای فرهنگی-اجتماعی آهنگی شتابان داشته است. آثار این تغییرات را می‌توان در همه عرصه‌های حیات اجتماعی و فردی و بیش از همه در حیات خانوادگی مشاهده کرد. ازدواج به‌منزله یکی از وقایع مهم حیاتی که از نظر اجتماعی به‌عنوان پیوندی باثبات و هدفمند بین زن و مرد در بستر خانواده شناخته می‌شود، در سال‌های اخیر دچار تغییر و تحولات عمیقی در همه ابعاد شده است [۴].

بخش عمده دامنه وسیع تغییر و تحولات موجود ناشی از مرحله گذار از سنت به مدرنیته است که باعث تغییر در طرز فکر و نگرش جامعه به امر ازدواج به‌عنوان یکی از مسائل مهم اجتماعی شده است. از مختصات و تمایزات عصر مدرنیته به عصر سنتی، ارتقای سطح آگاهی‌های اجتماعی، افزایش سطح سواد عمومی و تحصیلات در مردان و زنان جامعه و به تبع آن، گرایش به کسب موقعیت‌های اجتماعی و اقتصادی بالاتر است. این مسئله در زنان با گرایش به تحصیلات بیشتر و احراز موقعیت‌هایی همانند مردان، به‌خصوص با کسب مشاغل خارج از خانه و پررنگ‌تر شدن نقش‌های اجتماعی آنان، تغییر در نقش‌های جنسی را به همراه دارد. گود برای تبیین تفاوت سن ازدواج افراد با مطرح کردن نظریه مدرنیسم^۱، کاهش یا افزایش سن ازدواج را با درجات مدرنیسم مقایسه کرد. مدرنیسم در سطوح فردی و اجتماعی با تأثیرگذاری بر زمان ازدواج صورت می‌گیرد. در میان مهم‌ترین عوامل مدرنیسم می‌توان به گسترش فرصت‌های تحصیلی، تغییرات در نیروی کار و فعالیت‌های شغلی، اشتغال زنان و شهرنشینی اشاره کرد [۱؛ ۳۴].

بنابراین، پدیده ازدواج و وقوع طلاق می‌تواند تحت تأثیر عوامل اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی باشد که هر یک بسته به شرایط جامعه اثرگذار خواهد بود. در این پژوهش، تأثیر دو عامل اقتصادی تورم و بیکاری بر نرخ ازدواج مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. تغییرات اقتصاد کلان و جمعیتی بازده ازدواج را از طریق تغییر مصرف، اوقات فراغت و نوع فعالیت‌های خانگی تحت تأثیر قرار می‌دهد. همین فرایند تأثیرگذاری نیز ممکن است باروری و سرمایه‌گذاری‌های مخصوص ازدواج را متأثر کند. بکر و همکاران (۱۹۷۷) ادعا می‌کنند که حوادث غیرمنتظره یا غافلگیرانه اقتصادی خطر طلاق را افزایش داده است، زیرا تغییراتی در بازدهی ازدواج ایجاد کرده است [۲۵]. مطالعات قبلی از شوک‌های درآمدی برای برآورد تأثیر حوادث غیرمنتظره بر طلاق استفاده کردند که از جمله می‌توان به بکر و همکاران (۱۹۷۷)، وایز و ویلیز (۱۹۹۷)،

چارلز و استیون (۲۰۰۴) و هس (۲۰۰۴) اشاره کرد. مجموع معیارهای در دسترس بودن شغل و رشد اقتصادی می‌تواند شاخص‌های دیگر برای رویدادهای غیرمنتظره باشد؛ چون هر دو نوسان محسوسی را در طول زمان به نمایش گذاشته‌اند [۲۵؛ ۲۹؛ ۳۷؛ ۵۴].

گرچه سوث (۱۹۸۵) ادعای وجود رابطه‌ای منفی میان نرخ طلاق و رشد اقتصادی را مطرح می‌کند، رشد اقتصادی می‌تواند تأثیری مثبت بر نرخ طلاق داشته باشد. دوره رونق ممکن است افراد را به اتکال بیشتر به خود وادار کند. این است که رونق اقتصادی ممکن است به افراد، درآمد بیشتر و استقلال بیشتر را تلقین کند که می‌تواند نرخ طلاق را افزایش دهد. درحقیقت، بسیاری از مطالعات رابطه‌ای مثبت بین رونق اقتصادی و نرخ طلاق را معرفی کرده‌اند [۳۴؛ ۴۶؛ ۴۹؛ ۵۲]. تورم ممکن است از طریق کاهش درآمد و ثروت ازدواج را تحت تأثیر قرار دهد. تورم از طریق نرخ بهره و کاهش ارزش حقیقی ثروت مصرف‌کننده بر درآمد تأثیر می‌گذارد [۲۲]؛ تاحدی که تورم درآمد و ثروت را فرسوده می‌کند. کاهش درآمد و ثروت می‌تواند نااطمینانی اقتصادی را افزایش دهد، حتی برای کسانی که واقعاً از تورم صدمه نمی‌بینند [۲۲] و افزایش نااطمینانی اقتصادی ناشی‌شده از تورم ممکن است اثری منفی بر ازدواج داشته باشد [۵۰]. به اعتقاد نونلی (۲۰۱۰)، تورم قدرت خرید پول را کاهش می‌دهد و دوره‌های تورمی این مفهوم را می‌رسانند که قیمت کالاهای مصرفی افزایش یافته است. درنتیجه، زن و شوهر ممکن است برای رسیدن به سطح مصرف و اوقات فراغت قبل از تورم، عرضه نیروی کارشان را تنظیم کنند (یعنی به اندازه‌ای کار کنند تا به سطح مصرف و اوقات فراغت قبل از دوره تورمی برسند) [۴۷؛ ۴۸].

مطالعات زیادی بر این نکته تأکید دارند که مشقت اقتصادی و وضعیتی که در آن تقاضاهای محیط فراتر از منابع و ظرفیت افراد برای مقابله با آن است، باعث استرس می‌شود و استرس نیز به نوبه خود به تضعیف کیفیت روابط زناشویی منجر می‌شود [۱۴]. درنتیجه، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بیکاری بلندمدت و مشقت اقتصادی به اختلاف شدید بین زوجین منجر می‌شود. به بیان دیگر، این دشواری‌های مالی باعث افزایش نارضایتی زناشویی و درنتیجه انسجام طلاق می‌شود. همچنین مطالعات جنسن و اسمیت، جالووارا و هنسن نیز چنین گزارش کردند که بیکاری در میان همسران ارتباط مثبتی با طلاق و متعاقباً تأثیری منفی بر ازدواج دارد. عیسی‌زاده و همکاران (۱۳۸۹) به این نتیجه رسیدند با بروز بحران، رکود و درنتیجه افزایش بیکاری در کشور می‌بایست آثار آن را بر افزایش طلاق به‌منزله یکی از آثار مخرب پذیرفت. اثر آن از طریق فشار اقتصادی و بروز بحران بر خانواده‌ها و لاجرم جدایی زوج‌ها خواهد بود [۱۴].

ادبیات پژوهش

بکر و همکاران (۱۹۷۷) به تجزیه و تحلیل اقتصادی بی‌ثباتی زناشویی پرداختند و برای این منظور از داده‌های مقطعی استفاده کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش درآمد انتظاری

مردان احتمال انحلال ازدواج اول را کاهش می‌دهد و سرعت و احتمال ازدواج مجدد را در صورت انحلال اولی افزایش می‌دهد و احتمال جدایی در ازدواج دوم یا بیشتر را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، یک افزایش در درآمد انتظاری زنان تأثیرات متضادی دارد که باعث افزایش احتمال جدایی و کاهش میل به ازدواج مجدد می‌شود [۲۵]. در این زمینه، بلو و همکاران (۲۰۰۰) به نتایج مشابهی رسیدند [۲۶].

الیاس (۲۰۰۳) در مقاله خود رابطه میان نرخ بیکاری و ازدواج را در آرژانتین و بوئنوس آیرس در طول دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۹ بررسی کردند. در طول این دوره، براساس یک مدل مطلوبیت تعادل جزئی تصادفی تصمیم ازدواج، یک مدل لاجبیت چندگانه را برای تصمیم ازدواج زنان بین ۱۷ تا ۲۴ ساله تخمین زدند. یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش زنان مجرد به دلیل روند صعودی نرخ بیکاری مردان است. وخیم تر شدن شرایط بازار کار برای مردان فرصت‌های ازدواج را کاهش داده و در نتیجه وقوع ازدواج در میان جمعیت در طول این دوره نزولی بوده است [۳۳].

مطالعه کالمیچن و همکاران (۲۰۰۴) در ارتباط با طلاق، نقش زمینه‌های فرهنگی و اقتصادی را برجسته نشان داده است. نتایج این تحقیق نشان داده که اگر زنان به علت داشتن کار دارای درآمد باشند و نیز محل کارشان برایشان جذاب و جالب توجه باشد، میزان طلاق نیز افزایش می‌یابد. همچنین فرضیاتی که مربوط به زمینه‌های فرهنگی بودند نیز این نکته را با دلیل به اثبات رساندند که جدا از عوامل اقتصادی، طرفداری زنان از هنرهای آزادی‌بخش به‌طور درخور توجهی میزان طلاق را افزایش می‌دهد. برخی دیگر از نتایج این تحقیق حاکی از آن است که درحقیقت اعتبار تبیین‌کننده‌های اقتصادی در طلاق به واسطه ارزش‌های فرهنگی حاصل می‌شود [۳۹].

اکامری (۲۰۰۵) در پژوهشی با نام تأثیر آموزش بر زمان ازدواج در کنیا تأثیر آموزش بر ازدواج در میان زنان و تأثیرات نسبی آموزش را در سراسر نسل بررسی می‌کند. روش تحقیق در این مقاله، به‌کارگیری الگوی مخاطره و تجزیه و تحلیل رگرسیون خطی است و از رگرسیون کاکس، که در مطالعه فرایندهای دموگرافیک مانند ازدواج شایع است، استفاده کرده است [۲۳؛ ۲۷؛ ۳۰]. نتایج نشان می‌دهد که آموزش و پرورش اثری مثبت و معنادار در سن ازدواج زنان دارد و بیان می‌کند زنان شهری نسبت به زنان روستایی تمایل بیشتری به داشتن تحصیلات بالاتر دارند و به دنبال آن هستند که حقوق و درآمد مستقلی داشته باشند که در به تأخیر افتادن سن ازدواج مؤثر است [۳۸].

هزارجریبی و آستین‌فشان (۱۳۸۸) در بررسی عوامل اجتماعی، اقتصادی مؤثر بر میانگین سن ازدواج زنان در سه دهه ۱۳۵۵-۱۳۸۵ از طریق داده‌های سرشماری طی سال‌های ذکر شده و نرم‌افزار SPSS شاخص‌های مورد نیاز ساختند و با وارد کردن در معادله رگرسیون چندمتغیره به این نتایج رسیدند که میانگین سن ازدواج زنان در مناطق شهری و روستایی طی چهار

سرشماری بیش از یک سال افزایش یافته است. از عوامل مهم مؤثر بر این افزایش طی چهار دوره می‌توان به میزان بیکاری، نرخ مشارکت اقتصادی زنان، میزان تحصیلات عالی و میزان باسوادی اشاره کرد [۲۱].

عیسی‌زاده و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود با اشاره به چهار رویکرد استرس روان‌شناختی، هزینه طلاق، شایستگی فردی و رویکرد تلفیقی ارتباط بین طلاق و بیکاری را بررسی کردند. با استفاده از داده‌های مربوط به طلاق و بیکاری ایران در یک دوره چهارساله (از سال ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۵) ارتباط این دو در این دوره از طریق تحلیل سری‌های زمانی آزمون شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با بروز بحران، رکود و در نتیجه افزایش نرخ بیکاری در کشور باید آثار آن را بر افزایش طلاق به‌عنوان یکی از آثار مخرب پذیرفت [۱۴].

میرمحمد صادقی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهش خود به بررسی عوامل اجتماعی-اقتصادی و جمعیت‌شناختی مؤثر بر باروری در مناطق روستایی شهرستان نجف‌آباد می‌پردازند. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد در برخی از سنین، طول دوره ازدواج، تعداد مرگ‌ومیر فرزندان، تعداد سقط جنین و وسعت اراضی قابل استفاده روستا (تخمینی از اندازه) تأثیر مثبت بر باروری دارد؛ در صورتی که سن زن در اولین زایمان، فواصل زایمان، سطح تحصیلات زن و شوهر و داشتن بیمه تأثیر منفی بر باروری دارند [۲۰].

ضرابی و مصطفوی (۱۳۹۰) عوامل مؤثر بر سن ازدواج زنان در ایران را بررسی کردند. برای درک تأثیرگذاری این عوامل از روش ارزیابی زمان وقوع رخداد و روش رگرسیون کاکس استفاده شده است. ایشان در مطالعه خود از دو مدل استفاده کردند: یکی شامل همه زنان بالای ۱۰ سال و دیگری شامل زنان ۱۰ تا ۳۰ سال است. متغیر شهری بودن در مقایسه با روستایی بودن در مجموع تأثیر منفی بر سن ازدواج نشان می‌دهد. همچنین نتایج نهایی نشان می‌دهد که سن ازدواج در میان خانوارهای طبقات اقتصادی بالاتر پایین‌تر است و در نهایت سن ازدواج در میان دسته‌های سنی اخیر نسبت به گذشته با روندی افزایشی روبه‌روست. نتایج نیز نشان می‌دهد هرچه تحصیلات بالاتر می‌رود، اثر افزایشی آن بر سن ازدواج نیز بیشتر خواهد شد و با کنترل متغیرهای دیگر، به غیر از تحصیلات، خطر ازدواج زنان شهری کمتر از زنان روستایی است و در نتیجه سن ازدواج زنان شهری بالاتر از سن ازدواج زنان روستایی است، اما با وارد کردن متغیر تحصیلات در متغیرهای کنترلی رابطه برعکس می‌شود؛ یعنی خطر ازدواج زنان شهری بالاتر از خطر ازدواج زنان روستایی است و در نتیجه سن ازدواج زنان شهری پایین‌تر از سن ازدواج زنان روستایی است [۱۱].

اسحاقی و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیق خود به بررسی عوامل مؤثر بر درخواست طلاق در بین زنان شهر تهران پرداختند. نتایج رگرسیون لجستیک جهت بررسی احتمال طلاق نشان می‌دهد که احتمال رخ‌ندادن طلاق برای کسی که هم دارای نظم درون خانواده و هم دارای

سرمایه‌های زوجینی و هم دارای نگرش منفی نسبت به طلاق است و نیز از همسانی زوجینی برخوردار است ۵۹ درصد است و نیز برعکس ۴۱ درصد احتمال دارد فردی که دارای این شرایط نیز است باز هم طلاق بگیرد [۲]. کاوه فیروز و همکاران (۱۳۹۳) نیز در مطالعه خود به شناخت متغیرهای اجتماعی- جمعیتی مؤثر بر افزایش سن ازدواج دختران دانشگاه‌های تهران پرداختند. نتایج تحلیل رگرسیون و تحلیل مسیر نشان می‌دهد در جریان نوسازی و گذار دوم جمعیتی، متغیرهای استفاده از وسایل ارتباط جمعی، اختلاف نگرش با والدین، توقعات اجتماعی، تسهیل روابط بین دختر و پسر، دوستی قبل از ازدواج و مقطع تحصیلی اثر مستقیم و درخور توجهی بر سن ازدواج دختران داشته و نیز درجه توسعه‌یافتگی زادگاه جغرافیایی، محل سکونت به صورت غیرمستقیم و از طریق متغیرهای واسطه بر افزایش سن ازدواج دختران تأثیرگذار بوده است. این در حالی است که متغیرهای پایگاه اقتصادی اجتماعی والدین و توقعات اقتصادی تأثیر کم‌رنگ‌تری بر افزایش سن ازدواج دانشجویان دختر دارد [۱۸].

صادقی (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با عنوان عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر طلاق جوانان در ایران نشان دادند احتمال طلاق در زنان بیشتر از مردان و در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است. تحصیلات رابطه منفی با احتمال داشتن وضعیت طلاق دارد. علاوه بر این، بیکاری و بی‌ثباتی شغلی رابطه مثبت و قوی با احتمال طلاق- البته فقط برای مردان- و در مقابل، اشتغال و استقلال اقتصادی زنان با احتمال طلاق رابطه مثبت و قوی دارد. علاوه بر این‌ها، وجود فرزند در خانواده احتمال طلاق را کاهش می‌دهد [۸].

صادقی و شکفته‌گوهری (۱۳۹۵) در مطالعه خود با به‌کارگیری روش تحقیق ترکیبی (داده‌های کمی و کیفی) تجربه بیکاری و پیامدهای آن در تأخیر در ازدواج مردان شهر تهران را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد احتمال تجردماندگی افراد بیکار حدود هشت برابر افراد شاغل است و می‌توان گفت بیکاری تأثیری قوی بر افزایش احتمال تجردماندگی دارد [۹].

التجائی و عزیززاده (۱۳۹۵) تأثیر عوامل اقتصادی و فرهنگی بر سن ازدواج در استان‌های مختلف کشور را بررسی کردند. نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد که متغیرهای تورم و بیکاری با افزایش خود موجب افزایش سن ازدواج مردان و زنان می‌شوند. در مدلی که به جای تورم از رشد مخارج خانوار استفاده می‌شود نیز این متغیر رفتاری شبیه تورم، ولی کمی ضعیف‌تر، در تأثیرگذاری بر سن ازدواج دارد. متغیرهای تحصیلات و سطح درآمد استان آثار معناداری از خود نشان ندادند. بنابراین، با توجه به این نتایج می‌توان گفت برای حل یک مسئله اجتماعی به نام بالارفتن سن ازدواج، باید به بهبودی شرایط اقتصادی به شکل کاهش تورم و بیکاری همت گماشت [۳].

علی‌مندگاری و رازقی نصرآبادی (۱۳۹۵) در بررسی اثرگذاری بسترهای اقتصادی در تصمیم‌گیری زوجین به طلاق به این نتیجه دست یافتند که بیکاری و اشتغال ناپایدار، کسب

درآمد از مسیرهای نادرست، وابستگی مالی به خانواده‌ها، اوضاع بد اقتصادی جامعه و فشار مضاعف بر منابع درآمدی خانواده و مدیریت نامناسب منابع مالی خانواده از مسائل مالی افراد در زندگی مشترک بوده است. براساس این مطالعه، می‌توان گفت مشکلات اقتصادی عاملی پنهان است و با تأخیری تأخیری در تصمیم زوجین به طلاق تأثیرگذار است [۱۳]. درگاهی و همکاران (۱۳۹۷) نیز با استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی (پنل) به نقش عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر طلاق در ایران پرداختند. پس از برآورد الگو، رابطه مثبت بیکاری و تورم با نرخ طلاق تأیید شد [۷].

روش پژوهش

در این مقاله، تأثیرات تورم و بیکاری بر نرخ ازدواج و طلاق در ایران طی سال‌های ۱۳۴۸-۱۳۹۵ بررسی شده است و رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ باسوادی و نسبت جنسیتی در قالب متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند. در مطالعه حاضر، به پیروی از روش نونلی (۲۰۱۰) از مدل ساختاری سری زمانی (جزء مشاهده‌نشده) استفاده می‌شود. هاروی (۱۹۸۹)، (۱۹۹۷) و کوپمن و همکاران (۲۰۰۰) نیز از این روش برای ارزیابی‌های سری زمانی برخوردار از روند ساختاری (پایدار) استفاده کرده‌اند تا برآوردهای سازگاری از پارامترهای مؤثر بر متغیر وابسته به دست آورند [۳۵؛ ۳۶؛ ۴۰؛ ۴۷؛ ۴۸]. بنابراین، در این پژوهش متغیر طلاق و ازدواج به دو صورت بررسی می‌شود. یک مدل با روند ساختاری (پایدار) و مدل دیگر که روند تصادفی ازدواج و طلاق را بررسی می‌کند. برای استخراج روند ساختاری (پایدار) و تصادفی نیز به پیروی از مدل ساختاری سری زمانی نونلی (۲۰۱۰)، از فیلتر کالمن استفاده شده است.^۱ براساس مطالعات هاروی (۱۹۸۹، ۱۹۹۷)، کوپمن و همکاران (۲۰۰۰) و نونلی (۲۰۱۰)، متغیرهای مستقل تورم و بیکاری و متغیرهای کنترلی رشد تولید ناخالص داخلی، نسبت جنسی و نرخ باسوادی است [همان]. متغیرهای وابسته طلاق و ازدواج از مرکز آمار و سازمان ثبت احوال کشور گرفته شده است. متغیرهای نرخ تورم و رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ باسوادی از بانک مرکزی، نسبت جنسی از سازمان برنامه و بودجه کشور و متغیر بیکاری از مرکز آمار جمع‌آوری شده است.

معرفی متغیرها

متغیرهای وابسته: تفکیک روند ساختاری (پایدار) و تصادفی ازدواج و طلاق با استفاده از روش

۱. برای اطلاعات بیشتر ر.ک:

Harvey, A. (1989) *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.

فیلتر کالمن انجام شده است. برای محاسبه متغیر ازدواج و طلاق نیز تعداد ازدواج‌ها و طلاق‌های جدید به‌ازای هر هزار نفر در هر سال محاسبه شده است.

متغیرهای مستقل

نرخ تورم: (شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی خانوار به قیمت پایه ۱۳۸۳، بدون واحد) عبارت است از معیار سنجش تغییرات قیمت مقدار معین و ثابتی از کالاها و خدمات مورد مصرف خانوار نسبت به سال پایه.

نرخ بیکاری: نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال از نظر اقتصادی (شاغل و بیکار) ضرب در ۱۰۰.

رشد تولید ناخالص داخلی: افزایش تولید یک کشور در یک سال خاص در مقایسه با مقدار آن در سال پایه که در این تحقیق به قیمت پایه ۱۳۸۳ و براساس میلیارد ریال است.

نسبت جنسی: نسبت جمعیت زنان به مردان برحسب هزار نفر (براساس آمار و الگوی سازمان برنامه و بودجه کشور).

نرخ باسوادی: نسبت جمعیت شش‌ساله و بیشتر با سواد به کل جمعیت شش‌ساله و بیشتر ضرب در ۱۰۰.

مدل (۱)، روند ساختاری (پایدار) و تصادفی با دو متغیر تورم و بیکاری و بدون متغیرهای کنترلی به صورت ذیل است (به‌نحوی که x نشان‌دهنده مجموعه متغیرهای مستقل تورم و بیکاری (با اندیس جداکننده i) و y نشان‌دهنده متغیر وابسته نرخ طلاق و ازدواج است):

$$y_t = c + \mu_t + \sum_i \sum_j \alpha_{ij} x_{i,t-j}$$

مدل (۲)، روند ساختاری (پایدار) و روند تصادفی (نوسان حول روند ساختار) شامل متغیرهای مدل تورم، بیکاری و متغیرهای کنترلی تولید ناخالص داخلی، نرخ سواد و نسبت جنسی به صورت ذیل است:

$$y_t = c + \mu_t + \sum_i \sum_j \alpha_{ij} x_{i,t-j}$$

که در مدل (۲)، عبارت z_i نشان‌دهنده متغیرهای کنترلی است، درحالی‌که در مدل (۲) این متغیرها حضور ندارند و صرفاً متغیرهای توضیحی x_i حضور دارند.

نتایج پژوهش

ابتدا آزمون ریشه واحد با استفاده از روش KPSS انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد به روش KPSS^۱

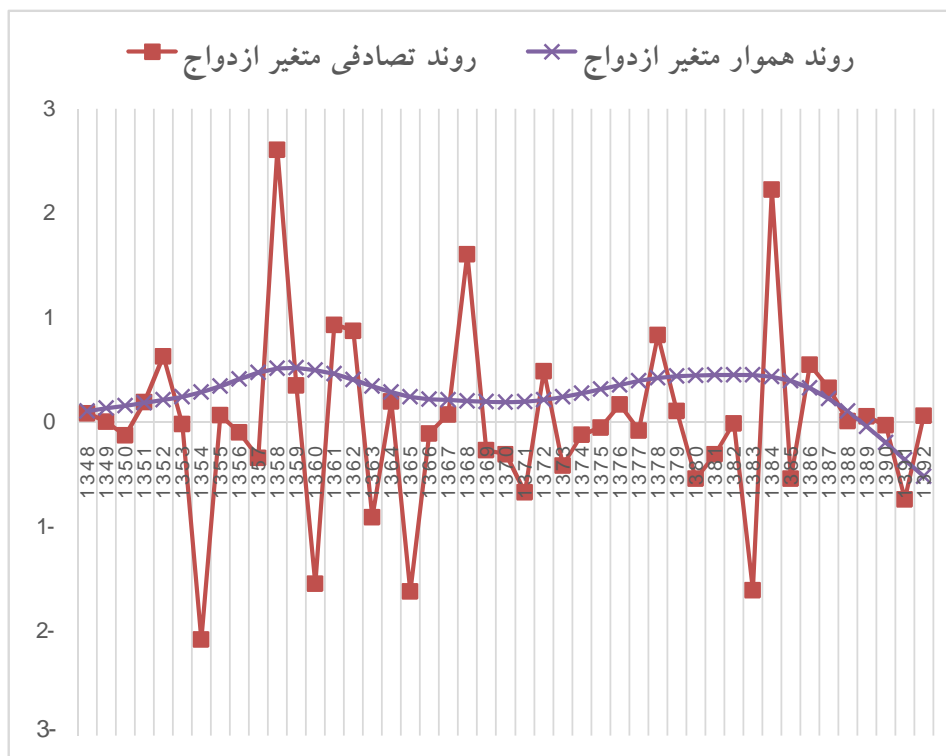
| نتیجه‌گیری | | تفاضل مرتبه اول | | در سطح | | متغیر |
|------------|-----------|-----------------|-----------|------------|-----------|--|
| دارای روند | بدون روند | دارای روند | بدون روند | دارای روند | بدون روند | |
| I(0) | I(0) | - | - | ۰٫۰۵۴۴۶۴ | ۰٫۰۷۳۵۱۷ | ازدواج |
| I(0) | I(0) | - | - | ۰٫۱۱۱۳۴۸ | ۰٫۱۸۸۵۸۴ | روند ساختاری (پایدار) ^۲ متغیر ازدواج |
| I(0) | I(0) | - | - | ۰٫۱۳۷۳۱۳ | ۰٫۱۵۷۳۱۳ | روند تصادفی ^۳ متغیر ازدواج ازدواج |
| I(0) | I(1) | - | ۰٫۳۴۲۸۹۹ | ۰٫۱۱۷۷۳۷ | ۰٫۵۸۴۵۶۲ | طلاق |
| I(0) | I(0) | - | - | ۰٫۱۳۱۰۱۵ | ۰٫۳۳۳۹۵۲ | روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق |
| I(1) | I(1) | ۰٫۱۱۳۹۱۶ | ۰٫۳۱۷۶۷۷ | ۰٫۲۸۶۹۵۰ | ۰٫۲۸۶۹۵۰ | روند تصادفی متغیر طلاق |
| I(1) | I(1) | ۰٫۰۸۶۵۷۵ | ۰٫۰۸۱۷۱۷ | ۰٫۱۵۲۱۴ | ۰٫۵۷۰۳۶۴ | رشد تولید ناخالص داخلی |
| I(0) | I(1) | - | ۰٫۳۰۱۳۴۴ | ۰٫۱۴۰۲۲۸ | ۰٫۸۶۰۰۶۵ | تورم |
| I(1) | I(1) | ۰٫۱۰۰۴۰۶ | ۰٫۳۹۸۳۶۹ | ۰٫۲۰۶۰۱۷ | ۰٫۸۳۳۱۷۰ | نرخ باسواد |
| I(0) | I(1) | - | ۰٫۰۵۷۶۳۷ | ۰٫۰۵۳۸۲۶ | ۰٫۷۸۸۱۱۵ | نسبت جنسی |
| I(0) | I(0) | - | - | ۰٫۰۷۲۷۶۵ | ۰٫۲۱۴۰۱۱ | بیکاری |

منبع: محاسبات تحقیق، سطح معناداری: ۵ درصد

همان‌طور که از جدول ۱ پیداست، در سطح معناداری ۵ درصد متغیرها یا مانا هستند یا با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. پس برای بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای بررسی‌شده می‌توان از روش ARDL استفاده کرد.

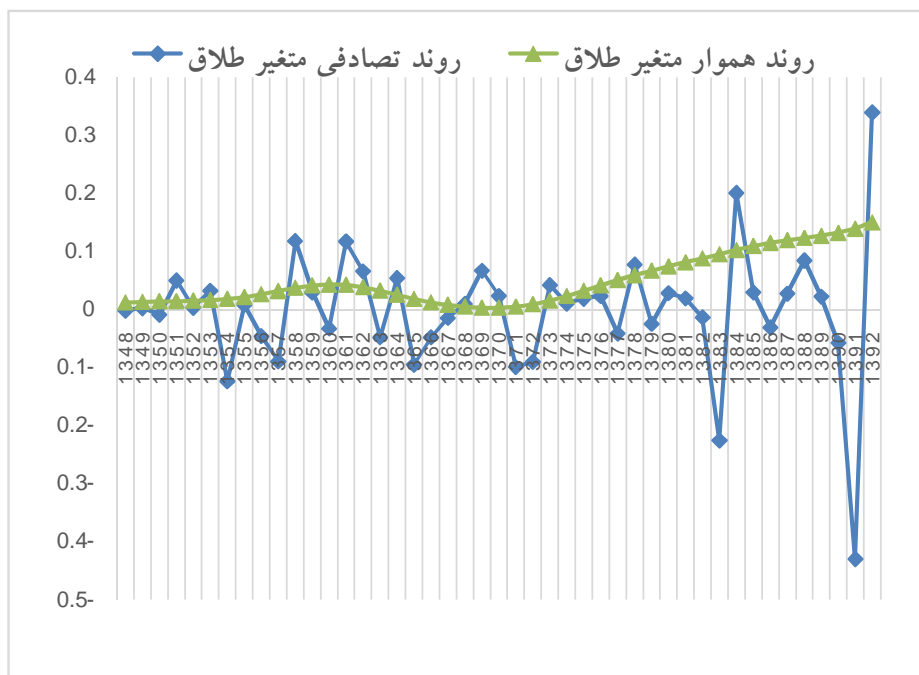
نتایج جداسازی روند ساختاری (پایدار) و روند تصادفی متغیر ازدواج و تغییرات این دو روند در فاصله سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روش فیلتر کالمن در نمودار ۱ نشان داده شده است.

1. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992)
2. smooth trend
3. stochastic trend



نمودار ۱. نتایج جداسازی روند ساختاری (پایدار) و روند تصادفی متغیر ازدواج با استفاده از فیلتر کالمن، منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که نمودار نشان می‌دهد، تغییرات روند تصادفی در فاصله دو دهه ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۰ و سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ نسبت به دوره‌های دیگر با نوسان‌های بیشتری همراه است. روند تصادفی ازدواج در سال ۱۳۵۸ بیشترین مقدار و در سال ۱۳۵۴ کمترین مقدار را دارد. از طرفی روند ساختاری (پایدار) در فاصله سال‌های مورد نظر به طور متناوب با روند صعودی و نزولی همراه است. در فاصله سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۵ روند نسبتاً ثابتی داشته است و در سال ۱۳۹۲ دارای کمترین مقدار است. نتایج جداسازی روند ساختاری (پایدار) و روند تصادفی متغیر طلاق و تغییرات این دو روند در فاصله سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روش فیلتر کالمن در نمودار ۲ نشان داده شده است.



نمودار ۲. نتایج جداسازی روند ساختاری (پایدار) و روند تصادفی متغیر طلاق با استفاده از فیلتر کالمن
منبع: محاسبات تحقیق

در نمودار ۲، بیشتر نوسان‌های روند تصادفی در فاصله سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ اتفاق افتاده است. روند تصادفی متغیر طلاق در سال ۱۳۹۱ کمترین مقدار و در سال ۱۳۹۲ بیشترین مقدار را داراست. روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق از نیمه دوم دهه هفتاد تا سال ۱۳۹۲ پیوسته روند صعودی داشته است. مقایسه نمودار ۱ و ۲ نشان می‌دهد روند تصادفی متغیر طلاق نسبت به متغیر ازدواج نوسان‌های کمتری داشته است، اما روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق مانند متغیر ازدواج از یک تناوب صعودی و نزولی پیروی نمی‌کند. نتایج رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر ازدواج به دو صورت دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. روند ساختاری (پایدار) متغیر ازدواج دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی (متغیر وابسته ازدواج)

| متغیرها | رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر ازدواج دارای متغیرهای کنترلی | رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر ازدواج بدون متغیرهای کنترلی |
|--|--|---|
| وقفه اول متغیر وابسته | ۲,۵۸۲۷ (۰,۰۸۷۶۰۴) | ۲,۷۵۲۶ (۰,۱۰۸۴۴) |
| وقفه دوم متغیر وابسته | -۲,۳۴۰۸ (۰,۱۷۱۹۲) | -۲,۵۹۳۹ (۰,۲۲۱۲۶) |
| وقفه سوم متغیر وابسته | ۰,۷۴۶۸۱ (۰,۰۹۱۷۲۷) | ۰,۸۳۳۵۲ (۰,۱۲۱۴۳) |
| بیکاری | ۰,۰۰۱۰۹۱۵ (۰,۶۴۹۸×۱۰ ^{-۳}) | ۰,۰۰۱۰۹۱۵ (۰,۷۸۴۵×۱۰ ^{-۳}) |
| تورم | ۰,۴۵۴۵×۱۰ ^{-۵} (۰,۶۲۱۴×۱۰ ^{-۵}) | ۰,۴۵۴۵×۱۰ ^{-۵} (۰,۷۶۲۱×۱۰ ^{-۵}) |
| رشد اقتصادی | ۰,۲۰۹۳×۱۰ ^{-۲} (۰,۶۶۴۳×۱۰ ^{-۸}) | - |
| وقفه اول رشد اقتصادی | -۰,۱۵۱۳×۱۰ ^{-۲} (۰,۸۲۵۶×۱۰ ^{-۸}) | - |
| وقفه دوم رشد اقتصادی | ۰,۱۹۴۹×۱۰ ^{-۲} (۰,۸۰۷۴×۱۰ ^{-۸}) | - |
| وقفه سوم رشد اقتصادی | -۰,۲۲۹۱×۱۰ ^{-۲} (۰,۶۳۳۳×۱۰ ^{-۸}) | - |
| نسبت جنسی | ۰,۰۰۵۵۶۷۰ (۰,۰۰۱۹۳۹۱) | - |
| نرخ باسواد | ۰,۰۰۱۷۵۲۶ (۰,۴۶۵۱×۱۰ ^{-۳}) | - |
| عرض از مبدأ | -۰,۵۹۰۹۸ (۰,۱۸۴۶۸) | -۰,۰۰۴۸۲۸۳ (۰,۰۰۹۸۷۳۹) |
| روند | -۰,۰۰۳۳۴۹۲ (۰,۷۸۸۴×۱۰ ^{-۳}) | -۰,۲۳۰۶×۱۰ ^{-۱} (۰,۱۱۹۶×۱۰ ^{-۳}) |
| ضریب تعیین | ۰,۹۹۹۶۶ | ۰,۹۹۹۱۵ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰,۹۹۹۵۲ | ۰,۹۹۹۰۱ |
| آماره F کل رگرسیون | ۰,۷۱۲۲ [۰,۰۰۰] | ۶۸۶۴,۳ [۰,۰۰۰] |
| آماره t محاسباتی آزمون بنرجی، دولادو، مستر | -۰,۰۵ | -۰,۰۱ |
| آزمون همبستگی سریالی | ۰,۱۸۱۲۱ [۰,۶۷۰] | ۳,۲۳۵۱ [۰,۰۵۴] |
| آزمون فرم تبعی صحیح | ۰,۹۶۱۰۷ [۰,۳۲۷] | ۰,۶۰۳۹۷ [۰,۴۳۷] |
| آزمون نرمال بودن جمله اخلاص | ۱,۱۵۸۶ [۰,۵۶۰] | ۲,۱۱۸۶ [۰,۳۴۷] |
| آزمون واریانس ناهمسانی | ۰,۵۰۵۴۳ [۰,۴۷۷] | ۲,۰۳۳۸ [۰,۱۵۴] |

منبع: محاسبات تحقیق (اعداد داخل []، ارزش احتمال (معناداری) ضرایب و اعداد داخل () انحراف استاندارد ضرایب را نشان می‌دهند.)

در این تحقیق، برای بررسی فروض کلاسیک خطی، از آزمون LM استفاده شده است. آزمون‌های تشخیصی برقراری همه فرض‌های کلاسیک را در سطح معناداری ۵ درصد برای هر دو مدل تأیید می‌کنند. بنابراین، برآوردها بدون تورش و کارا هستند. از طرف دیگر، آزمون F، که معناداری کلی خط رگرسیون را نشان می‌دهد، در هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده و این نشان می‌دهد که کل خط رگرسیون در هر سه تصریح مدل معنادار است. همچنین، ضریب تعیین R^2 و ضریب تعیین تعدیل یافته \bar{R}^2 در هر دو تصریح برآوردی مدل بیش از ۰/۹۹ است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگوهاست.

در آزمون بنرجی-دولادو-مستر، قدرمطلق t محاسباتی از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی و همکاران (۱۹۹۲) کوچک‌تر است. بنابراین، فرضیه صفر نبود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد [۲۴] و رابطه بلندمدتی میان روند ساختاری (پایدار) ازدواج و بیکاری و تورم در الگوی بدون متغیرهای کنترلی وجود ندارد. در مورد الگوی روند ساختاری (پایدار) ازدواج و بیکاری و تورم در الگوی دارای متغیرهای کنترلی نیز این پدیده برقرار است و نمی‌توان وجود رابطه بلندمدت را تأیید کرد. در خصوص نتایج ضرایب کوتاه‌مدت در الگوی بدون متغیرهای کنترلی نیز، هیچ‌یک از ضرایب معنادار نیستند (در سطح معناداری ۵ درصد) و بیکاری و تورم تأثیر معناداری بر متغیر ازدواج ندارند. این نتایج در الگوی دارای متغیرهای کنترلی نیز تأیید می‌شود؛ با این تفاوت که در این الگو رشد اقتصادی در دوره جاری، نسبت جنسی و نرخ باسوادی، تأثیر مثبت و معناداری بر ازدواج دارند و به ترتیب به افزایش $10^{-7} \times 0.2093$ درصدی، 0.0055 درصدی و 0.0017 درصدی در نرخ ازدواج منجر خواهند شد. نتایج رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق به دو صورت دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی (متغیر وابسته طلاق)

| متغیرها | رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق دارای متغیرهای کنترلی | رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق بدون متغیرهای کنترلی |
|-----------------------|--|---|
| وقفه اول متغیر وابسته | ۲,۵۶۸۱ (۰,۱۲۴۰۸) | ۲,۸۶۱۱ (۰,۰۸۶۸۸۶) |
| وقفه دوم متغیر وابسته | -۲,۲۷۴۹ (۰,۲۴۵۷۴) | -۲,۸۰۸۹ (۰,۱۷۱۰۶) |
| وقفه سوم متغیر وابسته | ۰,۶۸۲۴۲ (۰,۱۳۳۷۰) | ۰,۹۴۹۹۹ (۰,۰۸۹۲۰۴) |
| بیکاری | 0.1268×10^{-3} | 0.8249×10^{-4} |
| | (0.6468×10^{-4}) | (0.6604×10^{-4}) |

بررسی تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای اقتصادی... ۵۰۳

| متغیرها | رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق دارای متغیرهای کنترلی | رگرسیون روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق بدون متغیرهای کنترلی |
|---|--|---|
| تورم | 0.1777×10^{-5} | 0.1164×10^{-5} |
| وقفه اول تورم | (0.5374×10^{-6}) | (0.5932×10^{-6}) |
| رشد اقتصادی | 0.1871×10^{-5} | - |
| نسبت جنسی | (0.6163×10^{-6}) | - |
| نرخ باسواد | 0.1863×10^{-8} | - |
| عرض از مبدأ | (0.1016×10^{-8}) | - |
| روند | 0.1385×10^{-3} | - |
| ضریب تعیین | (0.2269×10^{-3}) | - |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0.3086×10^{-4} | - |
| آماره F کل رگرسیون | (0.7182×10^{-4}) | - |
| آماره t محاسباتی آزمون بنرجی، دولادو، مستر | -0.16671 | -0.0010327 |
| آزمون همبستگی سریالی | (0.022059) | (0.7446×10^{-3}) |
| آزمون فرم تبعی صحیح | -0.3482×10^{-4} | 0.8738×10^{-5} |
| آزمون نرمال بودن جمله اخلاص | (0.1255×10^{-3}) | (0.1486×10^{-4}) |
| آزمون واریانس ناهمسانی | 0.99991 | 0.99986 |
| | 0.99988 | 0.99984 |
| | 34269.5 | 41561.2 |
| | [0.000] | [0.000] |
| | -0.06 | -0.05 |
| | 0.67609 | 0.78170 |
| | [0.411] | [0.377] |
| | 0.28421 | 1.6352 |
| | [0.594] | [0.201] |
| | 37029 | 34802 |
| | [0.157] | [0.125] |
| | 0.98854 | 0.47598 |
| | [0.320] | [0.490] |

منبع: محاسبات تحقیق (اعداد داخل []، ارزش احتمال (معناداری) ضرایب و اعداد داخل () انحراف استاندارد ضرایب را نشان می دهند.)

آزمون‌های تشخیصی برقراری همه فرض‌های کلاسیک را برای هر دو مدل تأیید می‌کنند و براساس آزمون بنرجی-دولادو-مستر نیز رابطه بلندمدتی میان هموار متغیر طلاق و متغیرهای توضیحی در دو الگوی دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی وجود ندارد. اما نتایج ضرایب کوتاه‌مدت نشان می‌دهند که در الگوی بدون متغیرهای کنترلی صرفاً تورم تأثیر معناداری بر طلاق دارد و افزایش یک‌درصدی تورم باعث افزایش 0.1164×10^{-5} درصدی در طلاق خواهد شد. این در حالی است که در الگوی دارای متغیرهای کنترلی، افزایش یک‌درصدی در تورم جاری (t)، تورم گذشته (t-1) و بیکاری به ترتیب باعث افزایش 0.1777×10^{-5} درصدی، 0.1871×10^{-5} درصدی و 0.1268×10^{-3} درصدی در روند ساختاری (پایدار) طلاق می‌شود و سایر متغیرها تأثیر معناداری بر روند ساختاری (پایدار) طلاق ندارند (در سطح معناداری ۵ درصد).

نتایج رگرسیون روند تصادفی متغیر طلاق به دو صورت دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. روند تصادفی متغیر طلاق دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی (متغیر وابسته طلاق)

| متغیرها | رگرسیون روند تصادفی متغیر طلاق دارای متغیرهای کنترلی | رگرسیون روند تصادفی متغیر طلاق بدون متغیرهای کنترلی |
|-----------------|--|--|
| بیکاری | ۰.۱۶۵۳۸ (۰.۱۳۸۴۸) | ۰.۱۴۱۹۶ (۰.۱۱۳۹۵) |
| وقفه اول بیکاری | -۰.۲۳۹۲۳ (۰.۱۳۲۹۴) | -۰.۲۱۵۴۰ (۰.۱۱۳۰۲) |
| تورم | 0.4145×10^{-3} (0.7926×10^{-4}) | 0.4146×10^{-3} (0.6668×10^{-4}) |
| وقفه اول تورم | 0.4328×10^{-3} (0.8408×10^{-4}) | 0.4280×10^{-3} (0.6991×10^{-4}) |
| رشد اقتصادی | 0.1830×10^{-7} (0.6654×10^{-7}) | - |
| نسبت جنسی | -۰.۱۰۸۰۸ (۰.۲۹۱۸۸) | - |
| نرخ باسوادی | ۰.۰۰۱۱۳۰۳ (۰.۰۰۶۳۹۸۶) | - |
| عرض از مبدأ | ۱.۰۳۱۵ (۲.۷۶۱۵) | ۰.۷۲۰۷۰ (۰.۹۷۰۵۲) |
| روند | -0.2498×10^{-3} (۰.۱۰۳۱۸) | 0.7536×10^{-3} (۰.۱۰۱۲۲۳۰) |
| ضریب تعیین | ۰.۶۲۱۳۲ | ۰.۶۱۸۸۶ |

| متغیرها | رگرسیون روند تصادفی متغیر طلاق دارای متغیرهای کنترلی | رگرسیون روند تصادفی متغیر طلاق بدون متغیرهای کنترلی |
|---|---|--|
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۵۲۹۵۲ | ۰/۵۶۵۹۳ |
| آماره F کل رگرسیون | ۶۷۶۸۲ [۰/۰۰۰] | ۱۱۶۹۰۸ [۰/۰۰۰] |
| آماره t محاسباتی آزمون بنرجی، دولادو، مستر | - | - |
| آزمون همبستگی سریالی | ۲/۲۴۵۸ [۰/۱۳۴] | ۲/۳۵۶۸ [۰/۱۲۵] |
| آزمون فرم تبعی صحیح | ۰/۶۷۹۴۸ [۰/۷۹۴] | ۰/۰۵۵۷۹۸ [۰/۹۴۰] |
| آزمون نرمال بودن جمله اخلال | ۳/۲۸۰۰ [۰/۱۹۴] | ۳/۲۷۸۶ [۰/۱۹۴] |
| آزمون واریانس ناهمسانی | ۰/۶۹۴۵۷ [۰/۴۰۵] | ۰/۶۷۱۲۷ [۰/۴۱۳] |

منبع: محاسبات تحقیق (اعداد داخل []، ارزش احتمال (معناداری) ضرایب و اعداد داخل () انحراف استاندارد ضرایب را نشان می‌دهند.)

با توجه به نتایج رگرسیون و نبود متغیر وابسته تأخیری در الگوهای بهینه پژوهش، هیچ رابطه بلندمدتی در هیچ‌یک از الگوهای جدول ۴ مشاهده نمی‌شود. اما براساس نتایج کوتاه‌مدت، در الگوی بدون متغیرهای کنترلی، صرفاً تورم تأثیر معناداری بر طلاق دارد و افزایش یک‌درصدی در تورم جاری (t) و تورم گذشته (t-1)، به ترتیب باعث افزایش $۰/۴۱۴۶ \times ۱۰^{-۳}$ درصدی و $۰/۴۲۸۰ \times ۱۰^{-۳}$ درصدی در روند تصادفی طلاق خواهد شد. این نتایج در الگوی دارای متغیرهای کنترلی نیز تکرار می‌شود؛ با این تفاوت که افزایش یک‌درصدی در تورم جاری (t) و تورم گذشته (t-1)، به ترتیب باعث افزایش $۰/۴۱۴۵ \times ۱۰^{-۳}$ درصدی و $۰/۴۳۲۸ \times ۱۰^{-۳}$ درصدی در روند تصادفی طلاق خواهد شد.

از آنجا که در رگرسیون‌های روند تصادفی متغیر ازدواج دارای متغیرهای کنترلی و بدون متغیرهای کنترلی، آزمون F نشان‌دهنده عدم معناداری کل رگرسیون است^۱، این دو رگرسیون از دامنه تحلیل کنار گذاشته شده‌اند و براساس نتایج پژوهش نمی‌توان در مورد رابطه میان روند تصادفی متغیر ازدواج و چرخه‌های کسب‌وکار در ایران با استفاده از الگوی پیشنهادی نونلی (۲۰۱۰) اظهار نظری کرد و چنین تصریحی نمی‌تواند گویای شواهد آماری معتبری برای اقتصاد ایران باشد [۴۷؛ ۴۸].

۱. آماره F رگرسیون‌ها به ترتیب ۰/۱۹۹۶۰ و ۰/۳۱۳۹۵ است.

نتیجه‌گیری و دلالت‌های پژوهش

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بیکاری و تورم تأثیر معناداری بر روند ساختاری (پایدار) متغیر ازدواج در ایران نداشته‌اند و درحقیقت نمی‌توان روند پایدار ازدواج را متأثر از بیکاری و تورم دانست. حتی چنانچه متغیرهای کنترلی و نوسانات تجاری نیز به مجموعه متغیرهای مدل اضافه شوند، نمی‌توان شواهد آماری مناسبی برای تأثیرگذاری تورم و بیکاری بر روند ازدواج در ایران یافت. همچنین نوسانات ازدواج در ایران نیز هیچ رابطه‌ی معتبر و معناداری با تورم و بیکاری ندارد. بنابراین، وجود رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت معناداری میان تورم و بیکاری به‌عنوان دو متغیر اقتصادی با روند ازدواج و نوسانات آن در ایران وجود ندارد. اما نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت میان روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق و تورم رابطه‌ی معنادار و مثبتی وجود دارد و افزایش تورم به افزایش روند ساختاری (پایدار) نرخ طلاق منجر می‌شود. این در حالی است که اگر متغیرهای نرخ باسوادی، نسبت جنسی و رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر کنترل در مدل استفاده شوند، بیکاری نیز بر روند ساختاری (پایدار) نرخ طلاق تأثیر مثبت و معناداری خواهد داشت. همچنین، روند پایدار نرخ طلاق (به‌هنگام استفاده از متغیرهای کنترل)، نیز رابطه‌ی مثبت و معناداری با تورم دارد و این رابطه به نحوی است که نه‌تنها تورم دوره‌ی جاری به افزایش در روند ساختاری (پایدار) نرخ طلاق در دوره‌ی جاری منجر می‌شود، بلکه تورم در دوره‌ی قبل نیز تأثیر معنادار و مثبتی بر روند ساختاری (پایدار) نرخ طلاق در دوره‌ی جاری دارد.

اما درخصوص رابطه‌ی بیکاری و نوسانات نرخ طلاق در ایران نمی‌توان شواهد معتبر بر معناداری رابطه‌ی این دو متغیر یافت. این در حالی است که در نقطه‌ی مقابل، تورم در هر دو حالت بهره‌گیری از متغیرهای کنترل در مدل و عدم استفاده از این متغیرها تأثیر کاملاً معناداری بر نوسانات روند طلاق دارد و به افزایش این نوسانات منجر خواهد شد. درخصوص رابطه‌ی بلندمدت متغیرهای تورم و بیکاری و طلاق و ازدواج نیز نتایج برآورد الگوهای پژوهش نشان می‌دهد که هیچ رابطه‌ی بلندمدتی میان متغیرهای اقتصادی تورم و بیکاری و روند و نوسانات طلاق و ازدواج وجود ندارد.

اما براساس نتایج این مقاله، در کوتاه‌مدت میان روند ساختاری (پایدار) متغیر طلاق و تورم و بیکاری رابطه‌ی معنادار و مثبتی وجود دارد و در مقابل روند پایدار نرخ طلاق نیز رابطه‌ی مثبت و معناداری با تورم دوره‌ی جاری (t) و دوره‌ی قبل (t-1) دارد. از این‌رو، به نظر می‌رسد که هرچند تشکیل خانواده در ایران بیشتر تحت تأثیر زمینه‌های اجتماعی-نهادی و یک مقوله‌ی فرهنگی است، تصمیم به طلاق می‌تواند علاوه بر متغیرهای غیراقتصادی، در تورم و بیکاری ریشه داشته باشد. نتایج این پژوهش می‌تواند بیانگر اهمیت تأثیرگذاری سایر عوامل آموزشی، فرهنگی و اجتماعی بر نرخ طلاق و ازدواج در ایران باشد، زیرا براساس برآوردهای پژوهش نقش بلندمدت

کمرنگی برای عوامل اقتصادی (به‌ویژه تورم و بیکاری) در روند و نوسانات طلاق و ازدواج در ایران مشاهده می‌شود. همان‌طور که گفته شد، بخش عمده دامنه وسیع تغییر و تحولات موجود ناشی از مرحله گذار از سنت به مدرنیته است که باعث تغییر در طرز فکر و نگرش جامعه نسبت به امر ازدواج به‌عنوان یکی از مسائل مهم اجتماعی شده است [۴؛ ۱۵]. بنابراین، یکی از راهکارهای مهم در خصوص کنترل نرخ فرآینده طلاق، که در سال‌های اخیر نیز روند ساختاری (پایدار) و تصادفی روبه‌رشدی داشته است، استفاده از ابزارهای مدیریت اقتصاد کلان و اقتصاد خانواده است. کاهش میزان تأثیرگذاری تورم بر اقتصاد خانواده در دهک‌های پایین درآمدی از طریق بسته‌های حمایتی و نیز افزایش قدرت خرید خانوارهای با درآمد ثابت براساس شاخص تورم می‌تواند تأثیری درخور توجه بر کاهش نرخ طلاق داشته باشد. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود ضمن افزایش ظرفیت‌های تولیدی و اقتصادی به منظور افزایش اشتغال، که به بهبود زمینه ازدواج منجر خواهد شد، کنترل تورم و جبران تأثیرات منفی اقتصادی و اجتماعی آن نیز محور برنامه‌ریزی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌گذاران قرار گیرد. به علاوه، نسبت جنسی می‌تواند از دو طریق مستقیم (به‌عنوان یک متغیر مؤثر بر روند تشکیل خانواده) و غیرمستقیم (کانال کنترلی متغیرهای اقتصادی) بر روند ازدواج تأثیری معنادار داشته باشد. درحقیقت، اهمیت نسبت جنسی از آن جهت است که نه تنها امکان تأثیرگذاری تفسیر دقیق و معنادار بیکاری و تورم بر روند ساختاری (پایدار) طلاق را فراهم می‌آورند، بلکه خود نیز تأثیر مثبت و معناداری بر روند ساختاری (پایدار) ازدواج دارند. از این‌رو، تأکید و توجه ویژه به مکانیسم هشدار نسبت جنسی می‌تواند تأثیری مضاعف و هم‌افزا بر بهبود روند ازدواج در ایران داشته باشد.

منابع

- [۱] آستین‌فشان، پروانه (۱۳۸۰). «بررسی روند تحولات سن ازدواج و عوامل اجتماعی- جمعیتی مؤثر بر آن طی سال‌های ۷۷-۱۳۵۵»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، جمعیت‌شناسی دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران.
- [۲] اسحاقی، محمد؛ محبی، سیده فاطمه؛ ستار، پروین؛ محمدی، فریبرز (۱۳۹۱). «سنجش عوامل اجتماعی مؤثر بر درخواست طلاق زنان در شهر تهران»، زن در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)، ش ۳، ص ۹۷-۱۲۴.
- [۳] التجائی، ابراهیم؛ عزیززاده، مینا (۱۳۹۵). «بررسی عوامل اقتصادی و فرهنگی مؤثر بر سن ازدواج در ایران، یک مطالعه میان استانی»، جامعه‌پژوهی فرهنگی، ش ۳، ص ۱-۲۳.
- [۴] بانکی‌پور فرد، امیرحسین؛ کلانتری، مهدی؛ مسعودی‌نیا، زهرا (۱۳۹۰). «درآمدی بر آمار ازدواج زنان در ایران»، معرفت در دانشگاه اسلامی، ش ۳، ص ۲۶-۴۷.
- [۵] تمنا، سعید (۱۳۸۰)، مبانی جمعیت‌شناسی، تهران: دانشگاه پیام نور.

- [۶] تیماجچی، فاطمه (۱۳۷۷). «علل و عوامل طلاق در تهران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران.
- [۷] درگاهی، حسین؛ قاسمی، مجتبی؛ بیرانوند، امین (۱۳۹۷). «عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر طلاق در ایران با تأکید بر ادوار تجاری، آموزش و اشتغال زنان»، فصل‌نامه اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی، ش ۱۷ و ۱۸، ص ۱۲۰-۱۹۵.
- [۸] صادقی، رسول (۱۳۹۵). «عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر طلاق جوانان در ایران»، نشریه مطالعات راهبردی ورزش و جوانان، ش ۳۲، ص ۱۸۹-۲۰۵.
- [۹] صادقی، رسول؛ شکفته‌گوهری، محمد (۱۳۹۵). «مطالعه پیامدهای بیکاری بر تأخیر در ازدواج جوانان در شهر تهران»، فصل‌نامه برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی، ش ۳۰، ص ۱۴۲-۱۷۵.
- [۱۰] صدرالاشرفی، مسعود؛ خنکدار طارسی، معصومه؛ شمخانی، اژدر؛ یوسفی افراشته، مجید (۱۳۹۱). «آسیب‌شناسی طلاق و راه‌های پیشگیری از آن»، مجله مهندسی فرهنگی، ش ۷۳ و ۷۴، ص ۲۶-۵۳.
- [۱۱] ضرابی، وحید؛ مصطفوی، سید فرخ (۱۳۹۰). «بررسی عوامل مؤثر بر سن ازدواج در ایران؛ یک رویکرد اقتصادی»، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی، ش ۴، ص ۳۳-۶۴.
- [۱۲] عسکری ندوشن، عباس؛ ساسانی‌پور، محمد؛ کوششی، مجید؛ خسروی، اردشیر (۱۳۹۷). «الگوی تفاوت جنسی مرگ‌ومیر در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۴»، زن در توسعه و سیاست، ش ۳، ص ۴۱۵-۴۳۸.
- [۱۳] علی‌مندگاری، ملیحه؛ رازقی نصرآبادی، حجه بی‌بی (۱۳۹۵). «بسترهای اقتصادی مؤثر در تصمیم‌گیری زوجین به طلاق مطالعه موردی شهر تهران»، پژوهش‌نامه زنان، ش ۳، ص ۱۰۹-۱۳۵.
- [۱۴] عیسی‌زاده، سعید؛ بلالی، اسماعیل؛ قدسی، علی محمد (۱۳۸۹). «تحلیل اقتصادی طلاق بررسی ارتباط بیکاری و طلاق در ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۵»، مطالعه راهبردی زنان، ش ۵۰، ص ۷-۲۸.
- [۱۵] کاظمی‌پور، شهلا (۱۳۸۸). «سنجش نگرش جوانان نسبت به ازدواج و شناخت آثار و پیامدهای این نوع ازدواج با تأکید بر ازدواج‌های دانشجویی»، فصل‌نامه علمی-ترویجی دانشگاه اسلامی، ش ۴۲، ص ۷۵-۹۵.
- [۱۶] کاظمی‌پور، شهلا (۱۳۷۱). روش‌های مقدماتی تحلیل جمعیت، تهران: دانشگاه پیام نور.
- [۱۷] کاملی، محمدجواد (۱۳۸۶). «بررسی توصیفی علل و عوامل مؤثر در بروز آسیب اجتماعی طلاق در جامعه ایران با توجه به آمار و اسناد موجود»، فصل‌نامه دانش انتظامی، ش ۵۳، ص ۱۸۰-۱۹۸.

- [۱۸] کاوه فیروز، زینب؛ کاظمی‌پور، شهلا؛ رنجبر، مرتضی (۱۳۹۳). «تعیین‌کننده‌های اجتماعی- جمعیتی افزایش سن ازدواج (دانشجویان زن تحصیلات تکمیلی دانشگاه‌های تهران)»، زن در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)، ش ۳، ص ۴۴۹-۴۶۸.
- [۱۹] کلانتری، صمد (۱۳۷۵). میان‌جمعیت‌شناسی، تهران: مانی.
- [۲۰] میرمحمدصادقی، جواد؛ توکلی، اکبر؛ واحدسعید، فریبا (۱۳۸۹). «عوامل اجتماعی- اقتصادی و جمعیت‌شناختی مؤثر بر باروری در مناطق روستایی شهرستان نجف‌آباد»، زن در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)، ش ۱، ص ۱۴۳-۱۵۹.
- [۲۱] هزارجریبی، جعفر؛ آستین‌فشان، پروانه (۱۳۸۸). «بررسی عوامل اجتماعی، اقتصادی مؤثر بر میانگین سن ازدواج زنان در سه دهه گذشته ۱۳۵۵-۱۳۸۵»، نشریه برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی، ش ۱، ص ۱۳-۳۲.
- [22] Ackley, Gardner. 1978. "The goals of stabilization policy: The costs of inflation", *American Economics Review*, 68: PP 149-154.
- [23] Arnaldo, Carlos (2004). "Ethnicity and Marriage Patterns in Mozambique", *African*.
- [24] Banerjee, A., J.J. Dolado & R. Mester. (1992). "On Some Simple Test for Cointegration: The Cost of Simplicity", *Bank of Spain Working Paper*, 9302.
- [25] Becker, S. Gary; Landes, M. Elisabeth and Michael Robert T. (1977). "An Economic Analysis of Marital Instability", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 6 (Dec., 1977), PP 1141-1187.
- [26] Blau, Francine D.; Lawrence M. Kahn and Jane Waldfogel. (2000). "Understanding Young Women's Marriage Decisions: The Role of Labor and Marriage Market Conditions", *Industrial and Labor Relations Review*, 4, PP 624-647.
- [27] Bracher, Michael and Gigi Santow. (1998). "Economic independence and union formation in Sweden", *Population Studies*, 3, PP 275-294.
- [28] Brien, Michael J. (1997). "Racial Differences in Marriage and the Role of Marriage Markets", *Journal of Human Resources*, 4, PP 741-78.
- [29] Charles K. and Stevens, M. (2004). "Job displacement, Disability, and divorce", *Journal of Labour Economics*, 22, PP 522-489.
- [30] Choe, Minja K., Shyma Thapa and Vinod Mishra. (2004). "Early marriage and early motherhood in Nepal", *Journal of Biosocial Sciences* (First published on line, 20, PP 1-20).
- [31] Edlund, L. (1999). "Son preference, sex ratios, and marriage patterns", *Journal of political Economy*, 107(6), PP 1275-1304.
- [32] Ehiemua, S. (2014). "Gender longevity: Male/female disparity", *International Journal of Academic Research and Reflection*, 2(3), PP 32-38.
- [33] Elias, J. Julio. (2003). "The Link between Unemployment and the Marriage Rate: Buenos Aires, Argentina, 1980-1999", *Cuad. Econ*, 121.

- [34] Goode, W. J. (1971). "Family disorganization, in Contemporary Social Problems (Eds) R", Merton and R. Nisbet, Harcourt, Brace, Jovanovich, New York, PP 476-544.
- [35] Harvey, A. (1997). "Trends, cycles, and autoregressions", *Economic Journal*, 107, PP 192-201.
- [36] Harvey, A. (1989). "Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter", Cambridge University Press, Cambridge.
- [37] Hess, G. D: (2004). "Marriage and Consumption Insurance: What's Love Got to do with it?", *Journal of Political Economy*, 112, PP 290-318.
- [38] Ikamari, Lawrence D.E. (2005). "The Effect of Education on the Timing of Marriage in Kenya", *Demographic Research*, 12.
- [39] Kalmijn, Matthijs & Jansen, M. (2004). "Interaction between Cultural and Economic Determinates of Divorce in the Netherlands", *Marriage and Family*, 1, PP 75-89.
- [40] Koopman, S., Harvey, A., Doornik, J. and Shephard, N. (2000). *Stamp: Structural Time Series Analyser, Modeller, and Predictor*, Timberlake Consultants Press, London.
- [41] Kwiatkowski, D.; Phillips, P.; Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, 54, PP 159-78.
- [42] Lopez, A. D. (1984). "Sex differentials in mortality", WHO Chronicle, 38, PP 217-224.
- [43] Loughran, David S. (1998). "Does Variance Matter? The Effect of Rising Male Wage Inequality on Female Age at First Marriage Unpublished manuscript",
- [44] Luy, M. (2003). "Causes of male excess mortality: insights from cloistered populations. *Population and Development Review*, 29(4), PP 647-676.
- [45] Nathanson, C. A. (1984). "Sex differences in mortality", *Annual review of sociology*, 10(1), PP 191-213.
- [46] Norton, A. and Glick, P. (1979). "Marital instability in America: past, present, and future", in Divorce and Separation (Eds) G. Levinger and O. C. Moles, Basic Books, New York, PP 6-19.
- [47] Nunley, J. M. (2009). "Inflation and other aggregate determinants of the trend in US divorce rates since the 1960s", *Applied Economics*, 42:26, PP 3367-3381.
- [48] Nunley, J. M; M.John and Seals, Alan: (2010). "The Effects of Household Income Volatility on Divorce", *American Journal of Economics and Sociology*, 69.
- [49] Ogburn, W. and Thomas, D. (1922). "The influence of the business cycle on certain social conditions", *Journal of the American Statistical Association*, 18, pp 324-40.

- [50] *Population Studies*, 19(1), PP 164-143.
- [51] Schellekens, Jona and Gliksberg, David. (2012). "Inflation and Marriage in Israel", *Journal of Family History*, 00(0), PP 1-16.
- [52] Smith, D. W. (1989). "Is greater female longevity a general finding among animals?", *Biological Reviews*, 64(1), PP 1-12.
- [53] South, S. (1985). "Economic conditions and the divorce rate: a time-series analysis of postwar United States", *Journal of Marriage and the Family*, 47, PP 31-41.
- [54] Waldron I. (1995). "Contributions of biological and behavioural factors to changing sex differences in ischemic heart disease mortality", in: Lopez A. D., Caselli G., Valkonen T. (Ed.): *Adult Mortality in Developed Countries. From Description to Explanation*, Oxford: Clarendon Press: PP 161-178
- [55] Weiss, Yoram and Willis, J.Robert. (1997). "Match Quality. New information and Marital Dissolution", *Journal of Labor Economic*, 15.
- [56] Wilson, William J. And Neckerman, Kathryn M. (1986). "Poverty and Family Structure: The Widening Gap between Evidence and Policy Issues, in Sheldon H",
- [57] Wingard, D. L. (1984). "The sex differential in morbidity, mortality, and lifestyle", *Annual review of public health*, 5(1), PP 433-458.
- [58] Wood, Robert G. (1995). "Marriage Rates and Marriageable Men: A Test of the Wilson Hypothesis", *Journal of Human Resources*, 30(1), P 16393