پژوهش نامه اسلامی زنان و خانواده / سال یازدهم/ شماره ۳۱/ تابستان ۱۴۰۲ / ۵۹-۹۱

تحلیلی بر مؤلفه‌های اقتصادی مؤثر بر میزان ازدواج و طلاق با تأکید بر مشارکت اقتصادی زنان

مصطفی فزونی[۱]، عبدالمحمد کاشیان[۲]*

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی رابطه مؤلفه‌های اقتصادی با میزان ازدواج و طلاق به‌روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی که امکان تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌آورد، انجام شد. همچنین تحلیل مقایسه‌ای مؤلفه‌های اقتصادی مشترک و توأمان مؤثر بر ازدواج و طلاق نیز ارائه گردید. داده‌های پژوهش از کلیه اطلاعات و آمار مکتوب مربوط به اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۹ جمع‌آوری شد. نتایج تحلیل بلندمدت داده‌ها نشان داد که میزان بیکاری به‌طور مستقیم، و ضریب جینی به‌طور معکوس با میزان طلاق رابطه معنادار دارد. متغیرهای مشارکت اقتصادی زنان، رشد درآمد سرانه، شهرنشینی و رشد اجاره مسکن رابطه معناداری با میزان طلاق در بلندمدت ندارد. همچنین متغیرهای شهرنشینی، مشارکت اقتصادی زنان و رشد درآمد سرانه به‌طورمستقیم، و متغیرهای ضریب جینی، رشد اجاره مسکن و نرخ بیکاری به‌طور معکوس، با میزان ازدواج در بلندمدت رابطه معکوس دارد. نتیجه قابل‌توجه درباره مشارکت اقتصادی زنان این بود که با افزایش میزان مشارکت اقتصادی زنان، میزان ازدواج‌ها در کشور افزوده شده و این متغیر، تأثیر معناداری بر میزان طلاق در کشور نداشته است.

واژگان کلیدی: مشارکت اقتصادی زنان، عوامل مؤثر بر ازدواج، عوامل مؤثر بر طلاق، بیکاری، نابرابری اقتصادی، میزان ازدواج و طلاق.

Doi: 10.22034/ijwf.2023.14907.2037

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۶ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۲/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۰۴

۱. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.
Email: mostafafozoni97@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول)
Email: a.m.kashian@profs.semnan.ac.ir ORCID ID: 0000-0002-5352-1446

* این پژوهش حاصل پایان‌نامه کارشناسی ارشد مصطفی فزونی به راهنمایی عبدالمحمد کاشیان است که با حمایت علمی و معنوی دانشگاه سمنان انجام شده است.

The Islamic Journal of Women and the Family / 11st Year / no.31 / Summer 2023 / 59 -91

An Analysis of Economic Factors Affecting the Rate of Marriage and Divorce with an Emphasis on Women's Economic Participation

Mostafa Fozouni [1], Abdolmohammad Kashian [2]

The present research was conducted with the aim of investigating the relationship between economic factors and the rate of marriage and divorce using Auto Regressive Distributed Lags (ARDL), which provides a short-term and long-term analysis. In addition, a comparative analysis of common and complementary economic factors affecting the marriage and divorce was presented. Research data were gathered from all written statistics related to Iran's economy from 1983 to 2020. The results of long-term analysis showed that unemployment rate has a direct and significant relationship and Gini coefficient has an indirect and significant relationship with divorce rate. The variables of women's economic participation, per capita income growth, urbanization, and housing rental growth do not have a significant relationship with divorce rate in the long term. The variables of urbanization, women's economic participation, and per capita income growth have direct relationship, and the variables of Gini coefficient, housing rental growth, and unemployment rate have indirect relationship with marriage rate in the long term. The most interesting result about women's economic participation was that the more rate of women's economic participation, the more marriage rate, and the variable of women's economic participation does not have any significant effect on divorce rate in Iran.

Keywords: women's economic participation, different factors affecting marriage, different factors affecting divorce, unemployment, economic inequality, rate of marriage and divorce.

Paper Type: Research
Data Received: 2022 / 12 / 17 Data Revised: 2023 / 05 / 19 Data Accepted: 2023 / 05 / 25
1.M.A. in Economics, Semnan University, Semnan, Iran. Email: mostafafozoni97@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. (Corresponding Author)
Email: a.m.kashian@profs.semnan.ac.ir ORCID ID: 0000-0002-5352-1446

۱. مقدمه

ازدواج در فرهنـگ اسـلامی و ایرانی امری مقدس و طلاق نکوهیده اسـت. بنیان اساسـی فرهنگ اسـلامی-ایرانی بر خانواده نهاده شـده و ازدواج اولین و مهمترین مرحله در مسیر زندگی خانوادگی است که موفقیت در دیگر مراحل زندگی به موفقیت در این مرحله بستگی دارد. منطـق فکری و بررسـی‌های تجربی نشـان می‌دهد کـه افزایش ازدواج و شـکل‌گیری کانون خانواده به‌طور محسوس از بزهکاری، فساد، بی‌بندوباری، طغیان‌ها و جرم و جنایت جلوگیـری می‌کنـد؛ زیرا بخش زیـادی از جرائم از افرادی سـرمی‌زند که از وجـود کانون گرم خانوادگی محرومند. (محمدی‌سـیف و عارف، ۱۳۹۴) طلاق ازنظر اجتماعی و فرهنگی امری ناپسـند بـوده کـه پیامدهـا و ناهنجاری‌های منفی به‌دنبـال دارد. ایـن پیامدها بـر ارکان مختلف جامعه تأثیر می‌گذارد و به‌دلیل تأثیر ویژه بر زنان و کودکان در تحلیل‌های جمعیتی توسعه و سیاسـت‌گذاری‌های اجتماعی اهمیت می‌یابد. بررسـی‌های مختلـف از رابطه بین طلاق با اعتیاد، جرم، بزهکاری، عدم تعادل شـخصیتی و افسـردگی، مشـکلات آموزشـی تربیتی، خودکشی و نظایر آن حکایت می‌کند (کلانتری، جواهری و روشن‌فکر، ۱۳۹۰).

باوجـود جهت‌گیری‌های کلی نظام جمهوری اسـلامی ایران در افزایش ازدواج و کاهش طلاق، شـواهد و قرائن حاکی از آن اسـت که در سـال‌های اخیر وضعیت کشـور در این دو حوزه مناسـب نیست به‌طوری‌که سیاسـت‌گذاران و تصمیم‌گیران را بر آن داشت که عوامل کاهـش ازدواج و افزایـش طلاق را بررسـی کنند. بی‌تردید نقش عوامـل اقتصادی که یکی از ارکان زندگی اجتماعی افراد اسـت هم در ازدواج و هم در اقتصاد نقشـی انکارنشدنی است. عوامـل اقتصادی در تصمیم‌گیری افراد برای تشـکیل زندگی زناشـویی و نیـز در عدم وفاق زوجین و تصمیم آنها برای پایان زندگی مشـترک نقش مهمی دارد. پژوهش حاضر به‌دنبال پاسـخ به این سـؤال اسـت که آیا متغیرهای اقتصـادی بر میزان ازدواج و طـلاق در جامعه تأثیرگـذار اسـت. آیا مؤلفه‌هـای اقتصادی بـر میـزان ازدواج و طلاق در ایران نقـش و تأثیر یکسانی دارمد. برای پاسخ به این سؤال روش‌ها و داده‌های متعددی استفاده می‌شود، اما ترجیح پژوهشگران بر آن بوده که از داده‌های آماری متقن در اقتصاد ایران استفاده و روابط بین متغیرهای موردنظر را براساس روش‌های رگرسیونی استخراج کند.

۲. چهارچوب نظری پژوهش

۲-۱. نظریه‌های اقتصادی ازدواج و طلاق

اهمیت علل اقتصادی در ازدواج و طلاق سبب شده که نظریه‌های متعددی در این مورد ارائه شود. پنج نظریه مهم در بررسی ازدواج و طلاق در جوامع مطرح است که عبارتند از: نظریه مبادله، نظریه منفعت انتظاری، دیدگاه استرس روانی-اجتماعی، دیدگاه هزینه طلاق و دیدگاه استقلال اقتصادی. (درگاهی، بیرانوند و قاسمی، ۱۳۹۷)

۲-۱-۱. نظریه مبادله اجتماعی در ازدواج و طلاق

در نظریه مبادله اجتماعی از محاسبات زوجین در برآورد هزینه‌ها و منافع ادامه زندگی مشترک یا طلاق استفاده شده است. براساس این نظریه اگر جاذبه‌های درون زندگی مشترک نسبت به جذابیت‌های خارج آن برای یک فرد قوی‌تر باشد تمایل به حفظ زندگی مشترک بیشتر است. باوجود گزینه‌های جایگزین جذاب، اگر موانع طلاق نیز زیاد باشد طلاق اتفاق نمی‌افتد. (دونوان و جکسون،[1] ۱۹۹۰) این نظریه در مورد ازدواج نیز اهمیت دارد. مهمترین مزیت ازدواج، همراهی، مهربانی، خدمات خانگی، تفاهم با همسر، ارتباطات و تسهیم دارایی‌هاست (اسپنیر و تامپسون،[2] ۱۹۸۳). مجازات‌های ازدواج نیز شامل نارضایتی، عدم تفاهم‌ها و تعارضات است. براساس این نظریه وقتی فرد احساس کند اقدام وی منافع بیشتری نسبت به هزینه‌ها دارد آن‌را دنبال می‌کند.

۲-۱-۲. نظریه منفعت انتظاری در ازدواج و طلاق

دومین نظریه در مورد تحلیل اقتصادی ازدواج و طلاق مربوط به نظریه منفعت انتظاری است. بکر، لاندر و میشل[3] (۱۹۷۷) مسئله ازدواج و طلاق را مانند یک کالا در بازارهای اقتصادی تحلیل می‌کند و بر دو فرض اصلی تکیه دارد که عبارتند از: فرض اول اینکه هر شخصی تلاش می‌کند تا همسری پیدا کند که رفاهش را حداکثر کند. در فرض دوم، بازار ازدواج در تعادل است؛ یعنی هیچ شخصی نمی‌تواند با تغییر همسر خود همسر بهتری بیاید. ازنظر

1. Donovan, R. L., & Jackson, B. L.
2. Spanier, G. B., & Thompson, L.
3. Becker, G. S., Landes, E. M., & Michael, R. T.

وی، هر شـخص عایدی‌های ناشـی از ازدواج را در مقایسـه با ازدواج نکردن و مجرد ماندن مقایسـه می‌کند. این عایدی‌ها به‌طور مسـتقیم به درآمد، اختلاف نسبی در نرخ دستمزد، سـطح متغیرهای غیربازاری مثل آموزش و زیبایی بسـتگی دارد. وی فرض می‌کند که افراد زمانی ازدواج می‌کنند که مطلوبیت مورد انتظارشان از ازدواج نسبت به مطلوبیت انتظاری مجرد ماندن بیشتر باشد. بکر، شرط وقوع طلاق و انحلال خانواده را براساس ثروت کالایی مورد انتظار این‌گونه بیان می‌کند که زوجین زمانی‌که انتظار شـرایط بهتری از طلاق داشته باشـند، راضی به طلاق می‌شـوند. بدون تردیـد عوامل اقتصادی براسـاس نظریه بکر تأثیر قابل توجهی بر میزان ازدواج و طلاق دارند.

۲-۱-۳. نظریه استرس روانی-اجتماعی در ازدواج و طلاق

سـومین تئوری اقتصادی در تشـریح علل و عوامل ازدواج و طلاق، دیدگاه اسـترس روانی-اجتماعی اسـت. این دیـدگاه بیان می‌کند که افزایش درآمد جـاری زوجین به‌دلیل کاهش مشـقت مالـی باعث پایداری ازدواج می‌شـود. برای نمونه، اشـتغال زوجیـن باعث کاهش اختلافات و افزایش اوقات فراغت می‌شـود. بنابراین، باتوجه به این دیدگاه، درآمد همسـر می‌تواند خطر طلاق را کاهش دهد. این موضوع به‌ویژه در شرایطی که درآمد شوهر کمتر از حد لازم برای برآورده کردن نیازهای خانواده باشد، بیشتر مورد تأکید است. (آماتو و بتی،[1] ۲۰۱۱)

۲-۱-۴. نظریه هزینه‌محوری در ازدواج و طلاق

چهارمیـن نظریه که به بررسـی علـل ازدواج و طلاق می‌پـردازد دیدگاه اسـتاندارد زندگی و انباشـت ثروت اسـت. از نگاه طرفداران این نظریه افراد برای تصمیم‌گیـری در مورد ازدواج و طـلاق بـه تأثیر آن بر اسـتانداردهای زندگـی خود و میزان انباشـت ثروت تأکیـد دارند و هزینه‌های طـلاق و ازدواج اهمیت زیادی می‌یابد. طرفداران این دیدگاه معتقدند طلاق از جنبه استاندارد زندگی و انباشت ثروت، پرهزینه است. این هزینه‌ها شامل هزینه دادرسی، دسـتمزد وکیل، انتقال به اقامتگاه جدید برای حداقل یکی از زوجین و یا هر دو آنها، خرید اسباب و اثاثیه جدید، تقسیم دارایی مشترک و به‌طور کلی عدم صرفه‌های ناشی از مقیاس تقسـیم یک خانوار به دو خانوار است. در شـرایط نامناسب اقتصادی پرداخت هزینه‌های

1. Amato, P. R., & Beattie, B.

طـلاق برای زوجین ناراضی از زندگی مشـترک به‌دلایلی مانند بیـکاری یکی از زوجین، عدم وجود موقعیت مناسـب بـرای ورود به بازار کار به‌صورت تمام‌وقت و نگرانی زوجین شـاغل در مورد آینده شغلی خود سخت خواهد بود و درنتیجه تقاضای طلاق کاهش می‌یابد. (آماتو و بتی، ۲۰۱۱) پژوهش‌های دیگر نشـان می‌دهند که اسـتاندارد زندگی زنان درپی طلاق کاهش می‌یابد (پترسن[1]، ۱۹۹۶).

براسـاس نتایـج مطالعات، مردان و زنـان دلایل خوبی برای اجتنـاب از طلاق در طول دوره‌های سـخت اقتصادی دارند و حتی ممکن اسـت بیـکاری و هزینه‌های طلاق موجب بهبود رابطه زوجین شود. ویلکاکس و دیو[2] (۲۰۰۹) عقیده دارد که بیشتر زوج‌ها به بحران‌های اقتصادی واکنش آنی نشان نمی‌دهند، بلکه با بررسی روند طلاق به‌نظر می‌رسد بسیاری از زوج‌ها به این درک رسـیده‌اند که در زمان ناهمواری‌های اقتصادی، زندگی مشترک موجب حمایت اقتصادی و اجتماعی بیشتر از آنها می‌شود.

۲-۱-۵. نظریه استقلال اقتصادی در ازدواج و طلاق

آخرین دیدگاه بر استقلال اقتصادی در قالب معیار تصمیم‌گیری در مورد ازدواج و طلاق تکیه دارد. در این دیدگاه، وقتی زوجین از نظر مالی وابستگی کمتری به یکدیگر دارند، نرخ طلاق درصورت عدم رضایت از زندگی مشـترک افزایش می‌یابد. براسـاس این دیدگاه، وقتی زنان تجربیات کاری کمتری داشته باشند به شوهران خود وابستگی بیشتری دارند و تمایل آنها برای طلاق کمتر است. همچنین استقلال اقتصادی به جنبه‌های دیگر از پتانسیل درآمدزایی زنان از جمله تحصیلات، شـغل و عواملی مانند سیاسـت‌های حمایت از کودکان و حمایت دولـت از خانوارهای کم‌درآمد بسـتگی دارد. این موضوع در مورد ازدواج نیز صادق اسـت.

۲-۲. عوامل مؤثر بر ازدواج و طلاق

بـا بررسـی عوامـل اقتصادی مؤثـر بـر ازدواج و طلاق در سـطح جامعه و دسـته‌بندی آنها می‌توان متغیرهای درآمد سـرانه، بیکاری، ضریب جینی، شهرنشـینی، مشـارکت اقتصادی زنان و اجاره مسـکن را متغیرهای اقتصادی مشـترک میان این‌دو نام برد. ازآنجاکه هدف،

1. Peterson, R.
2. Wilcox, W. B., & Dew, J.

ارائه تحلیل مقایسه‌ای میان عوامل اقتصادی مؤثر بر ازدواج و طلاق است با بررسی عوامل مشترک، زمینه برای مقایسه تأثیرات آنها بر میزان سرانه طلاق و ازدواج فراهم می‌شود.

۲-۲-۱. مشارکت اقتصادی زنان

مشـارکت اقتصـادی زنان که یکـی از نتایج افزایش سـطح تحصیلات اسـت، باوجودی که باعث افزایش رویکرد آنها به بازار کار و افزایش سطح درآمدشان می‌شود در مواردی موجب افزایش سطح طبقه اقتصادی و ایجاد توقعاتی فراتر از واقعیت‌ها می‌شود و پیدا کردن گزینه مناسـب با شأن آنها را مشـکل‌تر می‌کند. از طرفی، اسـتقلال مالی بانوان سطح توقعاتشان از خواسـتگار آینده خـود را برای زندگـی مرفه‌تر افزایـش می‌دهد. در ابتدا به‌نظر می‌رسـد فعالیت اقتصادی، نشانه‌ای از مشارکت زنان در فعالیت بیرون از خانه بوده و با سن ازدواج رابطه معکوس دارد. این وضعیت نیز تقویت‌کننده موقعیت زنان با تأخیر در ازدواج اسـت. (محمودیـان، ۱۳۸۲) یکی از مزایای مشـارکت اقتصادی زنان این اسـت که بـا تکیه بر درآمد خود نااطمینانی کمتری نسبت به آینده اقتصادی خانواده خود و حتی درآمد همسر خود دارند. ازاین‌رو، ممکن است در ازدواج با نگاه سهل‌گیرانه‌تری وارد شوند.

درمقابـل، مشـارکت زنان در کسـب معاش، کاهش آسـایش و راحتی، مسـتولی شـدن خستگی ناشی از کار در منزل و خارج از آن، کم‌شدن آستانه تحمل اعمال کودکانه به‌دلیل فشـار مضاعـف بر مادر، تضعیـف روابط عاطفی بین همسـران و بروز شـکاف و اختلاف در خانواده را به‌دنبال دارد. اسـتقلال مالی زن در برخی مواقع سـبب امتناع آنها در تمکین به حقوق شـوهر و امتناع از وظایف زوجیت می‌شـود کـه این رویه به فروپاشـی نهاد خانواده کمـک می‌کنـد. در برخی موارد، اسـتقلال مالـی زنان، انگیزه مـردان برای طـلاق را افزایش می‌دهد. (محمدی، ۱۴۰۰) هرچند از دیدگاهی، شاغل بودن زن در بیرون از خانه باعث گشایش مالی و افزایش سطح رفاه می‌شود.

۲-۲-۲. درآمد خانواده

تأمین معاش و هزینه زندگی از مهمترین نگرانی‌های جوانان در امر ازدواج اسـت. جوانانی که درآمد کافی برای ادامه زندگی حداقلی ندارند، جرئت کمتری برای ازدواج دارند. (شاطریان، شـفایی‌مقدم، نیازی، ۱۳۹۴) ازسـوی‌دیگر، میزان ثروت خانواده‌ها و درآمد آنها براساس نظریه‌های

اقتصادی باتوجه به هنجارهای حاکم بر بازار ازدواج در نگرش و گرایش به ازدواج مؤثر است (شاطریان،. و همکاران ۱۳۹۴). ازدواج، تشکیل خانواده و آغاز زندگی زناشویی در ابتدا نیاز به درآمد اولیه مستقل برای زندگی یک خانواده دونفره در کوتاه‌مدت و چندنفره در میان‌مدت و بلندمدت دارد که در هر جامعه‌ای براساس اقتضائات آن متفاوت خواهد بود. درآمد خانواده مهمترین عنصر در ادامه زندگی برای رفع احتیاجات است. باتوجه به نیازهای متنوع و پیچیده هر فرد در خانواده و تأمین هزینه این نیازها توسط پدر (به‌دلیل ساختار فرهنگی و اجتماعی جامعه) اگر درآمد کافی وجود نداشته باشد آسیب‌هایی برای اعضای خانواده به‌دنبال دارد.

هرچه شکاف بین هزینه‌ها و درآمد افراد بیشتر باشد عواقب آن مهلک‌تر و فاجعه‌بارتر خواهد بود و سبب می‌شود ثبات خانواده دستخوش آشفتگی‌های جدی و بنابر تحقیقات، حتی باعث طلاق شود. بدیهی است که برای حفظ و ارتقای نقش خانواده در فرایند توسعه ایران باید همواره به‌همراه افزایش درآمد سرانه، توسعه فرهنگی نیز درراستای تحکیم بنیان خانواده در اولویت باشد. برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهد افزایش درآمد به‌ویژه در زنان باعث استقلال نسبی بیشتر و درنتیجه افزایش توانایی‌های آن در خانواده شده و میزان وقوع طلاق را افزایش می‌دهد که نقش دوگانه درآمد را نشان می‌دهد. (درگاهی،. و همکاران، ۱۳۹۷)

۲-۲-۳. نابرابری اقتصادی

اگر افزایش درآمد (سرانه) در توزیع، ناکارآمد و تبعیض‌آمیز باشد، نمی‌تواند آثار مثبتی مانند افزایش رفاه و تقویت معیشت را برای آحاد جامعه به‌بار بیاورد و این یعنی، شکاف طبقاتی و شکاف درآمدی و اقتصادی و نتیجه آن یعنی، محروم کردن بخشی از جامعه از درآمد کافی و امکانات موجود در جامعه. این موضوع باعث می‌شود که بسیاری از جوانان و خانواده‌های آنها توان اقداماتی مانند ازدواج و تأمین هزینه‌های آن‌را نداشته باشند. اجرای سیاست‌هایی که بتواند به کاهش نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی و بالابردن سطح عدالت اجتماعی کمک کند، می‌تواند شرایط ازدواج در ایران را آسان کند. (عسگری ندوشن، ماندگاری و فتوحی، ۱۳۹۷) اگر توزیع درآمد در سطح جامعه مطلوب نباشد بسیاری از خانواده‌ها در سطح طبقاتی مطلوبی برای زندگی قرار نمی‌گیرند و این باعث می‌شود افراد، خانواده

خـود را ازنظر اقتصادی و تاحدودی اجتماعی با دیگران مقایسـه کنند و از اینکه خانواده و به‌ویژه پدر خانواده نمی‌تواند به نیازهای آنها پاسخ مناسب دهد، اظهار نارضایتی کنند. در ایـن موارد، افراد به‌ویژه زنـان، ازدواج خود را نامطلوب تلقی کرده و گرایش به طلاق افزایش می‌یابـد. بین ضریب جینی و نرخ طلاق رابطه مسـتقیم وجود دارد؛ یعنی با افزایش ضریب جینـی، تعداد طلاق اتفاق‌افتـاده در ده‌هزار نفر افزایش می‌یابد (گرشاسـبی فخر، موسـایی و مهرگان، ۱۳۸۸). تحقیقـات نشـان می‌دهـد که بین پایـگاه اجتماعی و اقتصـادی در گرایش زوجه به طلاق همبستگی وجود دارد (زارعان، ۱۳۹۶).

۲-۲- ۴. تأمین مسکن

تهیـه مسـکن چه به‌صورت ملکی و چه به‌صـورت اجاره‌ای، یکـی از مهمترین و فوری‌ترین نیازهای یک زندگی مشـترک و مستقل است؛ زیرا داشتن مسکن جداگانه، قابل‌لمس‌ترین نشانه استقلال زوجین از خانواده‌های خود در ابتدای زندگی است. (مرادی و صفاریان، ۱۳۹۱) این مشـکل در شهرهای بزرگ و کلان‌شهرها پیچیده‌تر و سخت‌تر است. باتوجه به بازار مسکن و افت‌وخیز قیمتی آن در طول دهه‌های اخیر، کمترجوانی دورنمای قیمت مناسب در این حوزه را پیش‌بینی می‌کند خود را برای اجاره یک مسکن مستقل، آماده نمی‌بیند، درنتیجه ازدواج را در زمان حاضر غیرعملی و مخاطره‌آمیز می‌داند. در بسیاری از موارد تهیه مسکن و عدم داشتن ویژگی‌های مناسب مسکن فعلی و اجاره سنگین آن موجبات تنش و مشاجره در خانواده‌ها می‌شـود. این مشـکل در شـهرهای بزرگ و کلان، شـدت بیشـتری دارد و در بسـیاری از موارد پرداخت آن از توان خانواده‌ها خارج و باعث معضلاتی مثل بدمسـکنی و حاشیه‌نشینی و معضلات خاص آنها می‌شود که چالشی جدی برای سرپرست خانواده است.

۲-۲- ۵. شهرنشینی

رشـد شهرنشـینی، مصرف‌گرایی را با خـود به‌همـراه دارد و خانواده‌هـا وارد رقابت بی‌پایان مصرف‌گرایـی می‌شـوند. این عامل باعث افزایـش هزینه‌های جانبـی ازدواج مانند برگزاری جشـن عروسـی، تهیـه جهیزیه‌های گران‌بها و سـایر موارد شـده که خود، کاهش تشـکیل خانواده را به‌دنبال دارد. (شـرفی و طاهرپور، ۱۳۸۷) سـن ازدواج به‌واسـطه عواملـی مانند افزایش سطح تحصیلات و اشتغال زنان و میزان شهرنشینی روبه افزایش است بدین‌ترتیب تحولاتی

در الگوی ازدواج یعنی، حرکت از ازدواج زودرس به‌سمت ازدواج دیررس اتفاق افتاده است (آستین‌افشان و هزارجریبی، ۱۳۸۸). ازطرفی بین نسبت شهرنشینی و نرخ طلاق رابطه مستقیم وجود دارد؛ یعنی افزایش مهاجرت روستاییان به شهرها و دلایل دیگر که باعث افزایش جمعیت شهری نسبت به جمعیت کل کشور می‌شود باعث افزایش تعداد طلاق‌های اتفاق‌افتاده می‌شود (گرشاسبی‌فخر.، و همکاران، ۱۳۸۸).

۲-۲- ۶. بیکاری

اشتغال، ابتدایی‌ترین گزینه برای استقلال جوانان به‌ویژه برای پسران است تا به زندگی مستقل از خانواده و زندگی مشترک بیندیشند. هرچند این اعتقاد وجود دارد که نبود شرایط مالی مانع مهمی برای ازدواج است، اما تأکید صریح‌تر بر اینکه شغل، مانع ازدواج می‌شود، روشن می‌کند که مسئله اصلی برای بسیاری از جوانان، پیش‌بینی‌ناپذیری زندگی و فقدان امکان تأمین زندگی مشترک پس از ازدواج به‌دلیل نداشتن شغل است. اهمیت داشتن کار برای ازدواج بسیار وابسته به طبقه است. آنها که سطح طبقاتی پایین‌تری دارند، بر داشتن کار درقالب اصلی‌ترین زمینه ازدواج تأکید بیشتری دارند. (بنی‌جمالی و صادقی‌نسایی، ۱۴۰۰) بیشتر جوانان معتقدند موقعیت ایدئال ازدواج برای پسران بعد از اشتغال به کار و داشتن شرایط مالی مناسب به‌وجود می‌آید (صادقی، ابراهیمی و زنجری، ۱۳۹۵). اشتغال همان‌طورکه امر مهمی در ازدواج است تأثیر قابل‌توجهی بر طلاق نیز دارد. بیکاری سرپرست خانواده آسیب‌های روحی، روانی و جسمی برای خود و خانواده دارد که از نتایج آن می‌توان به افزایش سطح طلاق در جامعه اشاره کرد.

۲-۳. پیشینه تحقیقاتی پژوهش

زعفرانچی و گلدانی (۱۴۰۱) در پژوهش خود دریافتند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، متغیر ضریب جینی و نابرابری توزیع درآمد بر تمایل به تأهل اثر منفی دارد. نتایج نشان می‌دهد نرخ بیکاری و نرخ تورم حداقل در کوتاه‌مدت (با یک وقفه و دو وقفه) اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص تمایل به تأهل دارد که می‌تواند از کاهش طلاق به‌دلیل صرفه‌های به مقیاس زندگی مشترک، افزایش ازدواج به‌دلیل تسهیم در هزینه‌ها و جلوگیری از تحمیل هزینه‌های انجام طلاق، منتج شود. نتایج پژوهش تاج‌بخش و نصیری (۱۴۰۰) نیز نشان می‌دهد که بین

عوامل اقتصادی و افزایش سـن ازدواج رابطه وجود دارد. هرچه شـرایط اقتصادی و مادی جوانان برای ازدواج مهیا باشـد، تمایل به تشـکیل زندگی مشـترک بیشتر می‌شود. دلیری (۱۳۹۸) در پژوهش خود نشان داد که متغیرهای اقتصادی بخش مهمی از متغیرهای مؤثر بر طلاق را به‌خود اختصاص داده و مشاهدات تجربی ارتباط منفی بین درآمد مردان و طلاق را تأییـد می‌کند. نتیجه پژوهش وی نشـان می‌دهد که متغیرهای تورم در بخش مسـکن، بیکاری مردان، سـطح تحصیلات دانشـگاهی زنان و نابرابری سـطح درآمد سـبب تشـدید طلاق می‌شـود. ازسوی‌دیگر، افزایش رفاه خانوار و افزایش اشتغال مردان هرچند به‌صورت ناقص، سبب کاهش میزان طلاق در جامعه می‌شود.

قائمی‌اصـل، توسـلی عبدل‌آبـادی، شاه‌پرسـت و نصراصفهانـی (۱۳۹۸) در بررسـی تأثیر کوتاه‌مـدت و بلندمـدت متغیرهای اقتصـادی روند ازدواج و طلاق در ایـران به این نتیجه رسـیدند که بیکاری و تـورم، تأثیر معناداری بر روند سـاختاری متغیر ازدواج نـدارد، اما در کوتاه‌مـدت میـان متغیرهای تـورم و طلاق رابطـه مثبتی وجـود دارد. درگاهـی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشـی دریافتنـد که تحصیلات عالـی، نرخ طلاق را کاهش و تـورم، آن‌را افزایش می‌دهـد. همچنین بین نـرخ طلاق و درآمد سـرانه و نرخ بیکاری و تحصیلات دانشـگاهی رابطه معناداری وجود دارد. فلاحی و دلدار (۱۳۹۴) نیز اثابت کردند که با بررسـی داده‌ها طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱ در ۲۸ استان ایران با افزایش یک‌درصدی در هریک از متغیرهای مسـتقل بیکاری، تورم، تحصیلات عالی و میزان شهرنشینی، میزان طلاق به‌ترتیب ۱۳۴/ ۰، ۰/۱۳۳ و ۰/۱۳ و ۲/۸۸ رشد می‌کند.

شاطریان و همکاران (۱۳۹۴) نیز در پژوهش خود نشان دادند که بین متغیرهای وضعیت اقتصادی، افزایش توقعات، بیکاری، سـنگینی مخارج ازدواج، انحرافات اجتماعی، تضعیف باورهـای دینی و تـرس از آینده رابطه معنـاداری وجود دارد و بالارفتـن تحصیلات عالی در زنان درنتیجه داشـتن همسـری با مدرک تحصیلی عالی و شـغل معتبر را از عوامل افزایش سـن ازدواج می‌دانند. برای محمدی‌سـیف و عارف (۱۳۹۴) این نتیجه حاصل شد که از بین هفت مانـع اجتماعی در بروز ازدواج، موانع اقتصادی یعنی، هزینه ازدواج، عدم اشـتغال و بیکاری و نداشـتن مسکن مهم است. کلانتری و همکاران (۱۳۹۰) نیز دریافتند که ۶۰٪ پسران

معتقدند که موقعیت مناسب ازدواج پسران بعد از اشتغال است. درمرتبه بعدی ۲۷٫۶٪ داشتن شرایط مناسب مالی را ایدئال ازدواج برای پسران می‌دانند. پیش‌شرط ۸۸٪ پسران برای ازدواج، مشکلات مالی است.

گونزالس[1] (۲۰۲۲) در پژوهش خود نشان می‌دهد که بین قیمت مسکن و نرخ ازدواج در اسپانیا در هر دو سطح محلی و منطقه‌ای ارتباط منفی معناداری وجود دارد. مطالعات رجب و آیهب[2] (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که چگونه یک شوک اقتصادی منفی بزرگ بر نرخ ازدواج مردان جوان در کرانه باختری تأثیر می‌گذارد. مطالعه ایشان بااستفاده از داده‌های قبل و بعد از بسته‌شدن ناگهانی این مرز در سال ۲۰۰۱ انجام شده است. یافته‌های آنها نشان داد که بسته‌شدن مرز باعث کاهش نرخ ازدواج دربین مردان جوان ۱۹ تا ۲۹ ساله شده است. اثر نامطلوب شوک اقتصادی با ترکیبی از افزایش بیکاری جوانان و انتظارات سفت‌وسخت در مورد هزینه‌های ازدواج بر ازدواج مردان تأثیرگذار است. ماپروپولوس و پاناگیوتیدیس[3] (۲۰۱۹) نیر در پژوهش خود در ایالات متحده نشان دادند که مردان جوان درصورت احساس دسترسی به ثروت بیشتر نسبت به سطح خواسته‌های مادی خود احتمال ازدواج بیشتر دارند. در این مطالعه منظور از درآمد نسبی، درآمد فعلی مردان جوان در مقایسه با سطح آرزوهای مادی به‌دست‌آمده در کودکی است. گونزالس و مارسین[4] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای رابطه طلاق و چرخه‌های تجاری را بررسی کردند. آنها بااستفاده از تحلیل پانل دیتا برای داده‌های ۲۵ کشور اروپایی طی سال‌های ۱۹۹۱-۲۰۱۲ نشان دادند که بین طلاق و نرخ بیکاری رابطه منفی وجود دارد. هیل[5] (۲۰۱۵) نیز در پژوهش خود نشان داد که بین نرخ ازدواج و شرایط اقتصادی همبستگی مثبت است. به‌طورخاص، فرصت‌های ضعیف بازار کار برای مردان تأثیر منفی بر ازدواج دارد. شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد بازارهای کار ضعیف زنان، ازدواج را در این دوره افزایش می‌دهد. ازدواج‌هایی که در دوران سخت اقتصادی شکل می‌گیرد در مقایسه با ازدواج‌هایی که در دوره‌های زمانی پررونق‌تر انجام می‌شود،

1. Gonzales-Val, R.
2. Ragab, A., & Ayhab, F. S.
3. Mavropoulos, G., & Panagiotidis, T. W.
4. González-Val, R., & Marcén, M.
5. Hill, M. J.

احتمال بقای بیشتری دارند. همچنین گیبسون و کریستین[1] (۲۰۰۹) مطالعه‌ای نشان داد که افزایش درآمد با ازدواج و فرزندآوری برای زوج‌های کم‌درآمد مرتبط است. استفاده از مدل‌های تغییر نشان می‌دهد که تغییرات مثبت در درآمد با کنترل سطوح پایه درآمدی با شانس ازدواج بیشتر ارتباط دارد. این نتایج با تئوری انتظارات مالی و تشکیل خانواده مطابقت دارد که فرض می‌کند شرایط اقتصادی مثبت برای ازدواج ضروری است. پژوهش اسکات[2] (۱۹۸۵) نیز نشان داد که تجزیه و تحلیل رگرسیون سری زمانی پس از جنگ ایالات متحده اثرات کوچک، اما مثبت بیکاری را بر میزان طلاق نشان می‌دهد. تأثیرات قوی‌تر بر میزان طلاق، تغییرات در ساختار سنی و نرخ مشارکت زنان در نیروی کار است.

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که پژوهش‌های متعددی در مورد تأثیر عوامل اقتصادی بر ازدواج و طلاق صورت گرفته است. بااین‌حال تحقیقی جامع که تأثیر این عوامل را بر روی طلاق و ازدواج به‌صورت توأمان بررسی کند صورت نگرفته است. ازطرفی نوآوری پژوهش حاضر نسبت به سایر پژوهش‌ها بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی بر طلاق و ازدواج به‌صورت توأمان و تأکید بر مشارکت اقتصادی زنان درقالب عاملی مستقل نسبت به سایر پژوهش‌هاست که نوآورانه محسوب می‌شود.

۳. روش انجام پژوهش

پژوهش حاضر با هدف بررسی رابطه مؤلفه‌های اقتصادی با میزان ازدواج و طلاق به‌روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی که امکان تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌آورد، انجام شد. همچنین تحلیل مقایسه‌ای مؤلفه‌های اقتصادی مشترک و توأمان مؤثر بر ازدواج و طلاق نیز ارائه گردید. برای انجام پژوهش حاضر رابطه ۶ متغیر مستقل (نرخ بیکاری، میزان شهرنشینی، ضریب جینی، اجاره مسکن، درآمد سرانه و میزان مشارکت اجتماعی زنان) بر دو متغیر وابسته یعنی سرانه تعداد ازدواج و سرانه تعداد طلاق بررسی شد.

- سرانه تعداد ازدواج (MARR) عبارتند از: نسبت تعداد ازدواج‌های ثبت‌شده در کشور بر میزان جمعیت کل کشور. تعداد ازدواج‌های ثبت‌شده از داده‌های وبگاه رسمی مرکز آمار و تعداد کل جمعیت از وبگاه رسمی بانک مرکزی به‌صورت سالیانه دریافت شد.

1. Gibson, d., & Christina, M.
2. Scott, J. S.

- سـرانه تعداد طلاق (DIV) عبارتند از: نسـبت تعداد طلاق‌های ثبت‌شـده در کشـور بر میزان کل جمعیت کشـور در همان سـال. تعـداد وقوع رخداد طـلاق از داده‌های وبگاه رسـمی مرکز آمار و میزان جمعیت کل کشور از داده‌های وبگاه رسمی بانک مرکزی براساس سال‌های مختلف گرفته شد.

- نرخ بیکاری (UN)) عبارتند از: نسبت جمعیت بی‌کار به جمعیت فعال (بی‌کار+شاغل) ۱۰ سـال و بالاتر به‌صورت درصد که آمار آن از وبگاه بانک جهانی به‌صورت سـالانه و در طی سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۹۹ به‌دست آمد.

- میزان شهرنشینی (city) عبارتند از: نسب جمعیت ساکن در مناطق شهری، تقسیم بر تعداد جمعیت کل کشور به‌صورت درصد که از وبگاه بانک مرکزی به‌صورت سالانه تهیه شد.

- ضریـب جینـی (JINI) عبارتند از: یک واحد پراکندگی آماری که برای سـنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد در یک جامعه آماری (در اینجا کشـور ایران) استفاده می‌شود. این ضریب با نسبتی تعریف می‌شود که ارزشی بین صفر و یک دارد. هرچه ضریب جینی به عدد صفر نزدیک‌تر باشـد برابری بیشـتری را در توزیع درآمد نشان می‌دهد و هرچه به عدد یک نزدیک باشد توزیع نابرابر درآمد را مشخص می‌کند که به‌صورت درصد و سالانه از داده‌های مرکز آمار در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۲ در هر دو مدل بهره گرفته شد.

- اجـاره (کرایـه) مسـکن(HOUSEINF): ایـن متغیـر از میزان رشـد سـالانه شـاخص اجاره‌بهای مسـکن در شـهرها و به‌صورت درصد به‌دسـت آمده است. شـاخص مربوطه از وبگاه بانک مرکزی اسـت که به‌طور سـالانه و در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۲ براساس سال‌های پایه ۸۳ و ۹۵ استخراج شد.

- درآمد سـرانه (PI)عبارتند از: تقسـیم مقدار تولید ناخالص ملی کشـور در هر سال به ریال، بر تعداد جمعیت کل کشور در آن سال که رشد (تغییرات) هر سال نسبت به سال قبل خود را به درصد بررسـی می‌کند. هردو داده ذکر شـده از وبگاه بانک مرکزی به‌طور سالانه و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۲ برپایه سال‌های ۸۳ و ۹۵ اخذ و محاسبه شده است.

- میزان مشارکت اقتصادی زنان) (FAMELPARTI از درصد جمعیت فعال زنان به کل جمعیت فعال به‌دسـت می‌آید که این داده نیز به‌صورت سـالانه و در بازه زمانی سال‌های ۱۹۸۳-۲۰۲۰ از بانک جهانی استخراج شد.

با جمع‌بندی توضیحات داده شـده می‌توان مدلی براسـاس متغیرهـای نرخ بیکاری، ضریب جینی، درصد تغییرات شـاخص کرایه مسکن، درصد شهرنشینی، درصد رشد درآمد سـرانه و مشـارکت اقتصـادی زنان به‌صـورت یک تابع خطی بـرای دو مدل سـرانه طلاق و ازدواج به‌صورت زیر ارائه کرد:

$$DIV = \alpha + \beta UN + \mu JIN + \eth HOUSEINF + \lambda CITy + \eta PI + \gamma FAMEL\ PARTI$$
$$MARR = \alpha + \beta UN + \mu JIN + \eth HOUSEINF + \lambda CITy + \eta PI + \gamma FAMEL\ PARTI$$

MARR: سرانه تعداد ازدواج در سطح کشور به‌صورت سالانه

UN: میزان نرخ بیکاری افراد ۱۰ سال و بالاتر در سطح کشور به‌صورت سالانه

CITY: درصد شهرنشینی در سطح کشور به‌صورت سالانه

JIN: ضریب جینی در سطح کشور به‌صورت سالانه

HOUSEINF: درصد تغییرات شاخص کرایه مسکن در مناطق شهری

FAMELPARTI: درصد مشارکت اقتصادی زنان در سطح کشور به‌صورت سالانه

PI: درصد رشد درآمد سرانه هر فرد در هرسال به ریال

DIV: سرانه تعداد طلاق در سطح کشور به‌صورت سالانه

۴. یافته‌های پژوهش

در مطالعات سری زمانی هرگاه مجموعه‌ای از متغیرهای موردنظر براساس آزمون‌های ریشه واحد، رفتار دوگانه‌ای داشته باشند؛ یعنی برخی از آنها در سطح ایستا باشند و برخی دیگر از متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری، ایستا شوند، استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی معمول برای بررسـی وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها دیگر کارسـاز نخواهـد بود. در این موارد روش ARDL پیشـنهاد می‌شـود. از دیگر مزایای الگوی خودرگرسـیون با وقفه‌های توزیعی این است که پویایی کوتاه‌مدت را نیز در خود لحاظ می‌کند و باعث می‌شود که ضرایب الگو با دقت بیشـتری برآورد شوند. ازآنجاکه در مسـائل اقتصادی، متغیرهای توضیحی با چند وقفه بر متغیر وابسته اثر می‌گذارند، کاربرد مدل ARDL مناسب به‌نظر می‌رسد. (ختوان، ۱۳۹۷) اگر همه متغیرها مانا باشـند روش OLS بهترین نتایج را ارائه می‌دهد. اگر همه متغیرهای

مانا از مرتبه ۱ باشـند از بردارهای هم‌جمعی برای تخمین مدل اسـتفاده می‌شـود. به‌طور معمول، متغیرهای پژوهش به‌صورت ترکیبی هستند که دراین‌صورت از روش ARLD برای تخمین استفاده می‌شود. در چنین شرایطی امکان یافتن روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت نیز میسر می‌شود و رابطه ۱ و ۲ به‌صورت زیر قابل تعریف خواهد بود:

$$DIV_t = \alpha + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_i \, UN_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \mu_p \, JIN_{t-j} + \sum_{n=1}^{R-1} \eth_n \, H0USEINF_{t-n} + \sum_{f=1}^{M-1} \lambda_f \, city_{t-f} + \sum_{v=1}^{h-1} \eta_v \, PI_{t-v} + \sum_{k=1}^{d-1} \gamma_k \, femalparti_{t-k} + Ut$$

$$MARR_t = \alpha + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_i \, UN_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \mu_p \, JIN_{t-j} + \sum_{n=1}^{R-1} \eth_n \, H0USEINF_{t-n} + \sum_{f=1}^{M-1} \lambda_f \, city_{t-f} + \sum_{v=1}^{h-1} \eta_v \, PI_{t-v} + \sum_{k=1}^{d-1} \gamma_k \, femalparti_{t-k} + Ut$$

اگر تحلیل داده‌ها ضرورت استفاده از روش ARDL را بیان کند علاوه‌بر فروض کلاسیک، آزمـون همگرایی روابط بلند مدت و آزمـون تصحیح خطای ECM برای اطمینان از صحت نتایج به‌دست‌آمده، انجام می‌شود.

۴-۱. آزمون همگرایی BOUND روابط بلندمدت مدل

در تشـخیص روابـط بلندمـدت از آزمون کرانه‌های[1] پسـران و همکاران(۲۰۰۱) اسـتفاده شـد استـفاده شـد. در این روش وجود رابطه بلندمـدت بین متغیرهای بررسی‌شـده با آماره F برای آزمون معناداری سطوح باوقفه، مورد آزمون قرار گرفت.

۴-۲. آزمون تصحیح خطای ECM

بـرای تعییـن ضریب تصحیـح (تعدیل) خطـای کوتاه‌مدت از آزمون ECM اسـتفاده شـد. باتوجـه بـه علامت و مقدار آن در مـدل می‌توان گفت که تعادل بلندمدت با چه سـرعت و شـتابی قابل دسترسی اسـت. اگر ضریب ECM بین صفر و یک باشـد فرض صفر آزمون رد نمی‌شـود و مدل از نوسانات کوتاه‌مدت به‌سمت روابط بلندمدت با سرعت به‌دست آمده (ضریب تعدیل) به تعادل می‌رسـد. عمده‌ترین دلیل اسـتفاده از الگوهای تصحیح خطای ECM آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. به‌طوری‌که وقتی دو متغیر xt و yt هم‌جمع هستند رابطه تعادلی بلندمدتی بین آنها وجود

1. Bound test

دارد، البته در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. دراین‌صورت می‌توان جمله خطاهای رابطه زیر را خطای تعادل تلقی کرد:

$$Yt = \beta Xt + Ut \; Ut = Yt - \beta Xt$$

اکنون می‌توان این خطا را برای پیونددادن رفتار کوتاه‌مدت yt با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور می‌توان الگویی به‌صورت زیر تنظیم کرد:

$$Yt=\alpha_{+0}\,\alpha_1\, Xt +\alpha_2 Ut_{1-} +\varepsilon t\; \varepsilon t = IID\,(0, \delta_2)$$

که در آن U_{t-1} جمله خطای برآورد رگرسیون با یک وقفه زمانی است. چنین الگویی به الگوی تصحیح خطا ECM معروف است که در آن تغییرات در yt به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. (رستم‌زاده، ۱۳۹۲) با بررسی داده‌های پژوهش و اطمینان از صحت استفاده از روش ARDL، آزمون‌های موردنیاز برای اجرای مدل ARDL انجام شده و در صورت تأیید تمام آزمون‌ها نتایج به‌دست‌آمده تجزیه و تحلیل می‌شود.

جدول ۱

آمار توصیفی داده‌ها براساس آمارهای بانک مرکزی، مرکز آمار و بانک جهانی در بازه سال‌های ۱۳۶۲- ۱۳۹۹

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
Div	۳۸	۰٫۰۰۱۲	٫۰۰۰۹۲	۰٫۰۰۲۲	۰٫۰۰۰۵	۰٫۰۰۰۶	۱٫۶۰۸۵	۰٫۵۲۰
marr	۳۸	۰٫۰۰۹۰	۰٫۸۶۵	۰٫۰۱۲۹	۰٫۰۰۶۴	۰٫۰۰۱۷	۲٫۱۴۳	۰٫۳۸۴
City	۳۸	۰٫۶۸۸	۰٫۶۵۵۷	۰٫۷۵۴۳	۵۲/۰	۰٫۰۷۴۷	۱٫۶۸۳۱	-۰٫۱۶۸
Houseinf	۳۸	۱۷٫۴۴	۱۷٫۵۹۲	۳۶٫۳۶	۰۰۰۰	۷٫۹۸۷۵	۳٫۰۶۹۱	۰٫۲۹۲
Pi	۳۸	۰٫۵۷۶۶	۱٫۳۸۷	۱۱٫۳۰	-۱۳٫۱۶	۵٫۳۸۳۰	۳٫۲۱۱	-۰٫۵۸۳
Un	۳۸	۱۱٫۶۶	۱۱٫۵۷۴	۱۴٫۲	۹٫۱	۱٫۳۰۶۸	۲٫۳۸۵	۰٫۲۴۷
Gini	۳۸	۰٫۴۱۴۸	۰٫۴۲۴	۰٫۴۳۸۳	۰٫۳۶۵	۰٫۰۱۹۸	۳٫۵۸۲	-۱٫۲۸۹
Femaleparti	۳۸	۱۰٫۵۴۱۶	۱۰٫۷۵۳	۱۵٫۳۵۴	۶٫۱	۲٫۸۱۷	۱٫۷۹۸	۰٫۰۲۱

همان‌طورکه در داده‌های جدول بالا مشخص است انحراف معیار سرانه طلاق در ایران بسیار کمتر از سرانه ازدواج است، ولی نسبت حداقل به حداکثر در طلاق و ازدواج قابل تأمل است. انحراف معیار بالا در رشد درآمد سرانه و رشد اجاره‌بهای مسکن می‌تواند بازگوکننده نوسانات شدید در این حوزه باشد.

جدول ۲

نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	مرتبه مانایی	نتیجه	مقادیر بحرانی ۰۵/	مقادیر اماره
Marr	I (۱)	مانایی	-۲,۹۴۵۸	-۶,۳۷۵۱
Div	I (۱)	مانایی	-۲,۹۴۵۸	-۵,۴۰۰۲
Un	I (۰)	مانایی	-۲,۹۴۵۸	-۵,۴۶۳
House inf	I (۰)	مانایی	-۲,۹۴۳۴	-۳,۲۳۲۰
Gini	I (۱)	مانایی	-۲,۹۴۵۸	-۶,۰۷۰۸
City	I (۱)	مانایی	-۲,۹۴۵۸	-۳,۸۱۸۳
Pi	I (۰)	مانایی	-۲,۹۴۳۴	-۴,۴۶۵۸
Famelparti	I (۱)	مانایی	-۲,۹۴۵۸	-۳,۴۱۵۷

با توجه به جدول ۲ متغیرهای درصد رشد اجاره‌بهای مسکن و بیکاری و درصد رشد درآمد سرانه در سطح مانا از درجه هم‌انباشتگی صفر مانا هستند و بقیه متغیرها با یک تفاضل و با درجه هم‌انباشتگی یک مانا می‌باشند.

۴- ۳. وقفه بهینه

در این مدل بااستفاده از تعیین وقفه خودکار در نرم‌افزار eviews۱۰ وقفه بهینه باتوجه به اینکه مقدار مشاهدات کمتر از ۱۰۰ است با معیار شوارتز -بیزین (SBC) بدون عرض از مبدأ و یا روند تعیین شد. براساس این عملیات، وقفه‌های وقفه بهینه معادله کوتاه‌مدت سرانه طلاق اعلام شده که این وقفه در متغیرهای منظور و مدل طلاق به‌دست می‌آید. در مورد الگوی کوتاه‌مدت سرانه ازدواج هم مانند سرانه طلاق بااستفاده از وقفه اتوماتیک نرم‌افزار eviews۱۰ و با معیار شوارتز-بیزین (SBC) و با اعمال عرض از مبدأ، وقفه بهینه به‌دست آمده است. با اعمال وقفه‌ها بر روی متغیرها مدل کوتاه‌مدت سرانه ازدواج دست می‌آید.

۴-۴. نتایج مدل پژوهش در کوتاه‌مدت

جدول ۳

نتایج تخمین الگوی کوتاه‌مدت مدل سرانه طلاق

نام متغیر	سطح خطا	اماره محاسباتی	ضرایب
Div (-۱)	۰۰۰۰۰	۱۳٫۱۶۷۹۳	۰٫۸۲۷۸۵۸
Un	۰٫۰۰۰۷	۳٫۷۸۲۶۵۹	۰٫۰۰۰۰۶
Un (-۱)	۰٫۰۰۵۵	-۳٫۰۰۰۳	۰٫۰۰۰۰۰۳۹۴
Gini	٫۰۰۸۶	-۲٫۸۱۷۸۵	۰٫۰۰۱۹۱
houseinf	۰٫۵۵۲۷	-۰٫۶۰۰۷۶	-۰٫۰۰۰۰۰۱۱۶
City	٫۰۱۴۶	۲٫۵۹۸۸۳۵	۰٫۰۰۱۲۱۶
Pi	۰٫۰۲۳۲	۲٫۳۹۷۰۰۵	۰٫۰۰۰۰۰۵۶۲
Female parti	۰٫۷۵۹۲	۰٫۳۰۰۹۴۳۴	۰٫۰۰۰۰۰۲۱۸
R-squar	۰٫۹۹۱۵۴۹		
Adj R-squar	۰٫۹۸۹۵۰۹		

الگـوی کوتاه‌مدت سـرانه طلاق با وقفه بهینه به‌روش ARDL به‌دسـت آمده اسـت که ضرایب متغیرها، میزان احتمال خطا، مقدار اماره F و سایر اطلاعات در جدول ۳ بیان شده است. باتوجه به نتایج برآورد کوتاه‌مدت الگوی سرانه طلاق، وقفه اول طلاق در سطح ۰٫۰۵ معنادار است و نشان می‌دهد سرانه طلاق از میزان سال قبل خود تأثیر مثبت بالایی می‌گیرد به‌طوری‌کـه بیش از ۰٫۸۲ میزان سـرانه طلاق متأثر از میزان آن از سـال قبل اسـت. متغیر بیـکاری به‌دلیل سـطح خطای کمتر از ۰٫۰۵، معنادار و ضریب مثبـت دارد. بنابراین، نقش فزاینده‌ای بر میزان سـرانه طلاق دارد؛ یعنی به‌ازای ۱٪ افزایش نرخ ۰٫۰۶٪ بر مقدار سـرانه طلاق افزوده می‌شود. در رگرسیون موردنظر ضریب تغییرات شاخص رشد اجاره‌بهای مسکن معنادار نیست. در مورد ضریب درصد شهرنشینی باید گفت که این ضریب معنادار و مثبت اسـت؛ یعنی به‌ازای ۱٪ افزایش نسبت شهرنشینی، سرانه طلاق به‌میزان ۰٫۱۲۲۶٪ افزایش می‌شـود. در مورد ضریب مشـارکت اقتصادی زنان نیز این ضریب درسـت اسـت، اما ازنظر سطح خطا معنادار نیست. همچنین ضریب جینی در سطح احتمال خطای ۰٫۰۵ معنادار بـوده و ضریـب منفی دارد. به‌همین‌دلیل بـا افزایش ضریب جینی، میزان سـرانه طلاق کم

می‌شود. در این رگرسیون مقدار ضریب تعیین تعدیل یافته ۰٫۹۸۹۵۰۹ است که نشان‌دهنده میزان بسیار مناسب توضیح‌شوندگی متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل است.

جدول ۴

نتایج تخمین الگوی کوتاه‌مدت مدل سرانه ازدواج

نام تغییر	سطح خطا	اماره محاسباتی	ضرایب
Marr (-۱)	۰٫۰۸۲۸	۱٫۸۴۳۴۵۱	۰٫۲۹۵۹۸۳۵
Un	۰٫۰۱۳۴	۲٫۷۵۸۸۹۴	۰٫۰۰۰۳۸۲
Un (-۱)	۰٫۰۱۰۲	-۲٫۸۹۰۳۰۳	-۰٫۰۰۰۵۱۴
Un (-۲)	۰٫۴۴۰۹	-۰٫۷۸۹۱۹۳	-۰٫۰۰۰۱۴۱
Un (-۳)	۰٫۰۷۰۶	-۱٫۹۲۸۹۲۶	-۰٫۰۰۰۳۰۸
Gini	۰٫۰۰۵۶	-۳٫۱۸۳۹۸۷	-۰٫۰۴۹۵
House inf	۰٫۶۳۲۹	-۰٫۴۸۶۳۷۳	-۰٫۰۰۰۰۲۶۲
House inf (-۱)	۰٫۱۷۳۲	-۱٫۴۲۱۶۷	-۰٫۰۰۰۰۲۶۲
House inf (-۲)	۰٫۰۱۰۵	-۲٫۸۷۳۱۸۴	-۰٫۰۰۰۰۵۱۱
City	۰٫۵۶۸۵	-۰٫۵۸۱۵۲۴	-۰٫۰۴۲۵۹۵
City (-۱)	۰٫۱۴۰۸	۱٫۵۴۴۷۶۰	۰٫۱۰۰۱۳۵
Female parti	۰٫۳۴۹۵	۰٫۹۶۲۱۴۶	۰٫۰۰۰۰۱۵۶
Female parti (-۱)	۰٫۷۲۷۱	۰٫۳۵۴۷۹	۰٫۰۰۰۷۳۳
Female parti (-۲)	۰٫۹۳۹۱	۰٫۷۶۸۲	۰٫۰۰۰۰۱۵۷
Female parti (-۳)	۰٫۰۱۳۶	۲٫۳۷۵۲۳۸	۰٫۰۰۰۴۸۵
Pi	۰٫۰۰۱۹	۳٫۶۵۷۸۰۷	۰٫۰۰۰۰۷۴۴
C	۰٫۸۹۳۹	۱٫۱۳۵۴۳۴	۰٫۰۰۲۵۶
Trend	۰٫۰۰۲۴	-۳۳۵۶۲۲۲۸	-۰٫۰۰۰۶۰۶
R-squar	۰٫۹۶۴۹۴۱		
F-static	۰٫۹۹۹۸۸۲		
Prob (F)	۰۰۰۰		

الگوی کوتاه‌مدت سرانه ازدواج با وقفه بهینه باروش ARDL به‌دست آمده که مقادیر آماره F، احتمال خطا و ضرایب متغیرهای آن در جدول ۴ بیان شده است. نتایج نشان می‌دهد که در وقفه اول نسبت ازدواج در سطح ۰٫۱۰ معنی‌دار و با علامت مثبت است؛ یعنی نسبت ازدواج به جمعیت، تأثیر بالایی از میزان این نسبت از سال قبل می‌گیرد

(۰٫۲۹۵۹۸۳۵). ضریب وقفه اول تغییر بیکاری در سطح ۰٫۰۵ معنادار و با علامت منفی است؛ یعنی با کاهش یک‌درصدی میزان بیکاری میزان ازدواج نسبی به مقدار ۰٫۰۰۰۵۱۴٪ افزایش می‌یابد. همچنین ضریب متغیر ضریب جینی در سطح خطای ۰٫۰۵ معنادار و منفی است؛ یعنی باید ۱٪ کاهش ضریب جینی، نسبت ازدواج به‌میزان ۰٫۰۴۹۵٪ افزایش می‌یابد. ضریب وقفه دوم متغیر رشد شاخص اجاره‌بهای مسکن معنادار و با علامت منفی است به‌طوری‌که با کاهش یک‌درصدی، تغییرات شاخص اجاره‌بهای مسکن، مقدار نسبی ازدواج ۰٫۰۵۱۱٪ افزایش می‌یابد. در مورد متغیر میزان شهرنشینی باتوجه به میزان سطح خطا، ضریب میزان شهرنشینی با وقفه‌های اول و دوم آن معنادار نیستند. در ضریب وقفه سوم، میزان مشارکت اقتصادی زنان معنادار و مثبت است؛ یعنی با ۱٪ افزایش در میزان این تغییر، میزان ازدواج نسبی به‌مقدار ۰٫۰۰۰۴۸۵٪ افزایش می‌یابد. در مورد ضریب متغیر رشد درآمد سرانه می‌توان گفت که این ضریب معنادار و با ضریب مثبت است؛ یعنی با ۱٪ افزایش در این تغییر، سرانه ازدواج به‌مقدار ۰٫۰۰۰۷۴۴٪ افزایش می‌یابد.

۴- ۵. آزمون‌های مدل

جدول ۵

آزمون نرمالیتی و میانگین جاکو- برا

آیتم آزمون نرمالیتی	ازدواج	طلاق
Mean	۱۸-۳٫۵e	۷-۱٫۱e
Jaque-bera	۰٫۲۶۰۲۱۷	۲٫۱۴۵
Prob	۰٫۸۷۸	۰٫۳۴۲۱۳۶

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

در آزمون‌های تشخیصی فروض کلاسیک، شرط صفر بودن میانگین جملات خطا و توزیع نرمال در هر دو مدل سرانه طلاق و ازدواج بررسی می‌شود. در مورد آزمون نرمالیتی جاکو-برا که نتایج آن در جدول ۵ نشان داده شده است. باتوجه به سطح مقدار خطا، فرض اول مبنی بر توزیع نرمال رد نمی‌شود و هردو مدل طلاق و ازدواج، توزیع نرمال دارند و مقادیر میانگین جملات خطای هردو مدل براساس مقدار داده‌های خروجی صفر برآورد شد.

جدول ۶

آزمون عدم همبستگی جملات خطا

آیتم آزمون عدم همبستگی	ازدواج	طلاق
F_static	۳٫۰۳۵۸	٫۰۰۸۹۹۶
Prob	۰٫۰۷۸۲	۰٫۹۹۱۰
Obs*R_squared	۱۰٫۰۳۵۰۵	۰٫۰۲۴۶۳۹
Prob	۰٫۰۰۶۵	۰٫۹۸۷۸

در مورد آزمون عدم همبستگی جملات خطا از آزمون براش-گودفری استفاده شد که نتایج آن در جدول ۶ آمده است. باتوجه به میزان سطح خطا در این آزمون، فرض اول آزمون مبنی بر عدم همبستگی جملات خطا رد نمی‌شوند و هردو همبستگی جمله خطا ندارند.

جدول ۷

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس طلاق و ازدواج

آیتم آزمون عدم ناهمسانی واریانس	ازدواج	طلاق
F_static	۰٫۹۴۵۰۸۴	۱٫۴۵۵۴۵۳
Prob	۰٫۵۴۵۷	۰٫۲۱۸۰
Obs*R_squared	۱۷٫۰۰۵۹	۱۰٫۸۶۷۱۷
Prob	۰٫۹۹۹۱	۰٫۲۰۹۳

در مورد آزمون عدم ناهمسانی واریانس از آزمون براش-پاگان-گودفری استفاده شد. اگر احتمال خطا بیشتر از ۵٪ باشد فرض صفر آزمون مبنی بر عدم ناهمسانی واریانس رد نمی‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۷ بیان شده است.

جدول ۸

آزمون ramsey reset

آیتم آزمون ramsey reset	ازدواج	طلاق
F_static	۲٫۳۰۴۶۸۰	۰٫۷۲۹۷۸
Prob	۰٫۱۴۸۵	۰٫۴۰۰۲

نتایج آزمون فرم تبعی مدل ramsey reset در جدول ۸ بیان شده است. باتوجه به اینکه

سطح خطا بالاتر از ۵٪ است. فرض صفر آزمون رد نمی‌شود و هردو مدل شکل صحیحی دارند.

۴- ۶. تعیین روابط بلندمدت

جدول ۹

رابطه بلندمدت مدل سرانه طلاق

F-static	prob	I (۰)	I (۱)
۱۰۷۳۰۱/۷	۰٫۰۱	۳٫۲۷	۴٫۳۹

در مدل سرانه طلاق براساس داده‌های روابط بلندمدت آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) که در جدول ۹ تشریح شده است، F محاسباتی بیشتر از کرانه بحرانی بالا در سطح خطای ۰٫۰۱ است. بنابراین، این مدل با سطح اطمینان ۹۹٪ روابط بلندمدت دارد.

جدول ۱۰

روابط بلندمدت طلاق

نام متغیر	ضرایب	اماره محاسباتی	سطح خطا
Un	۰٫۰۰۱۲	۱٫۵۷۷۴۶۷	۰٫۱۲۵۵
Gini	-۰٫۰۱۱۱۰۳	-۵٫۰۶۱۵۹۶	۰۰۰۰
Houseinf	-۰٫۰۰۰۰۰۶۷۲	-۰٫۶۰۰۶۲	۰٫۵۵۲۸
City	۰٫۰۰۷۰۶۳	۳۴۸۳۴۴/۵	۰۰۰۰
Femalparti	۰٫۰۰۰۰۱۲۷	۰٫۳۰۱۱۷۸	۰٫۷۶۴
Pi	۰٫۰۰۰۰۳۲۶	۱٫۶۹۳۰۳۴	۰٫۱۰۱۲

ضرایب هریک از متغیرهای مستقل در روابط بلندمدت سرانه طلاق در جدول ۱۰ بیان شده است. براساس نتایج جدول ۱۰ روابط بلندمدت طلاق با متغیر ضریب جینی باتوجه به سطح خطا معنادار بوده و علامت منفی در روابط بلندمدت دارد. باتوجه به ضریب (۰٫۰۱۱۱۰۳-) این متغیر نشان‌دهنده این است در بلندمدت به‌ازای هر یک‌صدم رشد ضریب جینی ۰٫۰۱۱۱۰۳٪ از سرانه طلاق کم می‌شود. در مورد متغیر میزان شهرنشینی رابطه آن با طلاق باتوجه به سطح خطای یک‌درصد، معنادار بوده و علامت مثبت دارد؛ یعنی باتوجه به ضریب ۰٫۰۰۷۰۶۳ این متغیر به‌ازای هر یک‌صدم رشد در میزان آن باعث

افزایش ۰٫۰۰۷۰۶۳٪ میزان سـرانه طلاق در بلندمدت اسـت. سایر متغیرهای درآمد سرانه، رشـد شاخص کرایه مسـکن، درصد بیکاری و درصد مشارکت اقتصادی زنان به‌دلیل سطح احتمال خطا معنادار نبوده و نمی‌توان رابطه بلندمدت این متغیرها را تأیید نمود.

جدول ۱۱

روابط بلندمدت سرانه ازدواج

I (۱)	I (۰)	prob	F-static
۴٫۰۵	۲٫۶۶	۰٫۱	۵٫۴۱۵۵۳۷

در مدل سرانه ازدواج، ضرایب روابط بلندمدت مقدار F محاسباتی بیشتر از مقدار کرانه بحرانی بالا در سـطح یک‌درصد اسـت که نشـان می‌دهد این مدل با اطمینان ۹۹٪ روابط بلندمدت دارد. (جدول ۱۱)

جدول ۱۲

ضرایب روابط بلندمدت ازدواج

نام متغیر	سطح خطا	اماره محاسباتی	ضرایب
Un	۰٫۰۰۷۵	-۳٫۰۳۴۳۸۵	-۰٫۰۰۰۷۸۵
Gini	۰٫۰۰۹۹	-۲٫۹۰۴۴۳۱۶	-۰٫۰۶۶۸۷۷
Houseinf	۰٫۰۱۲	-۲٫۸۱۰۳۲۹	-۰٫۰۰۰۱۱۷
City	۰٫۰۳۴۶	۲٫۲۹۷۲۵۲	۰٫۰۷۷۷۴
Femalparti	۰٫۰۰۰۸	۴٫۰۶۴۸۸۷	۰٫۰۰۰۹۸۶
Pi	۰٫۰۰۲۹	۳٫۴۶۹۵۹۵	٫۰۰۰۱۰۱
Trend	۰٫۰۰۰۲	-۴٫۷۲۷۸۴۷	-۰٫۰۰۸۱۹

ضرایـب متغیرها در این رابطه به‌همراه F محاسـباتی و سـطح خطـا در جدول ۱۲ آمده اسـت. در جـدول ۱۲ همه متغیرها باتوجه به سـطح خطا در بلندمدت معنـادار بوده و با اطمینان ۹۵٪ قابل اعتماد اسـت. در متغیرهای رشـد درآمد سـرانه، درصد شهرنشـینی و درصد مشـارکت اقتصادی زنان، علامت ضرایب بلندمدت، مثبت و فزاینده اسـت و به‌ازای هر ۱٪ رشـد در میزان این متغیرها میزان سـرانه ازدواج به‌ترتیـب ۰٫۰۰۰۱۰۱٪، ۰٫۰۷۷۷۴٪ و ۰٫۰۰۹۸۶٪ رشد خواهد داشت. در متغیرهای نرخ بیکاری، رشد شاخص اجاره‌بهای مسکن

و ضریب جینی، ضرایب روابط بلندمدت منفی و کاهشی است؛ یعنی به‌ازای ۱٪ افزایش در متغیرهای ذکر شده، متغیر سرانه ازدواج به‌ترتیب ۰٫۰۰۰۷۸۵٪، ۰٫۰۶۶۸۷۷٪ و ۰٫۰۰۰۱۱۷٪ افزایش می‌یابد.

۴-۷. آزمون تصحیح خطا ECM

بااستفاده رابطه تعادلی بلندمدت می‌توان روابط کوتاه‌مدت که از آن به الگوی تصحیح خطا تعبیر می‌شود، به برآورد کرد. بااستفاده از این الگو می‌توان به نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها و ارتباط آنها به مقادیر تعادلی بلندمدت دست یافت.

جدول ۱۳

نتایج محاسبه الگوی تصحیح خطای مدل سرانه طلاق

نام متغیر	سطح خطا	آماره محاسباتی	ضرایب
un	۰۰۰۰۰	۰٫۰۰۰۰۱۱۱	۰٫۰۰۰۰۶
Ecm (-۱)	۰۰۰۰۰	۰٫۰۲۵۴۵	-۰٫۱۷۲۱
F	-۶٫۷۶۴		
Adj R-Squar	۰٫۵۸۸۵		

نتایج محاسبه الگوی تصحیح خطای مدل‌های سرانه طلاق در پژوهش در جداول ۱۳ آمده است. آنچه در مدل تصحیح خطا مورد توجه است و اهمیت اساسی دارد ضریب مربوط به (-۱) ecm است که سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می‌دهد. منفی، بین صفر و منفی یک بودن این ضریب نشان می‌دهد که نوسانات کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند. بنابراین، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته می‌شود. باتوجه به ضریب تصحیح خطا، مدل سرانه طلاق معادل ۰٫۱۷۲۱- است که از نظر آماری اماره آن در سطح خطای ۱٪ معنادار است و باتوجه به اینکه علامت منفی داشته و مقدار آن بین صفر و منفی یک است، می‌توان نتیجه گرفت این ضریب نشان از حرکت نوسانات کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت دارد. ازآنجاکه داده‌های پژوهش حاضر در فاصله زمانی سالانه تنظیم شده است، می‌توان گفت که سالانه ۰٫۱۷۲۱ از نوسانات کوتاه‌مدت مدل سرانه طلاق به‌سمت تعادل بلندمدت میل می‌کند که سرعت بالایی به‌شمار نمی‌آید.

جدول ۱۴

الگوی تصحیح خطای مدل سرانه ازدواج

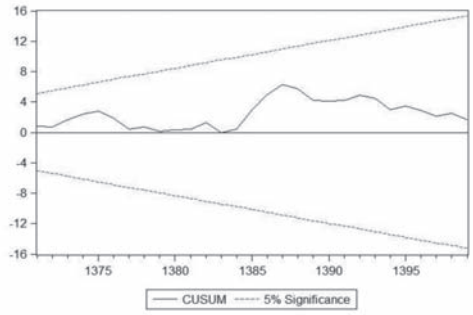
نام متغیر	سطح خطا	اماره محاسباتی	ضرایب
c	۰٫۰۰۰۱	۵٫۳۴۴۴	۰٫۰۰۱۹۵۵
Un	۰٫۰۰۰۴	۴٫۳۸۷	۰٫۰۰۰۳۸۲
Un (-۱)	۰٫۰۰۰۶	۴٫۲۳۹۹	۰٫۰۰۰۴۴۹
Un (-۲)	۰٫۱۰۳۰	۲٫۸۸۴۳	۰٫۰۰۰۳۰۸
Houseinf	۰٫۴۴۵۲	-۰٫۷۸۱۵	-۰٫۰۰۰۰۰۹۱
Houseinf (-۱)	۰٫۰۰۰۳	۴٫۵۹۸۶	۰٫۰۰۰۰۵۱۱
city	۰٫۲۴۷۳	-۱٫۱۹۸۱	-۰٫۰۴۲۵۹۵
Femaleparti	۰٫۱۳۱۱	۱٫۵۸۶۲	۰٫۰۰۰۱۵۶
Femaleparti (-۱)	۰٫۰۰۱۴	-۳٫۷۹۸۳	-۰٫۰۰۰۵۰۱
Femaleparti (-۲)	۰٫۰۰۱۷	-۳٫۷۱۳	-۰٫۰۰۰۴۸۵
Ecm (-۱)	۰۰۰۰۰	-۸٫۹۵۹۳	-۰٫۷۴
F		۱۲	
AdjR-squar		۰٫۷۶۳۹	

نتایج محاسبه الگوی تصحیح خطای مدل‌های ازدواج در پژوهش در ۱۴ آمده است. با توجه به ضریب تصحیح خطای مدل ازدواج نسبی معادل ۰٫۷۴ که ازنظر آماری اماره آن در سطح خطای ۰٫۰۱ معنادار است و باتوجه به اینکه علامت منفی داشته و مقدار بین صفر و منفی یک است، می‌توان نتیجه گرفت که این ضریب نشان از حرکت عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت دارد و رابطه بلندمدت بین متغیرها پذیرفتنی است. ازآنجاکه داده‌های پژوهش حاضر در فاصله زمانی سالانه تنظیم شده است، می‌توان گفت که سالانه ۰٫۷۴ از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت مدل سرانه ازدواج به‌سمت تعادل بلندمدت میل می‌کند که سرعت بالایی به‌شمار می‌آید.

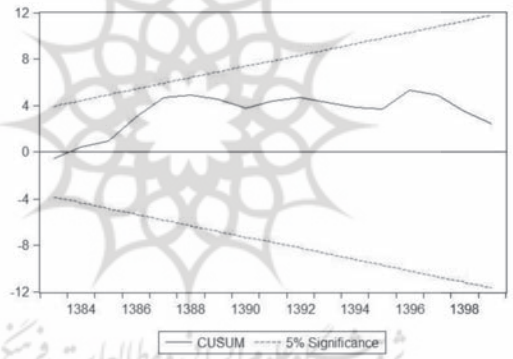
۴-۸. آزمون ثبات ساختاری با نمودار CUSUM

برای استحکام نتایج برآورد، روش‌های مختلفی وجود دارد که از متداول‌ترین آنها حذف یا اضافه کردن متغیرهای توضیحی (کنترل) و یا آزمون ثبات ضرایب است. ثبات پارامترهای الگو بااستفاده از آماره‌های مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (cusum) بررسی می‌شود.

این آزمون برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب تخمین‌زده‌شده استفاده می‌گردد. اگر اماره بین خطوط مرزی که به‌صورت دو خط هستند، قرار گیرد فرضیه صفر یعنی، ثبات پارامترها رد نمی‌شود. (خلیلی، ۱۳۹۶)



نمودار ۱: نمودار ثبات ضرایب مدل سرانه طلاق



نمودار ۲: نمودار ثبات ضرایب مدل سرانه ازدواج

براساس نمودار ۱ و ۲ مدل‌های طلاق و ازدواج نسبی در ضرایب متغیرهای برآوردی ثبات داشته و شکست ساختاری ندارند.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

باتوجه به مقدار و علائم ضرایب در مدل طلاق و ازدواج نسبی در پژوهش حاضر می‌توان گفت که وقفه اول طلاق با اطمینان ۹۵٪ و ضریب ۰٫۸۷ معنی‌دار و مثبت است؛ یعنی در مدل، میزان سرانه طلاق تأثیر زیادی از میزان وقوع آن در سال قبل می‌پذیرد درحالی‌که

وقفه ازدواج با سطح اطمینان ۹۰٪ و با ضریب ۰٫۲۵ و کمتر از ضریب وقفه اول سرانه طلاق، ولی مانند آن با علامت مثبت و فزاینده است. ضریب درصد بیکاری در طلاق در سطح اطمینان ۹۵٪ و بامقدار ۰٫۰۰۰۰۶ معنادار و مثبت است؛ یعنی افزایش یک‌درصدی این متغیر، باعث افزایشی به‌میزان ۰٫۰۰۰۰۶ در میزان سرانه طلاق می‌شود، درحالی‌که وقفه اول درصد بیکاری در مدل سرانه ازدواج در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار، اما با علامت منفی و کاهنده است (۰٫۰۰۰۵۱۴-)؛ یعنی با یک‌درصد افزایش در میزان این متغیر، ۰٫۰۵۱۴ از سرانه ازدواج کم می‌شود. باید گفت که میزان تأثیرگذاری (قدرمطلق ضریب) درصد بیکاری بر میزان ازدواج بیشتر از تأثیر این متغیر بر میزان طلاق است (حدود ۱۰برابر).

در روابط بلندمدت مدل سرانه طلاق باتوجه به سطح خطا، ضریب این متغیر بی‌معنا بود که نشان از کاهش تأثیرگذاری آن در طول زمان بر میزان متغیر سرانه طلاق است. ضریب این متغیر در روابط بلندمدت ازدواج با سطح اطمینان ۹۹٪ منفی، ولی کاهنده‌تر است که نشان از افزایش تأثیر کاهنده این متغیر با مرور زمان بر میزان سرانه ازدواج در بلندمدت است. در مورد ضریب جینی می‌توان گفت که علامت آن در مدل کوتاه‌مدت سرانه طلاق منفی و کاهنده است (۰٫۰۰۱۹۱-)؛ یعنی با ۱٪ افزایش شکاف طبقاتی، میزان طلاق ۰٫۰۰۱۹۱ افزایش می‌یابد که نتیجه‌ای قابل اعتنا نیست. در روابط بلندمدت سرانه طلاق، ضریب این متغیر در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار، منفی و کاهنده است که قابل اعتنا نیست. در مدل ازدواج نسبی هم در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار و با علامت منفی و کاهنده است؛ یعنی با افزایش ضریب جینی و شکاف طبقاتی به‌میزان ۱٪ میزان سرانه ازدواج به‌میزان ۰٫۰۴۹۵٪ کاهش می‌یابد. در روابط بلندمدت ضریب این متغیر منفی و کاهنده است، اما با عدد منفی‌تر. ضریب متغیر رشد شاخص کرایه مسکن در مدل طلاق نسبی باتوجه به سطح خطا بی‌معنی است، اما در مدل ازدواج در وقفه دوم با سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار، ولی با علامت منفی و کاهنده است؛ یعنی با افزایش یک‌درصدی برمیزان رشد کرایه یا اجاره مسکن، مقدار نسبی ازدواج به‌میزان ۰٫۰۰۰۰۵۱۱٪ کاهش می‌یابد. ضریب این متغیر در روابط بلندمدت ازدواج منفی و کاهنده و در روابط کوتاه‌مدت مثبت و فزاینده است که نشان‌دهنده افزایش اثرات کاهشی این متغیر بر روی مدل سرانه ازدواج در بلندمدت است.

متغیر درصد شهرنشـینی در مدل طلاق نسبی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار، مثبت و فزاینده اسـت (۰٫۰۰۱۲۱۶). به‌بیان دیگر با افزایش یک‌درصدی میزان نسـبت شهرنشینی به‌مقدار ۰٫۰۰۱۲۱۶٪ میزان سـرانه طلاق بیشـتر می‌شـود و در روابط بلندمدت مدل سرانه طـلاق، ضریب آن با سـطح اطمینان ۹۹٪ مثبت و فزاینده اسـت (۰٫۰۰۷۰۶۳) که نشـان از افزایش تأثیر مثبت بر میزان سرانه طلاق در بلندمدت دارد، اما این ضریب باتوجه به سطح خطا در مدل ازدواج نسـبی بی‌معناسـت. در روابط بلندمدت مدل سـرانه ازدواج، ضریب این متغیر با احتمال ۹۵٪ معنادار، مثبت و فزاینده است (۰٫۰۷۷۷۷۴) که نشان از افزایش (۰٫۰۷۷۷۷۴٪) بر سرانه ازدواج در ازای افزایش یک‌درصدی شهرنشینی در بلندمدت دارد. ضریب متغیر رشـد درآمد سرانه در مدل کوتاه‌مدت سرانه طلاق باتوجه به سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار، مثبت و فزاینده است؛ یعنی با ۱٪ رشد در مقدار این متغیر، افزایش ۰٫۰۰۰۵۶۲ درصدی در میزان سـرانه طلاق رخ داده است. همین‌طور مدل کوتاه‌مدت سرانه ازدواج با سـطح اطمینان ۹۹٪ معنادار، مثبت و فزاینده است (۰٫۰۰۰۰۷۴۴)؛ یعنی با ۱٪ افزایش رشد درآمد سـرانه به‌میزان ۰٫۰۰۰۱۰۱٪ بر سـرانه ازدواج می‌افزاید. این متغیر در روابط بلندمدت به‌دلیل سطح خطای بالای ۵٪ در این مدل معنادار نیست که نشان‌دهنده تأثیر بیشتر آن در روابط کوتاه‌مدت نسبت بلندمدت بر میزان سرانه ازدواج است.

در مـورد ضریب متغیر درصد مشـارکت اقتصادی زنان می‌تـوان گفت که در مدل طلاق نسبی، این ضریب باتوجه به سطح خطا بی‌معناست، اما در مدل ازدواج نسبی، این ضریب با سـطح اطمینان ۹۵٪ مثبت و فزاینده اسـت؛ یعنی با افزایـش یک‌درصدی میزان درصد مشارکت، میزان ازدواج نسبی ۰٫۰۰۰۴۸۵٪ افزایش می‌یابد. در روابط کوتاه‌مدت مدل سرانه ازدواج، ضریب این متغیر در سطح اطمینان ۹۹٪ منفی و کاهنده است. در روابط بلندمدت مدل سرانه ازدواج، ضریب این متغیر در سطح یک‌درصد معنادار، مثبت و فزاینده است که نشـان می‌دهد این متغیر بلندمدت نقش منفی خود بر سـرانه ازدواج را ازدست داده و به عاملی مثبت بر میزان سرانه ازدواج تبدیل شده است.

پژوهش حاضر به‌دنبال پاسـخ به این سؤال اسـت که آیا مؤلفه‌های اقتصادی بر میزان ازدواج و طـلاق تأثیـر دارند؟ اگر نوع این تأثیر چگونه اسـت و تفـاوت متغیرهای مذکور در

ازدواج و طـلاق چگونه تحلیل می‌شـود. برای پاسـخ به ایـن با بررسـی نظریه‌های موجود در تحلیـل عوامـل اقتصادی مؤثر بـر ازدواج و طلاق، متغیرهای اصلی پژوهش شناسـایی و داده‌هـای موردنیـاز برای سـال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۹ از مراکز معتبر آماری جمع‌آوری شـد. تحلیل اولیه داده‌های پژوهش دلالت بر آن داشـت که امکان اسـتفاده از روش رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) میسر بوده و می‌توان سؤالات پژوهش را بااستفاده از این تکنیک پاسخ داد. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که در بلندمدت تمام مؤلفه‌های اقتصادی شامل بیکاری، نابرابری، تورم مسکن، درآمد سرانه، شهرنشینی و مشارکت اقتصادی زنان بر میزان ازدواج تأثیرگـذار بوده‌انـد، درحالی‌کـه در روابط بلندمدت مربوط به طـلاق، تنها دو متغیر شهرنشـینی و نابرابری اقتصادی بر طلاق تأثیرگذار بوده‌اند. این نتایج نشـان می‌دهند که افراد درهنگام ازدواج به عوامل اقتصادی اهمیت زیادی می‌دهند. بنابراین، اهمیت عوامل اقتصادی در ازدواج بسـیار قابل توجه اسـت. این درحالی اسـت که در طلاق، تأثیر عوامل اقتصادی کمتر می‌شـود؛ گویا اعضای خانواده سـعی می‌کنند بر مشـکلات اقتصادی فائق آیند و مانع طلاق شوند.

نتایج پژوهش نشـان می‌دهد که مشـارکت اقتصادی زنان در بلندمدت باعث افزایش میزان ازدواج شـده اسـت. به نظر می‌رسـد زنان شـاغل با تکیه بر درآمد خود نااطمینانی کمتری نسـبت به آینده اقتصادی خانواده خود و حتی درآمد همسـر خود دارند. ازاین‌رو، ممکن است در ازدواج با نگاه سهل‌گیرانه‌تری وارد شوند. ازطرفی، تمایل مردان برای ازدواج با زنان شاغل نیز می‌تواند عامل مؤثری باشد. نتایج پژوهش حاضر نیز نشان داد که مشارکت اقتصادی زنان در طلاق اثر معنی‌داری نداشته است. افزایش نابرابری‌های اقتصادی هم بر میـزان طـلاق و هم بر میزان ازدواج اثر منفی دارد. اینکه چـرا نابرابری‌های اقتصادی باعث کاهـش ازدواج در جامعه می‌شـود امری واضـح و منطبق بر نتایج پژوهش‌های پیشـین و تئوری‌های مطرح شده در مقاله است، اما در مورد اینکه چرا نابرابری‌های اقتصادی باعث کاهش طلاق شـده اسـت کمی تحلیل دشـوار اسـت. تورم مسـکن بر طلاق اثر معنی‌داری از خود نشـان نمی‌دهد. این بدان معنی اسـت که باوجود همه مشـکلاتی که ممکن است خانواده‌هـا به‌دلیل افزایش قیمت مسـکن با آن مواجه شـده باشـند، نسـبت به مدیریت

اقتصادی زندگی خود مناسب عمل کرده و طلاق از این شاخص تأثیری نپذیرفته است. این درحالی است که در مورد ازدواج، اثر این متغیر منفی است. به‌عبارتی افزایش بهای مسکن و اجاره آن سبب شده است که بسیاری از افراد ترجیح دهند از ازدواج فاصله بگیرند. از دیگر نتایج به‌دست آمده در پژوهش حاضر می‌توان به اثر شهرنشینی اشاره کرده که هم ازدواج را افزایش داده و هم بر طلاق افزوده است. در تحلیل این نتیجه می‌توان گفت که ممکن است حضور افراد در شهر امکان ازدواج آنها بهتر میسر می‌شود. بااین‌وجود، تفاوت‌های فرهنگی زندگی شهری و روستایی در بسیاری از موارد باعث طلاق می‌شود. درنهایت این نتیجه حاصل شد که درآمد سرانه بر ازدواج اثر مثبت دارد، اما طلاق را کاهش یا افزایش نداده است. برآیند کلی سطح اقتصادی جامعه بر این نتیجه استوار است که با افزایش درآمد سرانه افراد، احتمال ازدواج بیشتر شده است درحالی‌که درآمد سرانه تأثیری بر طلاق نداشته است.

در مجموع می‌توان گفت که آثار اقتصادی در شکل‌گیری طلاق و ازدواج بسیار مهم است و سیاست‌گذاران باید نسبت به آن توجه ویژه داشته باشند. نتایج کلی پژوهش نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی بر ازدواج مؤثرتر از طلاق است.

فهرست منابع

۱. آستین‌افشان، پروانه.، و هزارجریبی، جعفر (۱۳۸۸). بررسی عوامل اجتماعی و اقتصادی مؤثر بر میانگین سن ازدواج زنان در سه دهه گذشته ۸۵-۵۵. *نشریه برنامه‌ریزی رفاه اجتماعی*، ۱(۱)، ۱۳-۳۱.
۲. بنی‌جمالی، سید محسن.، و صادقی نسایی، سهیلا (۱۴۰۰). جوانان و موانع ازدواج. *نشریه علمی مطالعات راهبردی ورزش جوانان*، ۵۱(۲۰)، ۹- ۳۴.
۳. تاج‌بخش، غلامرضا.، و نصیری، محمد (۱۴۰۰). رابطه متغیرهای اقتصادی و افزایش سن ازدواج با رویکرد سیاست‌های کلی. *نشریه سیاست راهبردی و کلان*، ۹(۱)، ۸۳- ۱۰۳.
۴. ختوان، ساناز (۱۳۹۷). *رابطه بین نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. گروه مدیریت. دانشکده علوم‌انسانی. دانشگاه خزر.
۵. خلیلی، ناصر (۱۳۹۶). *تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر مطالبات غیرجاری در بخش بانکی در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. رشته علوم اقتصادی. دانشگاه پیام‌نور مرکز غرب تهران.
۶. درگاهی، حسن.، بیرانوند، امین.، و قاسمی، مجتبی (۱۳۹۷). عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر طلاق در ایران با تأکید بر ادوار تجاری، آموزش، اشتغال زنان. *نشریه اقتصاد و الگوسازی*، ۹(۴)، ۹۵- ۱۲۰.
۷. دلیری، حسن (۱۳۹۸). شناسایی متغیرهای اقتصادی مؤثر بر طلاق در ایران. *نشریه مطالعات اجتماعی و روان‌شناسی زنان*، ۱۷(۲)، ۳۵- ۶۲.
۸. رستم‌زاده، لیلا (۱۳۹۲). *ارزیابی مدل‌های پولی تعیین نرخ ارز در اقتصاد ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. گروه اقتصاد. دانشکده اقتصاد و مدیریت و بازرگانی. دانشگاه تبریز.

۹. زارعان، منصوره (۱۳۹۶). فراتحلیل عوامل مؤثر بر طلاق (مروری بر مطالعات ثبت‌شده در دهه‌های اخیر). *نشریه پژوهش‌های مشاوره*، ۱۶(۶۱)، ۱۳۴- ۱۴۶.
۱۰. شاطریان، محسن.، الهام، شفایی‌مقدم.، و نیازی، محسن (۱۳۹۴). بررسی نقش عوامل اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی مؤثر در نگرش منفی به ازدواج (مطالعه موردی شهر کاشان). *نشریه جامعه‌پژوهی- فرهنگی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی*، ۶(۲)، ۶۷- ۹۱.
۱۱. صادقی، رسول.، ابراهیمی، مرضیه.، و زنجری، نسیبه (۱۳۹۵). واکاوی ادراک جوانان از تجربه طلاق: مطالعه کیفی در شهر تهران. *نشریه مسائل اجتماعی ایران*، ۷(۲)، ۱- ۲۸.
۱۲. طاهرپور، محمدشریف.، و شرفی، محمدرضا (۱۳۸۷). راهکارهای افزایش ازدواج و گسترش فرهنگ ازدواج آسان با تأکید بر رویکرد اسلامی. *نشریه مهندسی فرهنگی*، ۲(۱۷)، ۵۳- ۷۳.
۱۳. عرفانی، علیرضا.، و حسینی، عابدین.، و ملکی، حمید (۱۳۹۴). وجود اثرات نامتقارن نوسانات مثبت و منفی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی. *نشریه علمی-پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۲۰)، ۴۵- ۶۵.
۱۴. عسگری ندوشن، علی.، ماندگاری، ملیحه.، و فتوحی، فاطمه (۱۳۹۷). تفاوت‌های اقتصادی-اجتماعی مرتبط با سن زنان در ایران. *نشریه شورای فرهنگی، اجتماعی زنان و خانواده*، ۲۰(۷۹)، ۱۷۱-۲۱۰.
۱۵. فلاحی، محمدعلی.، و دلدار، فائزه (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر طلاق در استان‌های ایران با تأکید بر عوامل اقتصادی. *نشریه فرهنگی-تربیتی زنان و خانواده*، ۱۰(۳۴)، ۱۳۵- ۱۵۵.
۱۶. قائمی اصل، مهدی.، توسلی عبدل‌آبادی، نیره.، شاه‌پرست، الهه.، و نصراصفهانی، محمد (۱۳۹۸). بررسی کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای اقتصادی بر روند ازدواج و طلاق در ایران با تأکید بر کانال‌های کنترلی جنسی و آموزش. *نشریه زن در توسعه و سیاست*، ۱۷(۳)، ۴۸۷- ۵۱۱.
۱۷. کلانتری، عبدالحسین.، جواهری، جلوه.، و روشن‌فکر، پیام (۱۳۹۰). آثار و پیامدهای طلاق مرور نظام‌مند تحقیقات انجام شده در ایران با تأکید بر ملاحظات جنسیتی. *نشریه زن در توسعه و سیاست*، ۹(۳)، ۱۱۱- ۱۳۱.
۱۸. گرشاسبی فخر، سعید.، موسایی، میثم.، و مهرگان، نادر (۱۳۸۸). تأثیر شهرنشینی، هزینه خانوار، درآمد سرانه و توزیع آن بر نرخ طلاق در ایران (یک تحلیل سری زمانی). *نشریه جامعه‌شناسی ایران*، ۴(۱)، ۳- ۲۱.
۱۹. محمدی، زهرا (۱۴۰۰). رابطه بین سرمایه اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی با تمایل به طلاق درمیان زنان بندر دیلم. *نشریه پژوهش‌های راهبردی مسائل اجتماعی ایران*، ۱۰(۳۳)، ۷۲- ۵۵.
۲۰. محمدی‌سیف، معصومه.، و عارف، محمد (۱۳۹۴). آسیب‌شناسی تأخیر در سن ازدواج جوانان ایران (شناسایی و بررسی مهمترین عوامل فردی، خانوادگی، اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی). *نشریه مهندسی فرهنگی*، ۱۰(۸۶)، ۷۴- ۸۸.
۲۱. محمودیان، حسن (۱۳۸۲) سن ازدواج درحال افزایش: بررسی عوامل پشتیبان. *نشریه علوم اجتماعی*، ۲(۲۴)، ۲۷- ۵۳.
۲۲. مرادی، گل‌مراد.، و صفاریان، محسن (۱۳۹۱). عوامل اجتماعی و اقتصادی ازدواج جوانان. *نشریه مطالعات جامعه‌شناختی جوانان*، ۳(۸)، ۸۱- ۱۰۸.
۲۳. وبگاه رسمی بانک جهانی. دیتا بانک. تاریخ مشاهده: ۱۴۰۱. مشاهده شده در http://www.world bank.org
۲۴. وبگاه رسمی بانک مرکزی ایران. بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی. تاریخ مشاهده: ۱۴۰۱. مشاهده شده در: http: //www. tsd. cbi. ir
۲۵. وبگاه رسمی مرکز آمار. داده‌ها و اطلاعات آماری. تاریخ مشاهده: ۱۴۰۱. مشاهده شده در .http://www. amar org.ir
26. Amato, P. R., & Beattie, B. (2011). Does the unemployment rate affect the divorce rate? An analysis of state data 1960-2005. *Social Science Research*, 40(3), 705-715.
27. Becker, G. S., Landes, E. M., & Michael, R. T. (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, 85(6), 11- 41.
28. Gibson, d., & Christina, M. (2009). Money Marriage And Children: Testing The Financial Expectation And Family Formation Theory. *Journal Marriage And Family*, 71(1), 146- 160.
29. Gonzales-Val, R. (2022). House Price And Marriage. *Journal Sustainability*, 14 (5), 28- 48.
30. González-Val, R., & Marcén, M. (2016), Divorce and the business cycle: a cross-

country analysis. *Review of Economics of the Household,* 15 (3), 879- 904. Doi: 10.1007/S11150-016-9329-X

31. Hill, M. J. (2015), Love in the Time of the Depression: The Effect of Economic Conditions on Marriage in the Great Depression. *The Journal of Economic History (Cambridge University Press),* 1(75), 163- 189.
32. Jackson, B. L., & Donovan, R. (1990). Deciding to divorce: A process guided by social exchange, attachment and cognitive dissonance theories. *Journal of Divorce,* 13(4), 23- 35.
33. Mavropoulos, G., & Panagiotidis, T. W. (2019). *Young Adults Retreat from Marriage? An Easterlin Relative Income Approach.* Department of Economics. University of Macedonia.
34. Peterson, R. (1996). A re-evaluation of the economic consequences of divorce. *American Sociological Review,* 61, 528- 536.
35. Ragab, A., & Ayhab, F. S. (2022). The effects of a negative economic shock on male marriage in the West Bank. *Review of Economics of the Household,* 21, 789- 814.
36. Scott, J. S. (1985). Economic Condition And Divorce Rate: At time-series analysis Of The Postwar United State. *Journal of Marriage And Family*، 47، 31- 41.
37. Spanier, G. B., & Thompson, L. (1983). Relief and distress after marital separation. *Journal of Divorce,* 7(1), 31- 49.
38. Wilcox, W. B., & Dew, J. (2010). Is love a flimsy foundation? Soulmate versus institutional models of marriage. *Social Science Research,* 39(5), 687- 699.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی