



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 به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی که امکان تحلیل کوتاه مدت 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 به طور مستقیم، و ضریب جینی به طور 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 به طور مستقیم، و متغیرهای ضریب جینی، رشد اجاره مسکن و نرخ بیکاری به طور معکوس، با میزان ازدواج در بلندمدت رابطه معکوس دارد. نتیجه قابل توجه 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 پایان نامه کارشناسی ارشد مصطفی فزونی به راهنمایی عبدالمحمد کاشیان است که با حمایت علمی و معنوی دانشگاه سمنان انجام شده است.

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

Mostafa Fozouni¹, Abdolmohammad Kashian²

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

ازدواج در فرهنگ اسلامی و ایرانی امری مقدس و طلاق نکوهیده است. بنیان اساسی فرهنگ اسلامی-ایرانی بر خانواده نهاده شده و ازدواج اولین و مهمترین مرحله در مسیر زندگی خانوادگی است که موفقیت در دیگر مراحل زندگی به موفقیت در این مرحله بستگی دارد. منطق فکری و بررسی‌های تجربی نشان می‌دهد که افزایش ازدواج و شکل‌گیری قانون خانواده به طور محسوس از بزهکاری، فساد، بی‌بندوباری، طغیان‌ها و جرم و جنایت جلوگیری می‌کند؛ زیرا بخش زیادی از جرائم از افرادی سرمی‌زند که از وجود قانون گرم خانوادگی محرومند. (محمدی سیف و عارف، ۱۳۹۴) طلاق از نظر اجتماعی و فرهنگی امری ناپسند بوده که پیامدها و ناهنجاری‌های منفی به دنبال دارد. این پیامدها بر ارکان مختلف جامعه تأثیر می‌گذارد و به دلیل تأثیر ویژه بر زنان و کودکان در تحلیل‌های جمعیتی توسعه و سیاست‌گذاری‌های اجتماعی اهمیت می‌یابد. بررسی‌های مختلف از رابطه بین طلاق با اعتیاد، جرم، بزهکاری، عدم تعادل شخصیتی و افسردگی، مشکلات آموزشی تربیتی، خودکشی و نظایر آن حکایت می‌کند (کلانتری، جواهری و روشن فکر، ۱۳۹۰).

با وجود جهت‌گیری‌های کلی نظام جمهوری اسلامی ایران در افزایش ازدواج و کاهش طلاق، شواهد و قرائن حاکی از آن است که در سال‌های اخیر وضعیت کشور در این دو حوزه مناسب نیست به طوری که سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران را بر آن داشت که عوامل کاهش ازدواج و افزایش طلاق را بررسی کنند. بی‌تردید نقش عوامل اقتصادی که یکی از ارکان زندگی اجتماعی افراد است هم در ازدواج و هم در اقتصاد نقشی انکارنشدنی است. عوامل اقتصادی در تصمیم‌گیری افراد برای تشکیل زندگی زناشویی و نیز در عدم وفای زوجین و تصمیم آنها برای پایان زندگی مشترک نقش مهمی دارد. پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا متغیرهای اقتصادی بر میزان ازدواج و طلاق در جامعه تأثیرگذار است. آیا مؤلفه‌های اقتصادی بر میزان ازدواج و طلاق در ایران نقش و تأثیر یکسانی دارند. 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،^۱ 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،^۲ 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 آن را 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، لاندرو و میشل^۳ (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 بیابد. از نظر

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 شخص عایدی‌های ناشی از ازدواج را در مقایسه با ازدواج نکردن و مجرد ماندن مقایسه می‌کند. این عایدی‌ها به‌طور مستقیم به درآمد، اختلاف نسبی در نرخ دستمزد، سطح متغیرهای غیربازاری مثل آموزش و زیبایی بستگی 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 زمانی که انتظار شرایط بهتری از طلاق داشته باشند، راضی به طلاق می‌شوند. بدون تردید عوامل اقتصادی براساس نظریه بکر تأثیر قابل توجهی بر میزان ازدواج و طلاق دارند.

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

سومین تئوری اقتصادی در تشریح علل و عوامل ازدواج و طلاق، دیدگاه استرس روانی-اجتماعی است. این دیدگاه بیان می‌کند که افزایش درآمد جاری زوجین به دلیل کاهش مشقت مالی باعث پایداری ازدواج می‌شود. برای نمونه، اشتغال زوجین باعث کاهش اختلافات و افزایش اوقات فراغت می‌شود. بنابراین، باتوجه به این دیدگاه، درآمد همسر 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، ۲۰۱۱)

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

چهارمین نظریه که به بررسی علل ازدواج و طلاق می‌پردازد دیدگاه استاندارد زندگی و انباشت ثروت است. از نگاه طرفداران این نظریه افراد برای تصمیم‌گیری در مورد ازدواج و طلاق به تأثیر آن بر استانداردهای زندگی خود و میزان انباشت ثروت تأکید دارند و هزینه‌های طلاق و ازدواج اهمیت زیادی می‌یابد. طرفداران این دیدگاه معتقدند طلاق از جنبه استاندارد زندگی و انباشت ثروت، پرهزینه است. این هزینه‌ها شامل هزینه دادرسی، دستمزد 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 تقسیم یک خانوار به دو خانوار است. در شرایط نامناسب اقتصادی پرداخت هزینه‌های



طلاق برای زوجین ناراضی از زندگی مشترک به دلایلی مانند بیکاری یکی از زوجین، عدم وجود موقعیت مناسب برای ورود به بازار کار به صورت تمام وقت و نگرانی زوجین شاغل در مورد آینده شغلی خود سخت خواهد بود و در نتیجه تقاضای طلاق کاهش می یابد. (آماتو و بتی، ۲۰۱۱) پژوهش های دیگر نشان می دهند که استاندارد زندگی زنان در پی طلاق کاهش می یابد (پترسن^۱، ۱۹۹۶).

براساس نتایج مطالعات، مردان و زنان دلایل خوبی برای اجتناب از طلاق در طول دوره های سخت اقتصادی دارند و حتی ممکن است بیکاری و هزینه های طلاق موجب بهبود رابطه زوجین شود. ویلکاکس و دیو^۲ (۲۰۰۹) عقیده دارد که بیشتر زوج ها به بحران های اقتصادی واکنش آنی نشان نمی دهند، بلکه با بررسی روند طلاق به نظر می رسد بسیاری از زوج ها به این درک رسیده اند که در زمان ناهمواری های اقتصادی، زندگی مشترک موجب حمایت اقتصادی و اجتماعی بیشتر از آنها می شود.

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

آخرین دیدگاه بر استقلال اقتصادی در قالب معیار تصمیم گیری در مورد ازدواج و طلاق تکیه دارد. در این دیدگاه، وقتی زوجین از نظر مالی وابستگی کمتری به یکدیگر دارند، نرخ طلاق در صورت عدم رضایت از زندگی مشترک افزایش می یابد. براساس 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 جنبه های دیگر از پتانسیل درآمدزایی زنان از جمله تحصیلات، شغل و عواملی مانند سیاست های حمایت از کودکان و حمایت دولت از خانوارهای کم درآمد بستگی دارد. این موضوع در مورد ازدواج نیز صادق است.

۲-۲. عوامل مؤثر بر ازدواج و طلاق

با بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر ازدواج و طلاق در سطح جامعه و دسته بندی آنها می توان متغیرهای درآمد سرانه، بیکاری، ضریب جینی، شهرنشینی، مشارکت اقتصادی زنان و اجاره مسکن را متغیرهای اقتصادی مشترک میان این دو نام برد. از آنجاکه 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

مشارکت اقتصادی زنان که یکی از نتایج افزایش سطح تحصیلات است، 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 مناسب با شأن آنها را مشکل‌تر می‌کند. از طرفی، استقلال مالی بانوان سطح توقعاتشان از خواستگار آینده خود را برای زندگی مرفه‌تر افزایش می‌دهد. در ابتدا به نظر می‌رسد 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 است. (محمودیان، ۱۳۸۲) یکی از مزایای مشارکت اقتصادی زنان این است که با تکیه بر درآمد خود نااطمینانی کمتری نسبت به آینده اقتصادی خانواده خود و حتی درآمد همسر خود دارند. از این رو، ممکن است در ازدواج با نگاه سهل‌گیرانه‌تری وارد شوند.

درمقابل، مشارکت زنان در کسب معاش، کاهش آسایش و راحتی، مستولی شدن خستگی ناشی از کار در منزل و خارج از آن، کم شدن آستانه تحمل اعمال کودکان به دلیل فشار مضاعف بر مادر، تضعیف روابط عاطفی بین همسران و بروز شکاف و اختلاف در خانواده را به دنبال دارد. استقلال مالی زن در برخی مواقع سبب امتناع آنها در تمکین به حقوق شوهر و امتناع از وظایف زوجیت می‌شود که این رویه به فروپاشی نهاد خانواده کمک می‌کند. در برخی موارد، استقلال مالی زنان، انگیزه مردان برای طلاق 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 است. جوانانی که درآمد کافی برای ادامه زندگی حداقلی ندارند، جرئت کمتری برای ازدواج دارند. (شاطریان، شفایی‌مقدم، نیازی، ۱۳۹۴) ازسوی دیگر، 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 دوفره 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 (به دلیل ساختار فرهنگی و اجتماعی جامعه) اگر درآمد کافی وجود نداشته باشد آسیب‌هایی برای اعضای خانواده به دنبال دارد.

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

۲-۳. 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 به بار 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 آن را 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

خود را از نظر اقتصادی و تاحدودی اجتماعی با دیگران مقایسه کنند و از اینکه خانواده و به‌ویژه پدر خانواده نمی‌تواند به نیازهای آنها پاسخ مناسب دهد، اظهار نارضایتی کنند. در این موارد، افراد به‌ویژه زنان، ازدواج خود را نامطلوب تلقی کرده و گرایش به طلاق افزایش می‌یابد. بین ضریب جینی و نرخ طلاق رابطه مستقیم وجود دارد؛ یعنی با افزایش ضریب جینی، تعداد طلاق اتفاق افتاده در ده‌هزار نفر افزایش می‌یابد (گرشاسبی فخر، موسایی و مهرگان، ۱۳۸۸). تحقیقات نشان می‌دهد که بین پایگاه اجتماعی و اقتصادی در گرایش زوجه به طلاق همبستگی وجود دارد (زارعان، ۱۳۹۶).

۲-۴. تأمین مسکن

تهیه مسکن چه به‌صورت ملکی و چه به‌صورت اجاره‌ای، یکی از مهمترین و فوری‌ترین نیازهای یک زندگی مشترک و مستقل است؛ زیرا داشتن مسکن جداگانه، قابل لمس‌ترین نشانه استقلال زوجین از خانواده‌های خود در ابتدای زندگی است. (مرادی و صفاریان، ۱۳۹۱) این مشکل در شهرهای بزرگ و کلان‌شهرها پیچیده‌تر و سخت‌تر است. با توجه به بازار مسکن و افت و خیز قیمتی آن در طول دهه‌های اخیر، کمتر جوانی دورنمای قیمت مناسب در این حوزه را پیش‌بینی می‌کند خود را برای اجاره یک مسکن مستقل، آماده نمی‌بیند، در نتیجه 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 می‌شود. این مشکل در شهرهای بزرگ و کلان، شدت بیشتری دارد و در بسیاری از موارد پرداخت آن از توان خانواده‌ها خارج و باعث معضلاتی مثل بدمسکنی و حاشیه‌نشینی و معضلات خاص آنها می‌شود که چالشی جدی برای سرپرست خانواده است.

۲-۵. شهرنشینی

رشد شهرنشینی، مصرف‌گرایی را با خود به‌همراه دارد و خانواده‌ها وارد رقابت بی‌پایان مصرف‌گرایی می‌شوند. این عامل باعث افزایش هزینه‌های جانبی ازدواج مانند برگزاری جشن عروسی، تهیه جهیزیه‌های گران‌بها و سایر موارد شده که خود، کاهش تشکیل خانواده را به دنبال دارد. (شرفی و طاهری‌پور، ۱۳۸۷) سن ازدواج به واسطه عواملی مانند افزایش سطح تحصیلات و اشتغال زنان و میزان شهرنشینی روبه افزایش است بدین ترتیب تحولاتی



در الگوی ازدواج یعنی، حرکت از ازدواج زودرس به سمت ازدواج دیررس اتفاق افتاده است (آستین افشان 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 می شود باعث افزایش تعداد طلاق های اتفاق افتاده می شود (گرشاسبی فخر، و همکاران، ۱۳۸۸).

۲-۶. بیکاری

اشتغال، ابتدایی ترین گزینه برای استقلال جوانان به ویژه 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 صریح تر بر اینکه شغل، مانع ازدواج می شود، روشن می کند که مسئله اصلی برای بسیاری از جوانان، پیش بینی ناپذیری زندگی و فقدان امکان تأمین زندگی مشترک پس از ازدواج به دلیل نداشتن شغل است. اهمیت داشتن کار برای ازدواج بسیار وابسته به طبقه است. آنها که سطح طبقاتی پایین تری دارند، بر داشتن کار در قالب اصلی ترین زمینه ازدواج تأکید بیشتری دارند. (بنی جمالی و صادقی نسایی، ۱۴۰۰) بیشتر جوانان معتقدند موقعیت ایدئال ازدواج برای پسران بعد از اشتغال به کار و داشتن شرایط مالی مناسب به وجود می آید (صادقی، ابراهیمی و زنجری، ۱۳۹۵). اشتغال همان طور که امر مهمی در ازدواج است تأثیر قابل توجهی بر طلاق نیز دارد. بیکاری سرپرست خانواده آسیب های روحی، روانی و جسمی برای خود و خانواده دارد که از نتایج آن می توان به افزایش سطح طلاق در جامعه اشاره کرد.

۲-۳. پیشینه تحقیقاتی پژوهش

زعفرانچی و گلدانی (۱۴۰۱) در پژوهش خود دریافتند که در کوتاه مدت و بلندمدت، متغیر ضریب جینی و نابرابری توزیع درآمد بر تمایل به تأهل اثر منفی دارد. نتایج نشان می دهد نرخ بیکاری و نرخ تورم حداقل در کوتاه مدت (با یک وقفه و دو وقفه) اثر مثبت و معنی داری بر شاخص تمایل به تأهل دارد که می تواند از کاهش طلاق به دلیل صرفه های به مقیاس زندگی مشترک، افزایش ازدواج به دلیل تسهیم در هزینه ها و جلوگیری از تحمیل هزینه های انجام طلاق، منتج شود. نتایج پژوهش تاج بخش و نصیری (۱۴۰۰) نیز نشان می دهد که بین

عوامل اقتصادی و افزایش سن ازدواج رابطه وجود دارد. هرچه شرایط اقتصادی و مادی جوانان برای ازدواج مهیا باشد، تمایل به تشکیل زندگی مشترک بیشتر می‌شود. دلیری (۱۳۹۸) در پژوهش خود نشان داد که متغیرهای اقتصادی بخش مهمی از متغیرهای مؤثر بر طلاق را به خود اختصاص داده و مشاهدات تجربی ارتباط منفی بین درآمد مردان و طلاق را تأیید می‌کند. نتیجه پژوهش وی نشان می‌دهد که متغیرهای تورم در بخش مسکن، بیکاری مردان، سطح تحصیلات دانشگاهی زنان و نابرابری سطح درآمد سبب تشدید طلاق می‌شود. ازسوی دیگر، افزایش رفاه خانوار و افزایش اشتغال مردان هرچند به صورت ناقص، سبب کاهش میزان طلاق در جامعه می‌شود.

قائم‌اصل، توسلی عبدل‌آبادی، شاه‌پرست و نصراصفهانی (۱۳۹۸) در بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای اقتصادی روند ازدواج و طلاق در ایران به این نتیجه رسیدند که بیکاری و تورم، تأثیر معناداری بر روند ساختاری متغیر ازدواج ندارد، اما در کوتاه‌مدت میان متغیرهای تورم و طلاق رابطه مثبتی وجود دارد. درگاهی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی دریافتند که تحصیلات عالی، نرخ طلاق را کاهش و تورم، آن را افزایش می‌دهد. همچنین بین نرخ طلاق و درآمد سرانه و نرخ بیکاری و تحصیلات دانشگاهی رابطه معناداری وجود دارد. فلاحی و دلدار (۱۳۹۴) نیز اثبات کردند که با بررسی داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱ در ۲۸ استان ایران با افزایش یک درصدی در هریک از متغیرهای مستقل بیکاری، تورم، تحصیلات عالی و میزان شهرنشینی، میزان طلاق به ترتیب ۰/۱۳۴، 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، سنگینی مخارج ازدواج، انحرافات اجتماعی، تضعیف باورهای دینی و ترس از آینده رابطه معناداری وجود دارد و بالا رفتن تحصیلات عالی در زنان در نتیجه داشتن همسری با مدرک تحصیلی عالی و شغل معتبر را از عوامل افزایش سن ازدواج می‌دانند. برای محمدی‌سیف و عارف (۱۳۹۴) این نتیجه حاصل شد که از بین هفت مانع اجتماعی در بروز ازدواج، موانع اقتصادی یعنی، هزینه ازدواج، عدم اشتغال و بیکاری و نداشتن مسکن مهم است. کلانتری و همکاران (۱۳۹۰) نیز دریافتند که ۶۰٪ پسران



معتقدند که موقعیت مناسب ازدواج پسران بعد از اشتغال است. در مرتبه بعدی ۲۷٫۶٪ داشتن شرایط مناسب مالی را ایدئال ازدواج برای پسران می دانند. پیش شرط ۸۸٪ پسران برای ازدواج، مشکلات مالی است.

گونزالس^۱ (۲۰۲۲) در پژوهش خود نشان می دهد که بین قیمت مسکن و نرخ ازدواج در اسپانیا در هر دو سطح محلی و منطقه ای ارتباط منفی معناداری وجود دارد. مطالعات رجب و آیهب^۲ (۲۰۲۲) نشان می دهد که چگونه یک شوک اقتصادی منفی بزرگ بر نرخ ازدواج مردان جوان در کرانه باختری تأثیر می گذارد. مطالعه ایشان با استفاده از داده های قبل و بعد از بسته شدن ناگهانی این مرز در سال ۲۰۰۱ انجام شده است. یافته های آنها نشان داد که بسته شدن مرز باعث کاهش نرخ ازدواج در بین مردان جوان ۱۹ تا ۲۹ ساله شده است. اثر نامطلوب شوک اقتصادی با ترکیبی از افزایش بیکاری جوانان و انتظارات سفت و سخت در مورد هزینه های ازدواج بر ازدواج مردان تأثیرگذار است. ماپروپولوس و پاناگیوتیدیس^۳ (۲۰۱۹) نیز در پژوهش خود در ایالات متحده نشان دادند که مردان جوان در صورت احساس دسترسی به ثروت بیشتر نسبت به سطح خواسته های مادی خود احتمال ازدواج بیشتر دارند. در این مطالعه منظور از درآمد نسبی، درآمد فعلی مردان جوان در مقایسه با سطح آرزوهای مادی به دست آمده در کودکی است. گونزالس و مارسین^۴ (۲۰۱۶) در مطالعه ای رابطه طلاق و چرخه های تجاری را بررسی کردند. آنها با استفاده از تحلیل پانل دیتا برای داده های ۲۵ کشور اروپایی طی سال های ۱۹۹۱-۲۰۱۲ نشان دادند که بین طلاق و نرخ بیکاری رابطه منفی وجود دارد. هیل^۵ (۲۰۱۵) نیز در پژوهش خود نشان داد که بین نرخ ازدواج و شرایط اقتصادی همبستگی مثبت است. به طور خاص، فرصت های ضعیف بازار کار برای مردان تأثیر منفی بر ازدواج دارد. شواهدی وجود دارد که نشان می دهد بازارهای کار ضعیف زنان، ازدواج را در این دوره افزایش می دهد. ازدواج هایی که در دوران سخت اقتصادی شکل می گیرد در مقایسه با ازدواج هایی که در دوره های زمانی پرونق تر انجام می شود،

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^۱ (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^۲ (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. با این حال تحقیقی جامع که تأثیر این عوامل را بر روی طلاق و ازدواج به صورت توأمان بررسی کند صورت نگرفته است. از طرفی نوآوری پژوهش حاضر نسبت به سایر پژوهش‌ها بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی بر طلاق و ازدواج به صورت توأمان و تأکید بر مشارکت اقتصادی زنان در قالب 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 به روش 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 ثبت شده در کشور بر میزان جمعیت کل کشور. تعداد ازدواج‌های ثبت شده از داده‌های وبگاه رسمی مرکز آمار و تعداد کل جمعیت از وبگاه رسمی بانک مرکزی به صورت سالیانه دریافت شد.

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

- سرانه تعداد طلاق (DIV) عبارتند از: نسبت تعداد طلاق های ثبت شده در کشور بر میزان کل جمعیت کشور در همان سال. تعداد وقوع رخداد طلاق از داده های وبگاه رسمی مرکز آمار و میزان جمعیت کل کشور از داده های وبگاه رسمی بانک مرکزی براساس سال های مختلف گرفته شد.

- نرخ بیکاری (UN) عبارتند از: نسبت جمعیت بی کار به جمعیت فعال (بی کار+شاغل) ۱۰ سال و بالاتر به صورت درصد که آمار آن از وبگاه بانک جهانی به صورت سالانه و در طی سال های ۱۳۶۲-۱۳۹۹ به دست آمد.

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

- ضریب جینی (JINI) عبارتند از: یک واحد پراکندگی آماری که برای سنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد در یک جامعه آماری (در اینجا کشور ایران) استفاده می شود. این ضریب با نسبتی تعریف می شود که ارزشی بین صفر و یک دارد. هرچه ضریب جینی به عدد صفر نزدیک تر باشد برابری بیشتری را در توزیع درآمد نشان می دهد و هرچه به عدد یک نزدیک باشد توزیع نابرابر درآمد را مشخص می کند که به صورت درصد و سالانه از داده های مرکز آمار در بازه زمانی ۱۳۶۲-۱۳۹۹ در هر دو مدل بهره گرفته شد.

- اجاره (کرایه) مسکن (HOUSEINF): این متغیر از میزان رشد سالانه شاخص اجاره بهای مسکن در شهرها و به صورت درصد به دست آمده است. شاخص مربوطه از وبگاه بانک مرکزی است که به طور سالانه و در بازه زمانی ۱۳۶۲-۱۳۹۹ براساس سال های پایه ۸۳ و ۹۵ استخراج شد.

- درآمد سرانه (PI) عبارتند از: تقسیم مقدار تولید ناخالص ملی کشور 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 بررسی می کند. هردو داده ذکر شده از وبگاه بانک مرکزی به طور سالانه و در بازه زمانی سال های ۱۳۶۲-۱۳۹۹ برپایه سال های ۸۳ و ۹۵ اخذ و محاسبه شده است.

- میزان مشارکت اقتصادی زنان (FAMELPARTI) از درصد جمعیت فعال زنان به کل جمعیت فعال به دست می آید که این داده نیز به صورت سالانه و در بازه زمانی سال های ۱۹۸۳-۲۰۲۰ از بانک جهانی استخراج شد.

با جمع‌بندی توضیحات داده شده می‌توان مدلی براساس متغیرهای نرخ بیکاری، ضریب جینی، درصد تغییرات شاخص کرایه مسکن، درصد شهرنشینی، درصد رشد درآمد سرانه و مشارکت اقتصادی زنان به صورت یک تابع خطی برای دو مدل سرانه طلاق و ازدواج به صورت زیر ارائه کرد:

$$\begin{aligned} DIV &= \alpha + \beta UN + \mu JIN + \delta HOUSEINF + \lambda CITY + \eta PI + \gamma FAMEL PARTI \\ MARR &= \alpha + \beta UN + \mu JIN + \delta HOUSEINF + \lambda CITY + \eta PI + \gamma FAMEL PARTI \end{aligned}$$

MARR: سرانه تعداد ازدواج در سطح کشور به صورت سالانه

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

CITY: درصد شهرنشینی در سطح کشور به صورت سالانه

JIN: ضریب جینی در سطح کشور به صورت سالانه

HOUSEINF: درصد تغییرات شاخص کرایه مسکن در مناطق شهری

FAMEL PARTI: درصد مشارکت اقتصادی زنان در سطح کشور به صورت سالانه

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

DIV: سرانه تعداد طلاق در سطح کشور به صورت 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 یک بار تفاضل‌گیری، ایستا شوند، استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی معمول برای بررسی وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها دیگر کارساز نخواهد بود. در این موارد روش ARDL پیشنهاد می‌شود. از دیگر مزایای الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی این است که پویایی کوتاه‌مدت را نیز در خود لحاظ می‌کند و باعث می‌شود که ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند. از آنجاکه در مسائل اقتصادی، متغیرهای توضیحی با چند وقفه بر متغیر وابسته اثر می‌گذارند، کاربرد مدل ARDL مناسب به نظر می‌رسد. (ختوان، ۱۳۹۷)

اگر همه متغیرها مانا باشند روش OLS بهترین نتایج را ارائه می‌دهد. اگر همه متغیرهای



مانا از مرتبه ۱ باشند از بردارهای هم جمعی برای تخمین مدل استفاده می شود. به طور معمول، متغیرهای پژوهش به صورت ترکیبی هستند که در این صورت از روش ARLD برای تخمین استفاده می شود. در چنین شرایطی امکان یافتن روابط بلندمدت و کوتاه مدت نیز میسر می شود و رابطه ۱ و ۲ به صورت زیر قابل تعریف خواهد بود:

$$\begin{aligned} \text{DIV}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_i \text{UN}_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \mu_p \text{JIN}_{t-j} + \sum_{n=1}^{R-1} \delta_n \text{HOUSEINF}_{t-n} + \sum_{f=1}^{M-1} \lambda_f \text{city}_{t-f} \\ &\quad + \sum_{v=1}^{h-1} \eta_v \text{PI}_{t-v} + \sum_{k=1}^{d-1} \gamma_k \text{femalparti}_{t-k} + \text{Ut} \\ \text{MARR}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_i \text{UN}_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \mu_p \text{JIN}_{t-j} + \sum_{n=1}^{R-1} \delta_n \text{HOUSEINF}_{t-n} + \sum_{f=1}^{M-1} \lambda_f \text{city}_{t-f} \\ &\quad + \sum_{v=1}^{h-1} \eta_v \text{PI}_{t-v} + \sum_{k=1}^{d-1} \gamma_k \text{femalparti}_{t-k} + \text{Ut} \end{aligned}$$

اگر تحلیل داده ها ضرورت استفاده از روش ARDL را بیان کند علاوه بر فروض کلاسیک، آزمون همگرایی روابط بلند مدت و آزمون تصحیح خطای ECM برای اطمینان از صحت نتایج به دست آمده، انجام می شود.

۴-۱. آزمون همگرایی BOUND روابط بلند مدت مدل

در تشخیص روابط بلند مدت از آزمون کرانه های^۱ پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شد استفاده شد. در این روش وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای بررسی شده با آماره F برای آزمون معناداری سطوح باوقفه، مورد آزمون قرار گرفت.

۴-۲. آزمون تصحیح خطای ECM

برای تعیین ضریب تصحیح (تعدیل) خطای کوتاه مدت از آزمون ECM استفاده شد. باتوجه به علامت و مقدار آن در مدل می توان گفت که تعادل بلند مدت با چه سرعت و شتابی قابل دسترسی است. اگر ضریب ECM بین صفر و یک باشد فرض صفر آزمون رد نمی شود و مدل از نوسانات کوتاه مدت به سمت روابط بلند مدت با سرعت به دست آمده (ضریب تعدیل) به تعادل می رسد. عمده ترین دلیل استفاده از الگوهای تصحیح خطای ECM آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلند مدت آنها ارتباط می دهد. به طوری که وقتی دو متغیر x_t و y_t هم جمع هستند رابطه تعادلی بلند مدتی بین آنها وجود

1. Bound test

دارد، البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل هایی وجود داشته باشد. در این صورت می توان جمله خطاهای رابطه زیر را خطای تعادل تلقی کرد:

$$Y_t = \beta X_t + U_t \quad U_t = Y_t - \beta X_t$$

اکنون می توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه مدت y_t با مقدار تعادلی بلند مدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور می توان الگویی به صورت زیر تنظیم کرد:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 U_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \delta^2)$$

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 y_t به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. (رستم زاده، ۱۳۹۲) با بررسی داده های پژوهش و اطمینان از صحت استفاده از روش ARDL، آزمون های مورد نیاز برای اجرای مدل ARDL انجام شده و در صورت تأیید تمام آزمون ها نتایج به دست آمده تجزیه و تحلیل می شود.

جدول ۱

آمار توصیفی داده ها براساس آمارهای بانک مرکزی، مرکز آمار و بانک جهانی در بازه سال های ۱۳۹۹-۱۳۶۲

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
Div	۳۸	۰,۰۰۱۲	۰,۰۰۰۹۲	۰,۰۰۲۲	۰,۰۰۰۵	۰,۰۰۰۶	۱,۶۰۸۵	۰,۵۲۰
marr	۳۸	۰,۰۰۹۰	۰,۰۸۶۵	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

همان طور که در داده های 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 اجاره بهای مسکن می تواند 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 با استفاده از تعیین وقفه خودکار در نرم‌افزار $evIEWS^{10}$ وقفه بهینه با توجه 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 به دست می‌آید. در مورد الگوی کوتاه‌مدت سرانه ازدواج هم مانند سرانه طلاق با استفاده از وقفه اتوماتیک نرم‌افزار $evIEWS^{10}$ و با معیار شوارتز-بیزین (SBC) و با اعمال عرض از مبدأ، وقفه بهینه به دست آمده است. با اعمال وقفه‌ها بر روی متغیرها مدل کوتاه‌مدت سرانه ازدواج دست می‌آید.

۴-۴. نتایج مدل پژوهش در کوتاه مدت

جدول ۳

نتایج تخمین الگوی کوتاه مدت مدل سرانه طلاق

نام متغیر	سطح خطا	اماره محاسباتی	ضرایب
Div (-۱)	۰۰۰۰۰	۱۳,۱۶۷۹۳	۰,۸۲۷۸۵۸
Un	۰,۰۰۰۷	۳,۷۸۲۶۵۹	۰,۰۰۰۰۰۶
Un (-۱)	۰,۰۰۵۵	-۳,۰۰۰۳	۰,۰۰۰۰۰۳۹۴
Gini	۰,۰۰۸۶	-۲,۸۱۷۸۵	۰,۰۰۰۱۹۱
houseinf	۰,۵۵۲۷	-۰,۶۰۰۷۶	-۰,۰۰۰۰۰۱۱۶
City	۰,۰۱۴۶	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	

الگوی کوتاه مدت سرانه طلاق با وقفه بهینه به روش ARDL به دست آمده است که ضرایب متغیرها، میزان احتمال خطا، مقدار اماره F و سایر اطلاعات در جدول ۳ بیان شده است. باتوجه به نتایج برآورد کوتاه مدت الگوی سرانه طلاق، وقفه اول طلاق در سطح ۰,۰۵ معنادار است و نشان می دهد سرانه طلاق از میزان سال قبل خود تأثیر مثبت بالایی می گیرد به طوری که بیش از ۰,۸۲ میزان سرانه طلاق متأثر از میزان آن از سال قبل است. متغیر بیکاری به دلیل سطح خطای کمتر از ۰,۰۵، معنادار و ضریب مثبت دارد. بنابراین، نقش فزاینده ای بر میزان سرانه طلاق دارد؛ یعنی به ازای ۱٪ افزایش نرخ ۰,۰۶٪ بر مقدار سرانه طلاق افزوده می شود. در رگرسیون مورد نظر ضریب تغییرات شاخص رشد اجاره بهای مسکن معنادار نیست. در مورد ضریب درصد شهرنشینی باید گفت که این ضریب معنادار و مثبت است؛ یعنی به ازای ۱٪ افزایش نسبت شهرنشینی، سرانه طلاق به میزان ۰,۱۲۲۶٪ افزایش می شود. در مورد ضریب مشارکت اقتصادی زنان نیز این ضریب درست است، اما از نظر سطح خطا معنادار نیست. همچنین ضریب جینی در سطح احتمال خطای ۰,۰۵ معنادار بوده و ضریب منفی دارد. به همین دلیل با افزایش ضریب جینی، میزان سرانه طلاق کم

می شود. در این رگرسیون مقدار ضریب تعیین تعدیل یافته ۰٫۹۸۹۵۰۹ است که نشان دهنده میزان بسیار مناسب توضیح شونده متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل است.

جدول ۴

نتایج تخمین الگوی کوتاه مدت 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	-۰٫۰۰۴۹۵
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	-۰٫۰۰۴۲۵۹۵
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	-۳۳۵۶۲۲۸	-۰٫۰۰۰۰۶۰۶
R-squar		۰٫۹۶۴۹۴۱	
F-static		۰٫۹۹۹۸۸۲	
Prob (F)		۰۰۰۰	

الگوی کوتاه مدت سرانه ازدواج با وقفه بهینه باروش ARDL به دست آمده که مقادیر آماره F، احتمال خطا و ضرایب متغیرهای آن در جدول ۴ بیان شده است. نتایج نشان می دهد که در وقفه اول نسبت ازدواج در سطح ۱۰٪ معنی دار و با علامت مثبت است؛ یعنی نسبت ازدواج به جمعیت، تأثیر بالایی از میزان این نسبت از سال قبل می گیرد



(۰,۲۹۵۹۸۳۵). ضریب وقفه اول تغییر بیکاری در سطح ۰,۰۵ معنادار و با علامت منفی است؛ یعنی با کاهش یک درصدی میزان بیکاری میزان ازدواج نسبی به مقدار ۰,۰۰۵۱۴٪ افزایش می یابد. همچنین ضریب متغیر ضریب جینی در سطح خطای ۰,۰۵ معنادار و منفی است؛ یعنی باید ۱٪ کاهش ضریب جینی، نسبت ازدواج به میزان ۰,۰۴۹۵٪ افزایش می یابد. ضریب وقفه دوم متغیر رشد شاخص اجاره بهای مسکن معنادار و با علامت منفی است به طوری که با کاهش یک درصدی، تغییرات شاخص اجاره بهای مسکن، مقدار نسبی ازدواج ۰,۰۵۱۱٪ افزایش می یابد. در مورد متغیر میزان شهرنشینی باتوجه به میزان سطح خطا، ضریب میزان شهرنشینی با وقفه های 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 به مقدار ۰,۰۰۰۴۸۵٪ افزایش می یابد. در مورد ضریب متغیر رشد درآمد سرانه می توان گفت که این ضریب معنادار و با ضریب مثبت است؛ یعنی با ۱٪ افزایش در این تغییر، سرانه ازدواج به مقدار ۰,۰۰۰۷۴۴٪ افزایش می یابد.

۴-۵. آزمون های مدل

جدول ۵

آزمون نرمالیتی و میانگین جاکو- برا

آیتم آزمون نرمالیتی	ازدواج	طلاق
Mean	۱۸-۳,۵۵	۷-۱,۱۵
Jaque-bera	۰,۲۶۰۲۱۷	۲,۱۴۵
Prob	۰,۸۷۸	۰,۳۴۲۱۳۶

در آزمون های تشخیصی فروض کلاسیک، شرط صفر بودن میانگین جملات خطا و توزیع نرمال در هر دو مدل سرانه طلاق و ازدواج بررسی می شود. 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 نمی شود و هر دو مدل طلاق و ازدواج، توزیع نرمال دارند و مقادیر میانگین جملات خطای هر دو مدل براساس مقدار داده های خروجی صفر برآورد شد.

جدول ۶

آزمون عدم همبستگی جملات خطا

آیتم آزمون عدم همبستگی	ازدواج	طلاق
F_static	۳,۰۳۵۸	۰,۰۰۸۹۹۶
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 نمی شوند 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 نمی شود. 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 نمی شود و هر دو 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 داده های روابط بلندمدت آزمون کرانه های 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	-۰٫۰۱۱۰۳	-۵٫۰۶۱۵۹۶	۰۰۰۰
Houseinf	-۰٫۰۰۰۰۰۶۷۲	-۰٫۰۶۰۰۶۲	۰٫۵۵۲۸
City	۰٫۰۰۷۰۶۳	۳۴۸۳۴۴/۵	۰۰۰۰
Femalparti	۰٫۰۰۰۰۱۲۷	۰٫۳۰۱۱۷۸	۰٫۷۶۴
Pi	۰٫۰۰۰۰۰۳۲۶	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 (-۰٫۰۱۱۰۳) این متغیر نشان دهنده این است در بلندمدت به ازای هر یک صدم رشد ضریب جینی ۰٫۰۱۱۰۳٪ از سرانه طلاق کم می شود. در مورد متغیر میزان شهرنشینی رابطه آن با طلاق باتوجه به سطح خطای یک درصد، معنادار بوده و علامت مثبت دارد؛ یعنی باتوجه به ضریب ۰٫۰۰۷۰۶۳ این متغیر به ازای هر یک صدم رشد در میزان آن باعث

افزایش ۰٫۰۰۷۰۶۳٪ میزان سرانه طلاق در بلندمدت است. سایر متغیرهای درآمد سرانه، رشد شاخص کرایه مسکن، درصد بیکاری و درصد مشارکت اقتصادی زنان به دلیل سطح احتمال خطا معنادار نبوده و نمی توان رابطه بلندمدت این متغیرها را تأیید نمود.

جدول ۱۱

روابط بلندمدت سرانه ازدواج

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

در مدل سرانه ازدواج، ضرایب روابط بلندمدت مقدار F محاسباتی بیشتر از مقدار کرانه بحرانی بالا در سطح یک درصد است که نشان می دهد 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	-۰٫۰۰۰۶۸۷۷
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	۰٫۰۰۰۱۰۱
Trend	۰٫۰۰۰۲	-۴٫۷۲۷۸۴۷	-۰٫۰۰۰۸۱۹

ضرایب متغیرها در این رابطه به همراه F محاسباتی و سطح خطا در جدول ۱۲ آمده است. در جدول ۱۲ همه متغیرها باتوجه به سطح خطا در بلندمدت معنادار بوده و با اطمینان ۹۵٪ قابل اعتماد است. در متغیرهای رشد درآمد سرانه، درصد شهرنشینی و درصد مشارکت اقتصادی زنان، علامت ضرایب بلندمدت، مثبت و فزاینده است و به ازای هر ۱٪ رشد در میزان این متغیرها میزان سرانه ازدواج به ترتیب ۰٫۰۰۰۱۰۱٪، ۰٫۰۷۷۷۴٪ و ۰٫۰۰۹۸۶٪ رشد خواهد داشت. در متغیرهای نرخ بیکاری، رشد شاخص اجاره بهای مسکن

و ضریب جینی، ضرایب روابط بلندمدت منفی و کاهشی است؛ یعنی به ازای ۱٪ افزایش در متغیرهای ذکر شده، متغیر سرانه ازدواج به ترتیب ۰,۰۰۰۷۸۵٪، ۰,۰۶۶۸۷۷٪ و ۰,۰۰۰۱۱۷٪ افزایش می یابد.

۴-۷. آزمون تصحیح خطا ECM

با استفاده رابطه تعادلی بلندمدت می توان روابط کوتاه مدت که از آن به الگوی تصحیح خطا تعبیر می شود، به برآورد کرد. با استفاده از این الگو می توان به نوسانات کوتاه مدت 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	۰,۰۰۰۰۰۶
Ecm (-1)	۰۰۰۰۰	۰,۰۲۵۴۵	-۰,۱۷۲۱
F		-۶,۷۶۴	
Adj R-Squar		۰,۵۸۸۵	

نتایج محاسبه الگوی تصحیح خطای مدل های سرانه طلاق در پژوهش در جداول ۱۳ آمده است. آنچه در مدل تصحیح خطا مورد توجه است و اهمیت اساسی دارد ضریب مربوط به $ecm(-1)$ است که سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می دهد. منفی، بین صفر و منفی یک بودن این ضریب نشان می دهد که نوسانات کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت حرکت می کند. بنابراین، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته می شود. باتوجه به ضریب تصحیح خطا، مدل سرانه طلاق معادل $-۰,۱۷۲۱$ است که از نظر آماری آماره آن در سطح خطای ۱٪ معنادار است و باتوجه به اینکه علامت منفی داشته و مقدار آن بین صفر و منفی یک است، می توان نتیجه گرفت این ضریب نشان از حرکت نوسانات کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت دارد. از آنجاکه داده های پژوهش حاضر در فاصله زمانی سالانه تنظیم شده است، می توان گفت که سالانه $۰,۱۷۲۱$ از نوسانات کوتاه مدت مدل سرانه طلاق به سمت تعادل بلندمدت میل می کند که سرعت بالایی به شمار نمی آید.

الگوی تصحیح خطای مدل سرانه ازدواج

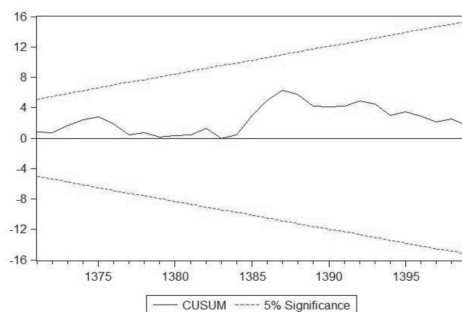
نام متغیر	سطح خطا	اماره محاسباتی	ضرایب
c	۰,۰۰۰۱	۵,۳۴۴۴	۰,۰۰۱۹۵۵
Un	۰,۰۰۰۴	۴,۳۸۷	۰,۰۰۰۳۸۲
Un (-۱)	۰,۰۰۰۶	۴,۲۳۹۹	۰,۰۰۰۴۴۹
Un (-۲)	۰,۱۰۳۰	۲,۸۸۴۳	۰,۰۰۰۳۰۸
Houseinf	۰,۴۴۵۲	-۰,۷۸۱۵	-۰,۰۰۰۰۰۹۱
Houseinf (-۱)	۰,۰۰۰۳	۴,۵۹۸۶	۰,۰۰۰۰۵۱۱
city	۰,۲۴۷۳	-۱,۱۹۸۱	-۰,۰۴۲۵۹۵
Femaleparti	۰,۱۳۱۱	۱,۵۸۶۲	۰,۰۰۰۱۵۶
Femaleparti (-۱)	۰,۰۰۱۴	-۳,۷۹۸۳	-۰,۰۰۰۰۵۰۱
Femaleparti (-۲)	۰,۰۰۱۷	-۳,۷۱۳	-۰,۰۰۰۰۴۸۵
Ecm (-۱)	۰,۰۰۰۰	-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 از نظر آماری اماره آن در سطح خطای ۰,۰۱ معنادار است و با توجه به اینکه علامت منفی داشته و مقدار بین صفر و منفی یک است، می‌توان نتیجه گرفت که این ضریب نشان از حرکت عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت دارد و رابطه بلندمدت بین متغیرها پذیرفتنی است. از آنجاکه داده‌های پژوهش حاضر در فاصله زمانی سالانه تنظیم شده است، می‌توان گفت که سالانه ۰,۷۴ از عدم تعادل‌های کوتاه مدت مدل سرانه ازدواج به سمت تعادل بلندمدت میل می‌کند که سرعت بالایی به شمار می‌آید.

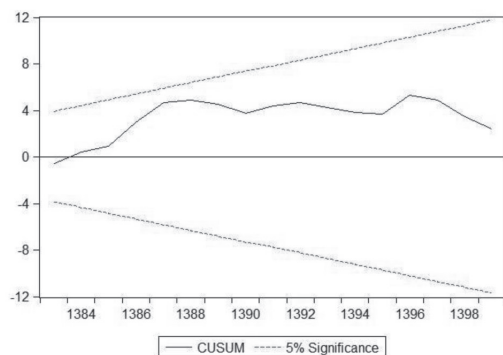
۴-۸. آزمون ثبات ساختاری با نمودار CUSUM

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 با استفاده از آماره‌های مجموع انباشته پسماندهای برگشتی (cusum) بررسی می‌شود.

این آزمون برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب تخمین زده شده استفاده می‌گردد. اگر آماره بین خطوط مرزی که به صورت 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 با مقدار ۰٫۰۰۰۰۶ معنادار و مثبت است؛ یعنی افزایش یک درصدی این متغیر، باعث افزایشی به میزان ۰٫۰۰۰۰۶ در میزان سرانه طلاق می شود، درحالی که وقفه اول درصد بیکاری در مدل سرانه ازدواج در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار، اما با علامت منفی و کاهنده است (۰٫۰۰۰۵۱۴-)؛ یعنی با یک درصد افزایش در میزان این متغیر، ۰٫۰۵۱۴٪ از سرانه ازدواج کم می شود. باید گفت که میزان تأثیرگذاری (قدرمطلق ضریب) درصد بیکاری بر میزان ازدواج بیشتر از تأثیر این متغیر بر میزان طلاق است (حدود ۱۰ برابر).

در روابط بلندمدت مدل سرانه طلاق باتوجه به سطح خطا، ضریب این متغیر بی معنا 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 کاهنده تر است که نشان از افزایش تأثیر کاهنده این متغیر با مرور زمان بر میزان سرانه ازدواج در بلندمدت است. در مورد ضریب جینی می توان گفت که علامت آن در مدل کوتاه مدت سرانه طلاق منفی و کاهنده است (۰٫۰۰۱۹۱-)؛ یعنی با ۱٪ افزایش شکاف طبقاتی، میزان طلاق ۰٫۰۰۱۹۱٪ افزایش می یابد که نتیجه ای 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 به میزان ۱٪ میزان سرانه ازدواج به میزان ۰٫۰۴۹۵٪ کاهش می یابد. در روابط بلندمدت ضریب این متغیر منفی و کاهنده است، اما با عدد منفی تر. ضریب متغیر رشد شاخص کرایه مسکن در مدل طلاق نسبی باتوجه به سطح خطایی معنی است، اما در مدل ازدواج در وقفه دوم با سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار، ولی با علامت منفی و کاهنده است؛ یعنی با افزایش یک درصدی بر میزان رشد کرایه یا اجاره مسکن، مقدار نسبی ازدواج به میزان ۰٫۰۰۰۰۵۱۱٪ کاهش می یابد. ضریب این متغیر در روابط بلندمدت ازدواج منفی و کاهنده و در روابط کوتاه مدت مثبت و فزاینده است که نشان دهنده افزایش اثرات کاهشی این متغیر بر روی مدل سرانه ازدواج در بلندمدت است.

متغیر درصد شهرنشینی در مدل طلاق نسبی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار، مثبت و فزاینده است (۰/۰۰۱۲۱۶). به بیان دیگر با افزایش یک درصدی میزان نسبت شهرنشینی به مقدار ۰/۰۰۱۲۱۶٪ میزان سرانه طلاق بیشتر می‌شود و در روابط بلندمدت مدل سرانه طلاق، ضریب آن با سطح اطمینان ۹۹٪ مثبت و فزاینده است (۰/۰۰۷۰۶۳) که نشان از افزایش تأثیر مثبت بر میزان سرانه طلاق در بلندمدت دارد، اما این ضریب باتوجه به سطح خطا در مدل ازدواج نسبی بی‌معناست. در روابط بلندمدت مدل سرانه ازدواج، ضریب این متغیر با احتمال ۹۵٪ معنادار، مثبت و فزاینده است (۰/۰۰۷۷۷۷۴) که نشان از افزایش (۰/۰۰۷۷۷۷۴٪) بر سرانه ازدواج در ازای افزایش یک درصدی شهرنشینی در بلندمدت دارد. ضریب متغیر رشد درآمد سرانه در مدل کوتاه مدت 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 سرانه طلاق رخ داده است. همین‌طور مدل کوتاه مدت سرانه ازدواج با سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار، مثبت و فزاینده است (۰/۰۰۰۰۷۴۴)؛ یعنی با ۱٪ افزایش رشد درآمد سرانه به میزان ۰/۰۰۰۱۰۱٪ بر سرانه ازدواج می‌افزاید. این متغیر در روابط بلندمدت به دلیل سطح خطای بالای ۵٪ در این مدل معنادار نیست که نشان دهنده تأثیر بیشتر آن در روابط کوتاه مدت نسبت بلندمدت بر میزان سرانه ازدواج است.

در مورد ضریب متغیر درصد مشارکت اقتصادی زنان می‌توان گفت که در مدل طلاق نسبی، این ضریب باتوجه به سطح خطا بی‌معناست، اما در مدل ازدواج نسبی، این ضریب با سطح اطمینان ۹۵٪ مثبت و فزاینده است؛ یعنی با افزایش یک درصدی میزان درصد مشارکت، میزان ازدواج نسبی ۰/۰۰۰۴۸۵٪ افزایش می‌یابد. در روابط کوتاه مدت 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 یک درصد معنادار، مثبت و فزاینده است که نشان می‌دهد این متغیر بلندمدت نقش منفی خود بر سرانه ازدواج را از دست داده و به عاملی مثبت بر میزان سرانه ازدواج تبدیل شده است.

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا مؤلفه‌های اقتصادی بر میزان ازدواج و طلاق تأثیر دارند؟ اگر نوع این تأثیر چگونه است و تفاوت متغیرهای مذکور در





ازدواج و طلاق چگونه تحلیل می‌شود. برای پاسخ به این با بررسی نظریه‌های موجود در تحلیل عوامل اقتصادی مؤثر بر ازدواج و طلاق، متغیرهای اصلی پژوهش شناسایی و داده‌های موردنیاز برای سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۹ از مراکز معتبر آماری جمع‌آوری شد. تحلیل اولیه داده‌های پژوهش دلالت بر آن داشت که امکان استفاده از روش رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) میسر بوده و می‌توان سؤالات پژوهش را با استفاده از این تکنیک پاسخ داد. نتایج به دست آمده نشان داد که در بلندمدت تمام مؤلفه‌های اقتصادی شامل بیکاری، نابرابری، تورم مسکن، درآمد سرانه، شهرنشینی و مشارکت اقتصادی زنان بر میزان ازدواج تأثیرگذار بوده‌اند، درحالی‌که در روابط بلندمدت مربوط به طلاق، تنها دو متغیر شهرنشینی و نابرابری اقتصادی بر طلاق تأثیرگذار بوده‌اند. این نتایج نشان می‌دهند که افراد در هنگام ازدواج به عوامل اقتصادی اهمیت زیادی می‌دهند. بنابراین، اهمیت عوامل اقتصادی در ازدواج بسیار قابل توجه است. این درحالی است که در طلاق، تأثیر عوامل اقتصادی کمتر می‌شود؛ گویا اعضای خانواده سعی می‌کنند بر مشکلات اقتصادی فائق آیند و مانع طلاق شوند.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مشارکت اقتصادی زنان در بلندمدت باعث افزایش میزان ازدواج شده است. به نظر می‌رسد زنان شاغل با تکیه بر درآمد خود نااطمینانی کمتری نسبت به آینده اقتصادی خانواده خود و حتی درآمد همسر خود دارند. از این رو، ممکن است در ازدواج با نگاه سهل‌گیرانه‌تری وارد شوند. از طرفی، 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 میزان طلاق و هم بر میزان ازدواج اثر منفی دارد. اینکه چرا نابرابری‌های اقتصادی باعث کاهش ازدواج در جامعه می‌شود امری واضح و منطبق بر نتایج پژوهش‌های پیشین و تئوری‌های مطرح شده در مقاله است، اما در مورد اینکه چرا نابرابری‌های اقتصادی باعث کاهش طلاق شده است کمی تحلیل دشوار است. تورم مسکن بر طلاق اثر معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهد. این بدان معنی است که با وجود همه مشکلاتی که ممکن است خانواده‌ها به دلیل افزایش قیمت مسکن با آن مواجه شده باشند، نسبت 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. به عبارتی افزایش بهای مسکن و اجاره آن سبب شده است که بسیاری از افراد ترجیح دهند از ازدواج فاصله بگیرند. از دیگر نتایج به دست 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. با این وجود، تفاوت‌های فرهنگی زندگی شهری و روستایی در بسیاری از موارد باعث طلاق می‌شود. در نهایت 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، (۱۱)، ۱۳-۳۱.
۲. بنی‌جمالی، سید محسن، و صادقی‌نسایی، 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، (۱)۹، ۸۳-۱۰۳.
۴. ختوان، ساناز (۱۳۹۷). رابطه بین نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. گروه مدیریت. دانشکده علوم انسانی. 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، (۴)۹، 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 ثبت شده در دهه های اخیر). نشریه پژوهش های مشاوره، ۱۶(۶۱)، ۱۳۴-۱۴۶.
۱۰. شاطریان، محسن، الهام، شفايي مقدم، و نیازی، محسن (۱۳۹۴). بررسی نقش عوامل اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی مؤثر در نگرش منفی به ازدواج (مطالعه موردی شهر کاشان). نشریه جامعه پژوهی- فرهنگی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، ۶(۲)، ۶۷-۹۱.
۱۱. صادقی، رسول، ابراهیمی، مرضیه، و زنجری، نسیم (۱۳۹۵). واکاوی ادراک جوانان از تجربه طلاق: مطالعه کیفی در شهر تهران. نشریه مسائل اجتماعی ایران، ۷(۲)، ۱-۲۸.
۱۲. طاهریپور، محمدشريف، 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 سرمایه گذاری بخش خصوصی. نشریه علمی-پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی، ۵(۲۰)، ۴۵-۶۵.
۱۴. عسگری ندوشن، علی، ماندگاری، ملیحه، و فتوحی، فاطمه (۱۳۹۷). تفاوت های اقتصادی-اجتماعی مرتبط با سن زنان در ایران. نشریه شورای فرهنگی، اجتماعی زنان و خانواده، ۲۰(۷۹)، ۱۷۱-۲۱۰.
۱۵. فلاحي، محمدعلی، و دلدار، فائزه (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر طلاق در استان های ایران با تأکید بر عوامل اقتصادی. نشریه فرهنگی-تربیتی زنان و خانواده، ۱۰(۳۴)، ۱۳۵-۱۵۵.
۱۶. قائمی اصل، مهدی، توسلی عبدل آبادی، نیره، شاه پرست، الهه، و نصرافهانی، محمد (۱۳۹۸). بررسی کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای اقتصادی بر روند ازدواج و طلاق در ایران با تأکید بر کانال های کنترلی جنسی و آموزش. نشریه زن در توسعه و سیاست، ۱۷(۳)، ۴۸۷-۵۱۱.
۱۷. کلانتری، عبدالحسین، جواهری، جلیوه، و روشن فکر، پیام (۱۳۹۰). آثار و پیامدهای طلاق مرور نظام مند تحقیقات انجام شده در ایران با تأکید بر ملاحظات جنسیتی. نشریه زن در توسعه و سیاست، ۹(۳)، ۱۱۱-۱۳۱.
۱۸. گرشناسی 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 جامعه شناسی ایران، ۴(۱)، ۳-۲۱.
۱۹. محمدی، زهرا (۱۴۰۰). رابطه بین سرمایه اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی با تمایل به طلاق در میان زنان بندر دیلم. نشریه پژوهش های راهبردی مسائل اجتماعی ایران، ۱۰(۳۳)، ۷۲-۵۵.
۲۰. محمدی سیف، معصومه، و عارف، محمد (۱۳۹۴). آسیب شناسی 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 در حال افزایش: بررسی عوامل پشتیبان. نشریه علوم اجتماعی، ۲(۲۴)، ۲۷-۵۳.
۲۲. مرادی، گل مراد، و صفاریان، محسن (۱۳۹۱). عوامل اجتماعی و اقتصادی ازدواج جوانان. نشریه مطالعات جامعه شناختی جوانان، ۳(۸)، ۸۱-۱۰۸.
۲۳. وبگاه رسمی بانک جهانی. دیتا بانک. تاریخ مشاهده: ۱۴۰۱. مشاهده شده در <http://www.worldbank.org>
۲۴. وبگاه رسمی بانک مرکزی ایران. بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی. تاریخ مشاهده: ۱۴۰۱. مشاهده شده در: <http://www.tsd.cbi.ir>
۲۵. وبگاه رسمی مرکز آمار. داده ها 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.



