دوفصلنامه جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه، سال ششم، شماره دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶، صفحات ۵۱-۲۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۹/۲۵
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۶/۱۲/۲۳

بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران

حسین پناهی[۱]
توکل آقایاری هیر[۲]
سیدعلی آل‌عمران[۳]

چکیده

جمعیت و مسایل مربوط به آن، از جمله مسایل چندبعدی و پیچیده جوامع انسانی است که هم تحت تأثیر عوامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و نظایر آن‌ها می‌باشد و هم تأثیرگذار بر آن‌ها. باروری یکی از مؤلفه‌های مهم حرکت جمعیتی است که کشورهای مختلف بر اساس شرایط جمعیتی، اجتماعی و اقتصادی خود سیاست‌های تشویقی یا کنترلی در قبال آن اعمال می‌کنند. موضوع مهمی که در سال‌های اخیر نظر اکثر محققان را در زمینه عوامل تأثیرگذار بر نرخ باروری به‌خود معطوف نموده است، مسأله قیمت مسکن و تأثیر آن بر تصمیمات باروری خانواده‌ها می‌باشد. پژوهش حاضر به‌دنبال بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس و در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ است. نتایج پژوهش دلالت بر این دارد که قیمت مسکن تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران دارد. از این‌رو با توجه به این‌که معیشت اکثر مردم روستا از طریق کشاورزی، دامداری و دامپروری بوده و از طرفی والدین روستایی جهت کمک‌یاری و بیمه پیری خود نیاز به فرزند بیشتری دارند، بر این اساس پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با کنترل صحیح عوامل طرف عرضه و طرف تقاضای مسکن، موجبات کاهش قیمت مسکن در مناطق روستایی و به‌دنبال آن افزایش باروری در این مناطق را جهت رونق بخشیدن به فعالیت‌های کشاورزی، دامپروری و افزایش تولید فراهم سازند.

واژگان کلیدی: نرخ باروری کل مناطق روستایی، قیمت مسکن روستایی، روش جوهانسن- جوسیلیوس.
JEL Classification: R19, R23, R31, C22.

۱ـ دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول). Email:panahi@tabrizu.ac.ir
۲ـ استادیار گروه علوم اجتماعی دانشگاه تبریز. Email:t.aghayari@tabrizu.ac.ir
۳ـ دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز. E-mail:s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

مقدمه

جمعیت و مسایل مربوط به آن، از جمله مسایل چندبعدی و پیچیده جوامع انسانی است که هم تحت تأثیر عوامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و نظایر آن‌ها می‌باشد و هم تأثیرگذار بر آن‌ها. می‌توان گفت که مسایل جمعیتی و تغییر و تحولات مربوط به آن به قدری گسترده و دارای پراکندگی است که تحت‌الشعاع و زیر سیطره یک نظریه یا فرمول خاصی قرار نمی‌گیرد، بلکه حرکات جمعیتی خاص در یک جهت ویژه احتمالا در شرایط زمانی و مکانی متفاوت، علل مختلف و متنوع و بعضا متضادی داشته است. به‌عبارتی، جمعیت و مسایل مربوط به آن به‌عنوان یک مسئله چند وجهی از جمله مسایلی است که دولت‌ها نیز در مقابل این مسئله، سیاست‌های جمعیتی متعدد و متنوعی دارند. باروری یکی از مولفه‌های مهم حرکت جمعیتی است که کشورهای مختلف بر اساس شرایط جمعیتی، اجتماعی و اقتصادی خود سیاست‌های تشویقی یا کنترلی در قبال آن اعمال می‌کنند. در این مورد می‌توان از کشور چین که سیاست تک‌فرزندی و کشورهای اروپای غربی که سیاست تشویقی را اعمال کرده یا می‌کنند نام برد. هم‌چنین قطعیت و ثبات در مسایل جمعیتی، کاربرد چندانی ندارد و برای تعیین ابعاد آن نمی‌توان از یک علت خاص استفاده کرد و از طرف دیگر رابطه علی ثابت و همیشگی بین متغیرهای آن وجود ندارد. ممکن است علت خاصی در یک زمان خاص باعث بالارفتن میزان باروری باشد و در یک زمان دیگر آن علت جای خود را به‌علت یا علل دیگری بدهد (ضیایی بیگدلی و همکاران، ۱۳۸۵). از طرفی دیگر، موضوع مهمی که در سال‌های اخیر نظر اکثر محققان را در زمینه عوامل تأثیرگذار بر نرخ باروری به خود معطوف نموده است، مسأله قیمت مسکن – به‌عنوان مهم‌ترین بخش از هزینه‌های خانوارها- و تأثیر آن بر تصمیمات باروری خانواده‌ها می‌باشد. از این‌رو پژوهش حاضر به‌دنبال بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران با استفاده از روش *جوهانسن- جوسیلیوس*[1] و در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ است. سوالی که در راستای هدف پژوهش مطرح می‌شود نیز به این صورت است که تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران چگونه است؟

1- Johansen-Juselius

مبانی نظری

دیدگاه معمول این است که رفتار باروری با استفاده از تئوری اقتصاد نئوکلاسیک و بر اساس مدل به‌کار برده شده توسط بکر[1] (۱۹۶۰) مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در مدل بکر، رابطه منفی بین درآمد و باروری با استفاده از تئوری مصرف‌کننده توضیح داده شده و هم‌چنین در این مدل نشان داده می‌شود که رشد درآمد و کاهش باروری به‌دلیل تغییر در درآمد خانواده‌ها و هزینه فرصت بچه‌ها می‌باشد و به‌منظور برآورد عامل مؤثر نیز، فرض می‌شود که بچه‌ها کالاهای نرمال هستند. اگرچه، رابطه منفی بین درآمد و باروری که در داده‌های سری زمانی و مقطعی نیز مشاهده شده‌اند، این سوال را ایجاد می‌کنند که بچه‌ها کالاهای نرمال هستند یا پست، ولی دو فرضیه وجود دارد که از این نظر که بچه‌ها کالاهای نرمال هستند، حمایت می‌کنند: الف) فرضیه *مبادله کیفیت- مقدار*[2] که توسط بکر (۱۹۶۰) معرفی شده و ب) *فرضیه هزینه زمانی*[3] که توسط بکر (۱۹۶۵) معرفی شده‌اند. فرضیه مبادله کیفیت- مقدار بیان می‌کند که والدین به تعداد و کیفیت بچه‌ها اولویت می‌دهند. به‌طوری‌که اگر کشش درآمدی تقاضا برای کیفیت؛ بیشتر از کشش درآمدی تقاضا برای تعداد فرزندان باشد، در این صورت با افزایش درآمد، والدین از جانشینی تعداد بچه‌ها به جای کیفیت بچه‌ها صرف نظر می‌کنند. فرضیه هزینه زمانی نیز از طریق ارتباط درآمد بالا با هزینه بالای زمانی والدین در خانواده‌های با درآمد بالا، اثبات می‌کند که بچه‌ها کالاهای نرمال هستند. براساس این فرضیه، وقتی دستمزد و درآمد در خانواده‌های با درآمد بالا افزایش می‌یابد، ارزش وقت والدین در فعالیت‌های غیربازاری افزایش می‌یابد. یا به‌عبارتی دیگر، با توجه به این‌که باروری فعالیت زمانی شدیدی است، از این‌رو باعث افزایش هزینه فرصت بچه‌ها شده و موجب ایجاد اثر جانشینی در برابر بچه‌ها می‌شود (*مینسر*[4]، ۱۹۶۳). به عنوان مثال، *کین و وینینگر*[5] (۱۹۷۳) با استفاده از داده‌های کلان شهرها در سال ۱۹۶۰ و داده‌های شهرها در

1- Becker
2- Quantity/Quality Trade off
3- Cost of Time Hypothesis
4- Mincer
5- Cain & Weininger

سال ۱۹۴۰ به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر میزان باروری پرداخته‌اند. بر اساس یافته‌های پژوهش، دستمزد زنان تأثیر منفی معنی‌داری بر نرخ باروری داشته در حالی‌که درآمد مردان تأثیر ضعیف ولی مثبت بر باروری داشته است. براساس مدل بکر، کین و وینینگر، تابع مطلوبیت والدین به‌صورت زیر قابل تعریف است.

$$U = U(n, q, s)$$

که در تابع فوق، n: تعداد بچه‌ها، q: کیفیت هر بچه و s: استاندارد زندگی والدین است. این متغیرها در فرایند تصمیم‌گیری باروری ضروری هستند، به‌طوری‌که آن‌ها بر هزینه یا منفعت داشتن بچه تأثیرگذار هستند. به‌عنوان مثال، شادی آوری بچه‌ها و درآمدزایی والدین از فرزندانشان به‌شدت بستگی به تعداد و کیفیت بچه‌ها دارد. هم‌چنین در این مدل فرض بر آن است که افراد به‌دنبال ترجیحات استاندارد هستند، یعنی افراد در جایی تصمیم می‌گیرند که فایده نهایی برابر هزینه نهایی باشد. به عبارتی دیگر افراد سخت کار نخواهند کرد تا برای بچه آینده ذخیره بکنند. علاوه بر این خانواده‌ها با محدودیت بودجه نیز مواجه می‌باشند که تابعی است از: درآمد خانوارها، قیمت کالاها و خدمات اختصاص داده شده به بچه‌ها مانند هزینه نگهداری از بچه‌ها و آموزش آن‌ها، قیمت کالاها و خدمات مصرف شده توسط خانواده‌ها، جانشین‌های بچه‌ها، سلیقه شخصی و محدودیت‌های تکنولوژیکی.

از این‌رو تقاضای بچه‌ها را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$n = N(\ _n, w, e, I, \ _0, \quad)$$

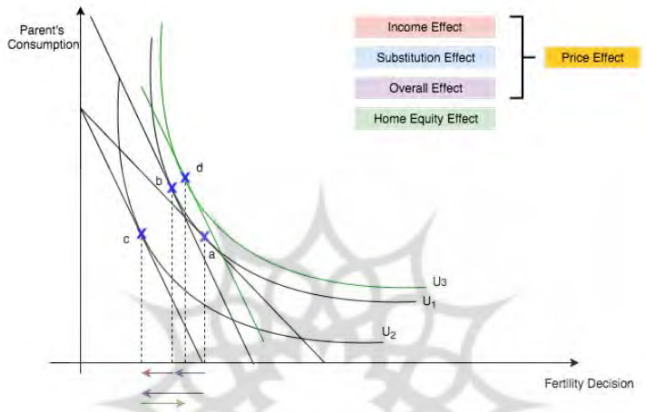
که در تابع تقاضای فوق $_n$ اثر قیمت باروری (هزینه باروری)، w سطح دستمزد مادران، e سطح آموزش مادران، I درآمد خانوار، $_0$ برداری از سایر قیمت‌ها که بر تقاضای بچه‌ها تأثیر می‌گذارند و برداری از ترجیحات و محدودیت‌های خاص والدین است. بر اساس مدل توسعه تولید خانوارها که به‌وسیله بکر (۱۹۶۵) بسط داده شده است، اثر کل تغییر در متغیرها در تابع تقاضا، به دو *اثر درآمدی خالص*[1] و *اثر جانشینی*[2] تجزیه می‌شود. بر اساس یافته‌های

1- Pure Income Effect
2- Substitution Effect

دتلینق و کرنی[1] (۲۰۱۴)، اثر قیمت مسکن نیز می‌تواند به‌روش مشابه تجزیه شود. اثر درآمدی الزاماً به معنی تغییر واقعی در ثروت یا درآمد نیست بلکه می‌توان آن را تغییر ثروت برای صاحبخانه‌ها تلقی کرد. هم‌چنین می‌تواند به عنوان افزایش ارزش مسکن صاحبان مسکنی که در تنگنا قرار دارند، تلقی شود. از این‌رو اثر درآمدی ترکیبی از دو *اثر ارزش مسکن*[2] و *اثر ثروت*[3] است که بعد از این به اثر ارزش مسکن اشاره خواهد کرد. اثر جانشینی نیز اشاره به نیاز به مسکن بزرگ‌تر به‌دلیل اضافه شدن بچه و سایر کالاها و خدمات که با تغییر در قیمت مسکن، مصرف می‌شوند دارد. نمودار ۱. با استفاده از مدل مصرف ساده، نشان می‌دهد که چگونه تغییر در قیمت مسکن، تصمیمات باروری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به این‌که داشتن بچه بیشتر نیاز به مسکن بزرگ‌تر دارد، از این‌رو برای سادگی فرض می‌شود که افزایش قیمت مسکن فقط به تصمیم باروری تأثیر گذاشته و به مصرف والدین تأثیر نمی‌گذارد. با شرط ثابت بودن سایر قیمت‌ها و مطلوبیت، افزایش قیمت مسکن باعث می‌شود که هزینه داشتن فرزند گران تمام شده و آن نیز باعث می‌شود که افراد از داشتن بچه صرف نظر کرده و مصرف خود را که در حال حاضر ارزان است، افزایش دهند. این حالت به‌عنوان اثر جانشینی منفی شناخته شده است که در نمودار ۱. نیز باعث حرکت از نقطه a به نقطه b می‌شود. هم‌چنین افراد با یک اثر درآمدی منفی نیز مواجه هستند، زیرا افزایش قیمت مسکن باعث کاهش مجموعه فرصت‌ها و پر هزینه شدن داشتن بچه می‌شود، به‌طوری‌که افراد در منحنی بی‌تفاوتی پایین‌تر U_2 قرار می‌گیرند. در حالت کلی، اثر قیمت این تغییرات باعث جابجایی از نقطه a به نقطه c شده و در نتیجه باعث کاهش تصمیم به داشتن بچه می‌شود. این اثر قیمت هم برای صاحب‌خانه‌ها کاربرد دارد و هم برای اجاره نشین‌ها. با این حال، برای صاحبخانه‌ها، قیمت مسکن از یک کانال دیگر نیز بر تصمیمات باروری تأثیر می‌گذارد و آن هم اثر ارزش مسکن است. افزایش ثروت مسکن، برای افراد انگیزه ایجاد می‌کند تا بچه داشته باشند، به‌طوری که آن‌ها هم می‌توانند از عهده کیفیت فرزندان برآیند و هم از عهده تعداد فرزندان. بنابراین همان‌طور که در نمودار ۱. نیز

1- Dettling & Kearney
2- Home Equity Effect
3- Wealth Effect

مشاهده می‌شود، نقطه بهینه از c به d جابجا می‌شود. به‌طور کلی، تغییر در تصمیم باروری مبهم است و بستگی به این دارد که کدام اثر غالب است (اثر ارزش مسکن یا اثر جانشینی) (*سیلاونق*[1]، ۲۰۱۶).



نمودار شماره ۱: تأثیر افزایش قیمت مسکن بر تصمیم باروری

پیشینه پژوهش

سایمون و تامورا[2] (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان "آیا اجاره‌بهای بالا، باروری را تضعیف می‌کند؟ شواهدی از شهرستان‌های ایالات متحده" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی ارتباط بین قیمت مکان زندگی (اجاره‌بها) و نرخ باروری در مناطق شهری ایالات متحده در فاصله زمانی ۱۹۴۰ تا ۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهشی نشان داده است که ارتباط منفی و معنی‌دار بین قیمت مکان زندگی و تصمیم باروری خانواده‌ها وجود دارد.

یی و ژانگ[3] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با عنوان "تأثیر قیمت مسکن بر باروری: شواهدی از هنگ‌کنگ" با استفاده از کاربرد تحلیل هم‌انباشتگی و به‌کارگیری مدل رفتار باروری بکر، به

1- Silavong
2- Simom & Tamura
3- Yi & Zhang

بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در فاصله زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۵ در هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث کاهش معنی‌دار ۰/۴۵ درصد در نرخ باروری کل می‌شود.

هویی[1] و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان "قیمت مسکن، وابستگی سالمندان و رفتار باروری" با استفاده از روش‌های خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و علیت گرنجر به بررسی ارتباط بین نرخ تولد، قیمت مسکن و وابستگی سالمندان در هنگ‌کنگ و در فاصله زمانی ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که یک درصد افزایش در قیمت مسکن و وابستگی سالمندان به‌ترتیب باعث کاهش ۰/۵۲ و ۱/۶۵ درصد در نرخ تولد می‌شود.

لونهیم و مومفرد[2] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با عنوان "آیا شوک‌های ثروت خانوار بر تصمیمات باروری تأثیر می‌گذارد؟ شواهدی بر بازار مسکن" با استفاده از روش مدل احتمال خطی به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر تصمیمات باروری در فاصله زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که صد هزار دلار افزایش در ثروت مسکن صاحبخانه‌ها باعث افزایش ۱۶ تا ۱۸ درصد در احتمال داشتن بچه می‌شود.

چن[3] (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان "آیا هزینه مسکن بر نرخ باروری در تایوان تأثیر دارد؟" با استفاده از روش هم‌انباشتگی آستانه‌ای به بررسی ارتباط بین هزینه‌های بچه‌دار شدن از قبیل هزینه مسکن و هزینه فرصت از دست رفته با نرخ باروری در تایوان و در فاصله زمانی ماهانه ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۲ پرداخته است. نتایج پژوهش حکایت از آن داشته است که در هردو رژیم آستانه‌ای بالا و پایین، تأثیر هزینه مسکن و هزینه فرصت از دست رفته (اندازه‌گیری شده به صورت نسبت دستمزد زنان بر مردان) بر نرخ باروری زنان منفی و معنی‌دار بوده ولی معنی‌داری تأثیر متغیرهای مذکور در رژیم آستانه‌ای بالا بیشتر از تأثیر متغیرهای مذکور در رژیم آستانه‌ای پایین بوده است، به‌طوری‌که در رژیم آستانه‌ای پایین،

1- Hui
2- Lovenheim & Mumford
3- Chen

یک درصد افزایش در متغیرهای هزینه مسکن و نسبت دستمزد زنان بر مردان به‌ترتیب باعث کاهش ۰/۹۱ و ۱/۲۲ درصد در نرخ باروری شده و هم‌چنین در رژیم آستانه‌ای بالا نیز، یک درصد افزایش در متغیرهای هزینه مسکن و نسبت دستمزد زنان بر مردان به ترتیب باعث کاهش ۲/۰۵ و ۴/۰۱ درصد در نرخ باروری می‌شود.

دتلینق و کرنی (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان "قیمت مسکن و نرخ تولد: تأثیر بازار دارایی‌های واقعی بر تصمیم داشتن بچه" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر تصمیمات باروری خانوارها در مناطق کلان‌شهر ایالت کالیفرنیا و در فاصله زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که افزایش قیمت مسکن باعث کاهش نرخ باروری در میان اجاره نشین‌ها و هم‌چنین باعث افزایش نرخ باروری در میان صاحبخانه‌ها می‌شود. به‌عبارتی دیگر، بر اساس نتایج مطالعه، هزار دلار افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۵ درصد در نرخ باروری در میان صاحبخانه‌ها و کاهش ۲/۴ درصد در نرخ باروری در میان اجاره‌نشین‌ها می‌شود.

کامارودین و خلیلی[1] (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان "عوامل مؤثر بر تصمیم باروری خانواده‌ها در مالزی: تحلیل اقتصادسنجی" با استفاده از رگرسیون دوجمله‌ای منفی و پواسون به بررسی عوامل اصلی مؤثر بر باروری در مالزی و در فاصله زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که صاحب مسکن بودن، وضعیت تأهل و سن باروری زنان از عوامل مؤثر بر تصمیم باروری و هم‌چنین خصوصیات اجتماعی مثل قومیت، مذهب، طبقه کارگر و سطح آموزش نیز بر تصمیمات باروری خانواده‌ها تأثیر می‌گذارند.

لین[2] و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان "آیا گزینه‌های مسکن بر تصمیمات باروری تأثیر می‌گذارند؟" با استفاده از روش پنل‌دیتا به بررسی تأثیر گزینه‌های مختلف مسکن از قبیل اجاره[3]، صاحبخانه بودن[4]، زندگی با اعضای خانواده[5]، زندگی در خانه‌های

1- Kamaruddin & Khalili
2- Lin
3- Renting
4- Owning
5- Living with parents/siblings

خریداری شده توسط والدین[1] و زندگی در خانه‌های سازمانی[2] بر تصمیمات باروری خانواده‌ها در ۲۴ منطقه کشور تایوان در فاصله زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که الف) با فرض اجاره‌نشینان در گروه کنترلی، صاحبخانه بودن تأثیر مثبت بر تعداد بچه‌ها در خانواده داشته ولی تأثیر منفی بر سن اولین بارداری زنان[3] دارد. ب) خانواده‌هایی که با والدین خود زندگی می‌کنند، در سنین جوانی صاحب بچه می‌شوند و تعداد فرزندان آن‌ها تا پایان دوره باروری بیشتر می‌شود. ج) خانواده‌هایی که هزینه مسکن اندکی دارند و یا اصلاً هزینه مسکن ندارند مثل خانواده‌هایی که در مسکن خریداری شده توسط والدین و یا در خانه‌های سازمانی یارانه‌ای زندگی می‌کنند، تغییرات معنی‌داری در رفتار باروری آن‌ها در مقایسه با افرادی که در مسکن اجاره‌ای زندگی می‌کنند دیده نمی‌شود.

نوروزی (۱۳۷۷) در پژوهشی با عنوان "بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر میزان باروری زنان در ایران" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و همچنین جامعه آماری پژوهش شامل ۴۴۹۵ زن دارای همسر که سرپرست خانوار و یا همسر سرپرست خانوار هستند، به بررسی عوامل مؤثر بر میزان باروری زنان در ایران پرداخته است. نتایج پژوهش نشان داده است که افزایش سطح تحصیلات والدین به‌ویژه مادران و کاهش مرگ‌ومیر فرزندان از مؤثرترین عوامل در کاهش میزان باروری زنان در ایران است.

ضیایی بیگدلی و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با عنوان "رابطه بین میزان باروری کل با توسعه اقتصادی و اجتماعی" با استفاده از روش‌های کتابخانه‌ای و تحلیل ثانویه و هم‌چنین جامعه آماری پژوهش شامل تمامی کشورهای جهان، به این نتیجه رسیده‌اند که هر اندازه سطح توسعه‌یافتگی کشوری بالا باشد به همان اندازه میزان زاد و ولد و در نتیجه رشد جمعیت آن کشور کم‌تر است.

شیری و بیداریان (۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان "بررسی عوامل اقتصادی جمعیتی مؤثر بر باروری زنان ۴۹-۱۵ ساله شاغل در آموزش و پرورش منطقه ۲۲ تهران" با استفاده از

1- Living in houses bought by parent
2- Living in staff housing
3- Female age at the first child birth

روش پرسش‌نامه به تبیین تأثیر عوامل اقتصادی جمعیتی مؤثر باروری زنان ۴۹-۱۵ ساله شاغل آموزش و پرورش منطقه ۲۲ تهران پرداخته‌اند و تعداد جامعه آماری نیز ۳۱۳۹ نفر می‌باشد. بر اساس نتایج پژوهش، تحصیلات، تعداد فرزندان، سن همسر، سن به هنگام اولین بارداری بر باروری تأثیر دارد و عواملی چون سن، درآمد، میزان آشنایی با وسایل جلوگیری از بارداری، تنظیم فواصل بین باروری و هزینه اوقات فراغت فرزندان تأثیر آنچنانی بر باروری ندارد.

موسایی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با عنوان "نرخ باروری و میزان مشارکت زنان در نیروی کار (مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا)" با استفاده از روش داده‌های ترکیبی به تبیین رابطه علی بین نرخ باروری و نیروی کار زنان در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا و در فاصله زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۴ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به‌دست آمده از مطالعه، در کشورهای مورد مطالعه از جمله ایران، رابطه علی دوطرفه برقرار بوده است بدین معنا که افزایش در نرخ‌های باروری می‌تواند موجب کم شدن نیروی کار زنان و در نتیجه کاهش مشارکت آنان در نیروی کار شود. از سوی دیگر، با افزایش اشتغال زنان و حضور بیشتر آنان در عرصه‌های اقتصادی، نرخ‌های باروری نیز کاهش خواهد یافت.

حیدری و اصغری (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان "تأثیر تغییرات باروری و میزان جمعیت بر رفاه اقتصادی با تأکید بر سرمایه انسانی" با استفاده از مدل غیرخطی رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی، به بررسی تأثیر تغییرات باروری بر رفاه اقتصادی در کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا در فاصله زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش با ارائه اثر منفی میزان باروری و نیز اثرات مثبت میزان درآمد و جمعیت کشورها بر نیروی کار مؤثر، بیان‌گر این نکته است که؛ در گروه کشورهای مورد مطالعه، تبادل کیفیت- کمیت در جمعیت، به نفع نیروی کار مؤثر و در جهت افزایش کیفیت آن عمل می‌نماید که خود قادر به افزایش رشد تولید و رفاه در این کشورها می‌باشد.

مقصودپور (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با عنوان "عوامل مؤثر بر کاهش نرخ باروری در ایران از دیدگاه علم اقتصاد در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۶۵)" با وارد کردن کمیت و کیفیت فرزندان در تئوری رفتار مصرف‌کننده، به بررسی دلایل کاهش نرخ باروری پرداخته است. به‌طوری که

نتایج مطالعه، افزایش در هزینه‌های زندگی و هم‌چنین افزایش در هزینه فرصت والدین برای بزرگ کردن فرزندان را نشان داده است. این در حالی است که هرچند افزایش در بودجه خانوار هم در دوره زمانی پژوهش رخ داده است اما متوسط افزایش سالانه بودجه خانوار بسیار کم‌تر از متوسط افزایش در هزینه‌های سرانه خانوار و هزینه فرصت والدین برای بزرگ کردن و تربیت فرزندان است و این امر موجب شده است خانوارها برای حفظ تعادل بودجه از تعداد فرزندان خود بکاهند.

افشاری (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان "عوامل اقتصادی- اجتماعی تعیین‌کننده باروری در ایران (با کاربرد داده‌های پانل)" با استفاده از روش پنل‌دیتا و به‌کارگیری داده‌های استانی ایران به بررسی برخی از عوامل اقتصادی- اجتماعی تعیین‌کننده باروری در ایران در فاصله زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از وجود یک رابطه منفی بین رشد محصول ناخالص سرانه (سطح توسعه) و نرخ باروری در استان‌های ایران بوده و همچنین نتایج نشان داده است که افزایش سطح توسعه در استان‌ها و به‌دنبال آن افزایش درجه شهرنشینی و صنعتی شدن تغییر باورهای سنتی را به‌دنبال داشته است. این تحولات باعث افزایش تحصیلات زنان و تغییر در ساختار قدرت و در نتیجه تصمیم‌گیری در خانواده شده است و سپس از طریق به تاخیر انداختن سن ازدواج، بر باروری تأثیر می‌گذارد.

معرفی مدل اقتصادسنجی، پایگاه داده‌ها و روش تخمین پژوهش

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران و در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ است. بر این اساس با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی پژوهش نظیر مطالعه دتلینق و کرنی (۲۰۱۴)، مدل تعدیل شده پژوهش در قالب رابطه ۱. استخراج و با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود.

$$LRFER = \alpha_1 + \alpha_2 LRHOP + \alpha_3 LRUNE + \alpha_4 LRATC + \alpha_5 LRSIZ + \alpha_6 LRVOL + U \qquad (1)$$

که در آن:

RFER: نرخ باروری کل مناطق روستایی

RHOP: شاخص قیمت مسکن خانوارهای روستایی بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰

RUNE: نرخ بیکاری مناطق روستایی

RATC: متوسط هزینه کل خانوارهای روستایی

RSIZ: بعد خانوارهای روستایی

RVOL: بی‌ثباتی قیمت مسکن روستایی[۱]

U: جملات پسماند مدل.

L: علامت لگاریتم.

هم‌چنین، آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش، از بخش داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران و بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند.

فرض کنیم مجموعه‌ای از g متغیر $(g \geq 2)$ داریم که حداکثر I(1) هستند و احتمال می‌رود هم‌انباشته باشند. یک سیستم VAR با k وقفه شامل متغیرهایی است که به‌صورت زیر باشد:

$$\underset{g\times 1}{y_t} = \underset{g\times g}{\beta_1}\underset{g\times 1}{y_{t-1}} + \underset{g\times g}{\beta_2}\underset{g\times 1}{y_{t-2}} + \ldots + \underset{g\times g}{\beta_k}\underset{g\times 1}{y_{t-k}} + \underset{g\times 1}{u_t}$$

به منظور استفاده از آزمون جوهانسن، لازم است که سیستم VAR فوق به شکل مدل تصحیح خطای برداری[۲] (VECM) زیر درآید:

۱ـ لازم به ذکر است که برای استخراج بی‌ثباتی قیمت مسکن روستایی، ابتدا پایایی متغیر شاخص قیمت مسکن روستایی مورد آزمون قرار گرفته و سپس با استفاده از روش باکس جنکینز (Box- Jenkins Methodology)، مدل ARIMA پیش‌بینی‌کننده رفتار متغیر شاخص قیمت مسکن روستایی از فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ تخمین زده شده است. سپس وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی شده و در نهایت به استخراج بی‌ثباتی قیمت مسکن روستایی با استفاده از روش گارچ نمایی (EGARCH) در حالتی که مدل ARIMA مذکور فاقد خودهمبستگی و دارای ناهمسانی واریانس بوده است، پرداخته شده است.

2- Vector Error Correction Model (VECM)

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + ... + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

که در آن:

$$\Pi = (\sum_{i=1}^{k} \beta_i) - I_g \qquad , \qquad \Gamma_i = (\sum_{j=1}^{i} \beta_j) - I_g$$

VAR شامل g متغیر اولین تفاضل در سمت چپ و k-1 وقفه از تفاضلات متغیر وابسته در سمت راست است که به هرکدام ماتریس Γ ضمیمه شده است. در واقع آزمون جوهانسن می‌تواند از طول وقفه به‌کار رفته در VECM تأثیر بپذیرد. بنابراین، تعیین طول وقفه بهینه در این حالت امری ضروری است. آزمون جوهانسن، روی بررسی ماتریس Π تمرکز یافته است. Π می‌تواند به‌عنوان ماتریس ضرایب بلندمدت تعبیر شود، زیرا در حالت تعادل، تمام Δy_{t-i}ها برابر صفر خواهند بود و با قرار دادن ارزش مورد انتظار جملات خطای $\hat{u}_t$ (یعنی صفر) در معادله، نتیجه می‌دهد $\Pi y_{t-k} = 0$. آزمون هم‌انباشتگی بین y ها، با بررسی رتبه ماتریس Π در مقابل مقادیر ویژه آن محاسبه می‌شود. رتبه یک ماتریس برابر تعداد ریشه‌های غیر صفر معادله مشخصه (مقادیر ویژه) آن است. مقادیر ویژه که با λ_i نشان داده می‌شوند ریشه‌های معادله مشخصه هستند و به ترتیب $\lambda_1 \succ \lambda_2 \succ ... \succ \lambda_g$ چیده می‌شوند. مقدار ویژه λ_1 بزرگ‌ترین (یعنی نزدیک به یک) و λ_g کوچک‌ترین (یعنی نزدیک به صفر) است. اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند، رتبه ماتریس Π به‌طور معناداری از صفر فاصله نخواهد داشت (بنابراین برای هر i، $\lambda_i \cong 0$). آماره آزمون، λ_i نیست بلکه $Ln(1-\lambda_i)$ است ولی باز هم نتایج یکسان خواهد بود زیرا اگر $\lambda_i = 0$ باشد، $Ln(1-\lambda_i) = 0$ خواهد بود. حال فرض کنید رتبه Π برابر یک باشد، آن‌گاه مقدار $Ln(1-\lambda_i)$ منفی خواهد بود و برای هر $i \succ 1$ $Ln(1-\lambda_i) = 0$ می‌شود. اگر مقدار ویژه i ام غیر صفر باشد، آن‌گاه، برای هر $i \succ 1$ $Ln(1-\lambda_i) \prec 0$ می‌شود. یعنی برای این‌که ماتریس Π رتبه یک داشته باشد، بزرگ‌ترین مقدار ویژه می‌بایست به‌صورت معناداری از صفر فاصله داشته باشد، در حالی‌که سایر مقادیر ویژه نمی‌بایست به‌صورت معناداری از صفر اختلاف داشته باشند. در رویکرد جوهانسن، دو آماره آزمون وجود دارد که عبارتند از:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{g} Ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -TLn(1-\hat{\lambda}_{r+1})$$

که r تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تحت فرضیه صفر و $\hat{\lambda}_i$ مقدار برآورد شده i امین مقدار ویژه (مرتب شده) از ماتریس Πاست. در واقع هر چه $\hat{\lambda}_i$ بزرگ‌تر باشد، $Ln(1-\hat{\lambda}_i)$ منفی‌تر و بنابراین آماره آزمون منفی‌تر خواهد شد. هر مقدار ویژه به یک بردار هم‌انباشتگی[1] منتسب است که بردار ویژه نامیده می‌شود. یک مقدار ویژه که به‌صورت معناداری از صفر اختلاف دارد، بیان‌گر یک بردار هم انباشتگی است.

λ_{trace} آزمونی است که در آن فرضیه صفر بیان‌گر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی است و فرضیه مقابل وجود تعداد نامعینی (و بیشتر از r) بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. این آزمون با p مقدار ویژه شروع می‌کند و سپس پی در پی بزرگ‌ترین مقدار حذف می‌شود. وقتی برای تمام $i = 1,2,...,g$ ، $\lambda_i = 0$ باشد، داریم $\lambda_{trace} = 0$.

$\lambda_{\max}$ آزمون جداگانه‌ای برای هر مقدار ویژه انجام می‌دهد. فرضیه صفر این آزمون برابری تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با r است و فرضیه مقابل این است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی r+1 است.

جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) برای دو آزمون مذکور، مقادیر بحرانی محاسبه نموده‌اند. توزیع آماره آزمون غیراستاندارد است و مقادیر بحرانی، به مقدار g-r، تعداد اجزای غیر پایا و این‌که آیا در هریک از معادلات جمله ثابت وجود دارد یا نه، بستگی دارد. عرض از مبداها می‌توانند در بردارهای هم‌انباشتگی حضور داشته باشند و یا به‌عنوان جمله اضافی در VAR لحاظ گردند. وجود جمله ثابت در VAR، معادل وجود یک روند در فرایند ایجاد داده‌ها برای داده‌های سطح است. *اوسترووالد و لنوم*[2] (۱۹۹۲) مجموعه کامل‌تری از مقادیر ویژه را برای آزمون جوهانسن فراهم آورده‌اند.

1- Cointegration Vector
2- Osterwald & Lenum

اگر آماره آزمون از مقادیر بحرانی جداول جوهانسن بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود r بردار هم‌انباشتگی را به‌نفع فرضیه مقابل مبنی بر وجود r+1 بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{trace}) یا بیشتر از r بردار هم‌انباشتگی (برای $\lambda_{\max}$)، رد می‌کنیم. تحت فرضیه صفر، آزمون به‌صورت پی در پی برای $r = 0,1,...,g-1$ انجام می شود به‌طوری‌که برای $\lambda_{\max}$ داریم:

$$\begin{aligned} H_0 &: \ r = 0 \qquad & H_1 &: \ 0 \prec r \le g \\ H_0 &: \ r = 1 \qquad & H_1 &: \ 1 \prec r \le g \\ H_0 &: \ r = 2 \qquad & H_1 &: \ 2 \prec r \le g \\ &\vdots \qquad & &\vdots \\ H_0 &: \ r = g-1 \qquad & H_1 &: \ r = g \end{aligned}$$

در اولین مرحله آزمون، فرضیه صفر بیان‌گر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است (به این معنی که رتبه ماتریس Π صفر است). اگر این فرضیه صفر رد نشود، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌گونه بردار هم‌انباشتگی نداریم و آزمون به اتمام می‌رسد، در حالی‌که اگر فرضیه صفر $H_0 : r = 0$ رد شود، فرضیه صفر جدید $H_0 : r = 1$ در برابر فرضیه مقابل مبنی بر وجود تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی خواهد شد و به‌همین ترتیب ادامه خواهد یافت تا این‌که فرضیه صفر رد نگردد. بنابراین، مقدار r به‌صورت پیوسته افزایش می‌یابد تا زمانی‌که فرضیه صفر دیگر رد نشود (پناهی و همکاران، ۱۳۹۵).

یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

بررسی پایایی متغیرها

با توجه به به‌کارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این‌گونه داده‌ها رعایت شود، مقوله پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از این‌رو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه‌ی واحد از *آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته*[1] استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر

1- Augmented Dickey-Fuller Test

باشد، فرضیه H_0 و به‌عبارتی وجود ریشه واحد، رد می‌شود. جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به‌کاررفته در مدل، قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد مورد تأیید قرار گرفته و تمامی متغیرهای مدل ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرهای به‌کاررفته در مدل، قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه اول و یا به‌عبارتی دیگر، I(1) می‌باشند.

جدول شماره ۱: بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
LRFER	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۲۶	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۶۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶
LRHOP	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۴۷	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۰۳
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
LRUNE	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۸۵	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۴۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴
LRATC	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۹۳	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۴۲
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
LRSIZ	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۰۳	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۳۰
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹

ادامه جدول شماره ۱

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
LRVOL	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۱۱	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۸/۹۶
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

از آن‌جا که متغیرهای به‌کاررفته در مدل به صورت سری زمانی فصلی می‌باشند، از این‌رو علاوه بر این‌که درجه همگرایی آن‌ها باید قبل از برآورد مدل مشخص شود، وجود یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی را نیز باید آزمود. اگر نتیجه آزمون، وجود این ویژگی را تایید کند، برای رفع ناپایایی علاوه‌بر تفاضل‌گیری اول، تفاضل‌گیری فصلی نیز لازم خواهد بود که در این صورت اگر درجه همگرایی را با d و درجه تفاضل‌گیری فصلی را با D نشان دهیم، متغیر به‌صورت $Y_t \sim SI(d,D)$ معرفی می‌گردد. در این راستا از *آزمون ریشه واحد فصلی هگی*[1] استفاده شده است. در واقع آزمون هگی، آزمونی است برای ریشه‌های واحد در هر فرکانس مجزا بدون حفظ این‌که ریشه‌های واحد در سایر تناوب‌ها حضور دارند. این آزمون برای شناسایی انواع ناپایایی که ممکن است مشکل‌های جدی برای استنباط‌های آماری ایجاد کنند، مفید است (پدرام و همکاران، ۱۳۹۱). نتایج این آزمون که در جدول ۲. آورده شده است، حاکی از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیرفصلی در متغیرهای به‌کاررفته در مدل می‌باشد. از این‌رو می‌توان متغیرهای به‌کاررفته در مدل را به‌صورت $Y_t \sim SI(1,0)$ به نمایش درآورد.

جدول شماره ۲: آزمون ریشه واحد فصلی هگی

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره محاسباتی	سطح احتمال
LRFER	وجود ریشه واحد غیرفصلی	-۱/۳۵	۰/۸۷۷
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۶/۶۷	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۱/۳۹	۰/۰۰۰

1- HEGY Seasonal Unit Root Test

ادامه جدول شماره ۲

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره محاسباتی	سطح احتمال
LRHOP	وجود ریشه واحد غیرفصلی	-۱/۳۸	۰/۸۴۶
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۴/۷۶	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۴۲/۳۳	۰/۰۰۰
LRUNE	وجود ریشه واحد غیرفصلی	-۲/۱۵	۰/۵۱۳
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۵/۱۱	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۵/۴۷	۰/۰۰۰
LRATC	وجود ریشه واحد غیرفصلی	-۲/۶۸	۰/۲۲۱
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۶/۲۱	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۴۰/۸۶	۰/۰۰۰
LRSIZ	وجود ریشه واحد غیرفصلی	-۲/۹۵	۰/۱۵۹
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۷/۰۰	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۴۵/۶۸	۰/۰۰۰
LRVOL	وجود ریشه واحد غیرفصلی	-۲/۴۴	۰/۱۵۵
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۴/۳۹	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۱/۵۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

تعیین مرتبه بهینه مدل خودتوضیح برداری

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری[1] است که در این بین به‌دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید[2] و در نتیجه ایستا یا I(0) هستند (هوشمند و

1- Vector Autoregressive Model (VAR)
2- White noise

فهیمی دوآب، ۱۳۸۹). بر اساس نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری، وقفه هفت به‌عنوان وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری انتخاب شده است.

تعیین تعداد بردارهای همگرایی و استخراج رابطه بلندمدت

باتوجه به این‌که متغیرهای مدل، دارای مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه اول می‌باشند؛ می‌توان از آزمون همجمعی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه بهینه هفت؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های *ماتریس اثر*[1] و *حداکثر مقادیر ویژه*[2]، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده‌است. جداول ۳. و ۴. نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهند. همان‌طور که در جداول ۳. و ۴. ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج آماره آزمون ماتریس اثر؛ وجود پنج بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأییدشده و بر اساس نتایج مربوط به آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز پنج بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است. از این‌رو می‌توان بیان نمود که پنج بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول شماره ۳: نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0*	r ≥ 1	۳۱۰/۸۸۵	۹۵/۷۵۳	۰/۰۰۰۰
r ≤ 1*	r ≥ 2	۱۸۵/۸۴۳	۶۹/۸۱۸	۰/۰۰۰۰
r ≤ 2*	r ≥ 3	۱۱۶/۵۷۳	۴۷/۸۵۶	۰/۰۰۰۰
r ≤ 3*	r ≥ 4	۶۱/۸۵۱	۲۹/۷۹۷	۰/۰۰۰۰
r ≤ 4*	r ≥ 5	۲۵/۶۶۱	۱۵/۴۹۴	۰/۰۰۱۱
r ≤ 5	r ≥ 6	۰/۰۰۱	۳/۸۴۱	۰/۹۶۸۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1- Trace Matrix
2- Maximum Eigen Value

جدول شماره: نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0*	r = 1	۱۲۵/۰۴۱	۴۰/۰۷۷	۰/۰۰۰۰
r ≤ 1*	r = 2	۶۹/۲۷۰	۳۳/۸۷۶	۰/۰۰۰۰
r ≤ 2*	r = 3	۵۴/۷۲۱	۲۷/۵۸۴	۰/۰۰۰۰
r ≤ 3*	r = 4	۳۶/۱۹۰	۲۱/۱۳۱	۰/۰۰۰۲
r ≤ 4*	r = 5	۲۵/۶۵۹	۱۴/۲۶۴	۰/۰۰۰۵
r ≤ 5	r = 6	۰/۰۰۱	۳/۸۴۱	۰/۹۶۸۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، مطابق رابطه ۲. رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده‌است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و هم‌چنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینه انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضرایب متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند.

$$LRFER = 7.73 - \underset{t=-3.32}{0.26}LRHOP - \underset{t=-12.58}{0.32}LRUNE - \underset{t=-3.04}{0.16}LRATC - \underset{t=-7.98}{2.30}LRSIZ - \underset{t=-8.10}{0.17}LRVOL \quad (2)$$

بر اساس رابطه ۲. می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای شاخص قیمت مسکن روستایی، نرخ بیکاری مناطق روستایی، متوسط هزینه کل خانوارهای روستایی، بعد خانوارهای روستایی و بی‌ثباتی قیمت مسکن روستایی رتیب باعث کاهش ۰/۲۶، ۰/۳۲، ۰/۱۶، ۲/۳۰ و ۰/۱۷ درصد در نرخ باروری کل مناطق روستایی می‌شود. در مرحله بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۵ نشان داده شده است. با توجه به جدول ۵. ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا $\{ECM(-1)\}$؛ معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی‌یک بوده و برابر رقم ۰/۲۵- به‌دست آمده‌است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره ۰/۲۵ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول (٤) الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ECM(-1)	-۰/۲۵۰۸	۰/۱۳۶۴	-۱/۸۳۸۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران است. از این‌رو با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی این موضوع در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ پرداخته شد. بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش، متغیرهای شاخص قیمت مسکن روستایی، نرخ بیکاری مناطق روستایی، متوسط هزینه کل خانوارهای روستایی، بعد خانوارهای روستایی و بی‌ثباتی قیمت مسکن روستایی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ باروری کل مناطق روستایی ایران دارند. در رابطه با تأثیر منفی قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی می‌توان بیان داشت که با توجه به زندگی چندین خانوار در کنار هم در روستا و در یک واحد مسکونی و عدم توانایی مالی جهت تهیه مسکن جداگانه برای اکثر خانوارهای روستایی، افزایش قیمت مسکن در روستاها باعث افزایش هزینه و کاهش قدرت خرید آن‌ها شده و در نتیجه خانواده‌های روستایی جهت کاهش هزینه‌های دیگر نظیر هزینه‌های تغذیه، آموزش و بهداشت فرزندان، تمایل به کاهش تقاضای فرزند دارند که این نتیجه با مطالعات سایمون و تامورا (۲۰۰۹)، یی و ژانگ (۲۰۱۰)، هویی و همکاران (۲۰۱۲) و چن (۲۰۱۳) نیز همخوانی دارد. از این‌رو با توجه به این‌که در سال‌های اخیر، پیری جمعیت در افق آینده در حالت کلی و به‌ویژه کاهش باروری، نگرانی‌هایی را در ایران ایجاد کرده است و از طرفی بنابر مناسب نبودن وضعیت درآمدی اکثر روستاییان، افزایش قیمت مسکن می‌تواند راهی برای رخ دادن شرایط تله فقر در مناطق روستایی شده و زمینه کاهش باروری را به‌دنبال داشته باشد. بنابراین با توجه به این‌که معیشت اکثر مردم روستا از طریق کشاورزی، دامداری و دامپروری بوده و از طرفی والدین روستایی جهت کمک‌یار در امورات یاد شده و هم‌چنین بیمه پیری خود نیاز به فرزند بیشتری دارند، بر این اساس پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با کنترل صحیح

عوامل طرف عرضه و طرف تقاضای مسکن، موجبات کاهش قیمت مسکن در مناطق روستایی و به‌دنبال آن افزایش باروری در این مناطق را به جهت رونق بخشیدن به فعالیت‌های کشاورزی، دامداری و دام‌پروری و افزایش تولید فراهم سازند. در رابطه با تأثیر منفی نرخ بیکاری بر نرخ باروری در مناطق روستایی می‌توان گفت که با توجه به این‌که مطابق مطالعات تجربی قبلی مانند مطالعه بکر (۱۹۶۰ و ۱۹۶۵)، فرزندان کالاهای نرمال محسوب می‌شوند، از این‌رو با افزایش نرخ بیکاری، درآمد والدین کم‌تر شده و در نتیجه تقاضای فرزند و به‌دنبال آن نرخ باروری کاهش می‌یابد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با اتخاذ تدابیر مناسب در جهت رفع موانع فضای کسب و کار و افزایش اشتغال‌زایی در مناطق روستایی کشور گامی مؤثر در جهت افزایش باروری و کاهش پیری جمعیت کشور بردارند. در رابطه با تأثیر منفی متوسط هزینه کل خانوارها بر نرخ باروری در مناطق روستایی می‌توان بیان داشت که با توجه به این‌که با افزایش متوسط هزینه کل خانوارها، قدرت خرید کاهش و هزینه‌های نگهداری از فرزندان افزایش می‌یابد، از این‌رو تقاضای خانواده‌ها برای فرزند کم‌تر و در نتیجه نرخ باروری کاهش می‌یابد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با کاهش تورم از طریق کنترل و کاهش نرخ رشد نقدینگی و به‌کارگیری سیاست‌های افزایش تولید و عرضه، موجبات کاهش هزینه خانوارها در مناطق روستایی و به‌دنبال آن افزایش نرخ باروری در آن مناطق را فراهم سازند. در رابطه با تأثیر منفی بعد خانوار بر نرخ باروری در مناطق روستایی می‌توان گفت که افزایش بعد خانوار باعث افزایش هزینه‌های نگهداری از فرزندان و به تبع آن افزایش متوسط هزینه کل خانوار شده و از این‌رو تمایل والدین به فرزندآوری کاهش می‌یابد. در نتیجه پیشنهاد می‌شود که با کاهش بعد خانوارها از طریق تشویق جوانان به ازدواج و تشکیل خانواده‌های جدید و کوچک کردن خانواده‌های خیلی بزرگ، زمینه افزایش باروری را در مناطق روستایی فراهم نمایند. در رابطه با تأثیر منفی بی‌ثباتی قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی نیز می‌توان بیان داشت که با توجه به این‌که مسکن دارای ماهیت دوگانه مصرفی- سرمایه‌ای است، افزایش بی‌ثباتی در قیمت آن باعث افزایش فضای نااطمینانی در مورد قیمت مسکن انتظاری چه در زمینه مصرفی و چه در زمینه سرمایه‌گذاری شده و از این‌رو والدین به دلیل ناتوانی در پیش‌بینی درست هزینه‌های مصرفی و

سرمایه‌گذاری خود، تقاضای فرزند را کاهش می‌دهند. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با کنترل صحیح عوامل طرف عرضه و طرف تقاضای مسکن موجبات ثبات قیمت مسکن را فراهم نموده و از این طریق زمینه افزایش باروری را در مناطق روستایی فراهم سازند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ـ افشاری، زهرا (۱۳۹۵) «عوامل اقتصادی- اجتماعی تعیین‌کننده باروری در ایران (با کاربرد داده‌های پانل)»، ***فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی***، ۲۲: ۱۳-۲۰.

ـ پدرام، مهدی؛ شیرین‌بخش، شمس‌الله و بهاره رضایی ابیانه (۱۳۹۱) «بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی»، ***فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی***، ۹: ۱۴۳-۱۶۶.

ـ پناهی، حسین؛ سلمانی، بهزاد و سیدعلی آل‌عمران (۱۳۹۵) «تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران»، ***دوفصلنامه جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه***، ۱: ۴۳-۶۱

ـ حیدری، حسن و رعنا اصغری (۱۳۹۳) «تأثیر تغییرات باروری و میزان جمعیت بر رفاه اقتصادی با تأکید بر سرمایه انسانی»، ***فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی***، ۱۸، ۲۰۵-۲۳۹.

ـ شیری، طهمورث و سهیلا بیداریان (۱۳۸۸) «بررسی عوامل اقتصادی جمعیتی مؤثر بر باروری زنان ۴۹-۱۵ ساله شاغل در آموزش و پرورش منطقه ۲۲ تهران»، ***پژوهشنامه علوم اجتماعی***، ۳: ۹۳-۱۰۷.

ـ ضیایی بیگدلی، محمدتقی؛ کلانتری، صمد و محمدباقر علیزاده اقدم (۱۳۸۵) «رابطه بین میزان باروری کل با توسعه اقتصادی و اجتماعی»، ***فصلنامه رفاه اجتماعی***، ۲۱: ۱۲۳-۱۴۰.

ـ مقصودپور، محمدعلی (۱۳۹۴) «عوامل مؤثر بر کاهش نرخ باروری در ایران از دیدگاه علم اقتصاد در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۶۵)»، ***مجله اقتصادی***، ۵ و ۶، ۸۳-۱۰۰.

ـ موسایی، میثم؛ مهرگان، نادر و روح‌الله رضایی (۱۳۸۹) «نرخ باروری و میزان مشارکت زنان در نیروی کار (مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا)»، ***زن در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)***، ۲: ۵۵-۶۸.

ـ نوروزی، لادن (۱۳۷۷) «بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر میزان باروری زنان در ایران»، ***مجله برنامه و بودجه***، ۳۰: ۶۱-۷۸.

ـ هوشمند، محمود و رضا فهیمی‌دوآب (۱۳۸۹) «تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا»، ***دانش و توسعه***، ۳۰: ۹۸-۱۳۴.

-Becker, G. (1960) An Economic Analysis of Fertility In National Bureau of Economic Research Series, Number 11(Ed.), ***Demographic and Economic Change in Developed Countries. Princeton University Press***, 209-231.

-Becker, G. (1965) A Theory of the Allocation of Time , ***The Economic Journal***, 299, 493-517.

-Chen, W.Y. (2013) Does Housing Cost Affect Birth Rates in Taiwan? The ADL Test for Threshold Co-Integration ,***Romanian Journal of Economic Forecasting***, 3, 90-103.

-Dettling, L.J and Kearney, M.S. (2014) House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to have a Baby ,***Journal of Public Economics***, 110, 82-100.

-Hui, E.C.M. Zheng, X. and Hu, J. (2012) Housing Price, Elderly Dependency and Fertility Behaviour ,***Habitat International***, 2, 304-311.

-Kamaruddin, R and Khalili, J.M. (2015) The Determinants of Household Fertlity Decision in Malaysia; An Econometric Analysis , ***Procedia Economics and Finance***, 23, 1308-1313.

-Lin, P.S. Chang, C.O and Sing, T.F. (2015) Do Housing Options Affect Child Birth Decisions? Evidence from Taiwan ,***Urban Studies***, 16, 3527-3546.

-Lovenheim, M.F and Mumford, K.J. (2013) Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market ,***The Review of Economics and Statistics***, 2, 464-475.

-Mincer, J. (1963) Market Prices, Opportunity Costs and Income Effect, Measurment in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld , ***Stanford University Press.***

-Silavong, F. (2016) The Impact of House Prices on Fertility Decision and Its Variation Based on Population Density ,***Explore Econ, London's Global University.***

-Simon, C.J and Tamura, R. (2009) Do Higher Rent Discourage Fertility? Evidence from U.S. Cities, 1940-2000 ,***Regional Science and Urban Economics***, 1, 33-42.

-Yi, J and Zhang, J. (2010) The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong ,***Economic Inquiry***, 3, 635-650.