مجله اقتصادی
شماره‌های ۵ و ٦، مرداد و شهریور ۱۳۹۸، صفحات ۲۵-۵

بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران با تأکید بر نقش نحوه تصرف مسکن

حسین پناهی
استاد گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز
panahi@tabrizu.ac.ir

توکل آقایاری هیر
دانشیار گروه علوم اجتماعی، دانشکده حقوق و علوم اجتماعی دانشگاه تبریز
t.aghayari@tabrizu.ac.ir

سید علی آل‌عمران
دکتری اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز
s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران با تأکید بر نقش نحوه تصرف مسکن در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹٤ بوده و برای تحلیل موضوع از روش جوهانسن- جوسیلیوس استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از این روش تأثیر ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار هستند. به طوری که قیمت مسکن تأثیر منفی بر نرخ باروری در مناطق شهری داشته و تأثیر تقاطعی قیمت مسکن و تصرف ملکی مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری مثبت است.

واژگان کلیدی: نرخ باروری کل مناطق شهری، قیمت مسکن شهری، روش جوهانسن- جوسیلیوس.

۱. مقدمه

در مسائل جمعیتی، نظیر باروری، قطعیت و ثباتی وجود نداشته و تغییر، عنصری اساسی است. تحقیقات نشان داده است که اقتصاد و تغییرات سیاسی بر باروری اثرگذار بوده‌اند. در تئوری نوگرایی بر تحولات اقتصادی- اجتماعی ازجمله افزایش سطح تحصیلات، گسترش ارتباطات و دیگر عوامل مرتبط به عنوان عوامل عمده کاهش باروری تأکید شده است. اگرچه به دلیل بالا بودن باروری در اکثر کشورهای در حال توسعه، کوشش در تقلیل باروری معمولاً مطلوب و مفید به نظر می‌رسد، کاهش باروری ممکن است ساختار سنی جمعیت را در جهت سال‌خوردگی تغییر دهد. به خاطر اثرات سوئی که افزایش یا حتی کاهش جمعیت می‌تواند بر جامعه بر جای گذارد، ضروری است جهت شناخت عوامل مؤثر بر آن مطالعات بیشتر و دقیق‌تری انجام گیرد (رشادت و همکاران، ۱۳۹۴).

از طرفی طیف گسترده‌ای از متغیرهای اجتماعی- اقتصادی وجود دارند که بر نرخ باروری تأثیرگذار هستند ولی بر اساس گزارش هزینه‌های کودکان برای خانواده‌ها[1]، قیمت مسکن بخش قابل توجهی از هزینه‌های کودکان را تشکیل می‌دهد (*دتلینگ و کرنی*[2]، ۲۰۱۴). نتایج به دست آمده از بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری ایران نشان می‌دهد که هزینه‌های مسکن در سبد مصرفی خانوارها رقم بالایی را به خود اختصاص می‌دهد. این هزینه‌ها شامل بخش‌های مختلفی چون اجاره مسکن غیرشخصی، ارزش اجاری مسکن شخصی، تعمیرات و نگهداری مسکن و برخی کالاهای مصرفی دیگر است. در کشور ما سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوارهای شهری حدود ۳۲ درصد است که این رقم برای دهک‌های پایین درآمدی در کلان‌شهرها به بیش از ۷۰ درصد نیز می‌رسد. این در حالی است که سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار در کشورهایی که در حل مشکلات مسکن موفق بوده‌اند، کمتر از ۱۵ درصد است (اکبری، ۱۳۹۶).

بر این اساس با توجه به اینکه دخالت مستقیم در باروری، برای دولت‌ها، سازمان‌های بهداشتی و دست‌اندرکاران مسائل جمعیتی هزینه‌بر است، شناسایی عوامل مؤثر بر باروری برای کنترل رشد جمعیت بسیار حائز اهمیت است. از این رو پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر قیمت مسکن- به

1. Expenditures on Childrens by Families Survey (2013)
2. Dettling & Kearney

عنوان یکی از عوامل اقتصادی مؤثر بر نرخ باروری- بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس[1] در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ است.

پژوهش حاضر به دنبال آزمون پنج فرضیه است که شامل یک فرضیه اصلی و چهار فرضیه فرعی به صورت زیر است:

الف) فرضیه اصلی: قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران تأثیر منفی دارد.

ب) فرضیه‌های فرعی:

۱- تصرف ملکی مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران تأثیر مثبت دارد؛

۲- قیمت مسکن ملکی بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران تأثیر مثبت دارد؛

۳- بعد خانوار بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران تأثیر منفی دارد؛

۴- بی‌ثباتی قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران تأثیر منفی دارد.

بر اساس سازمان‌دهی مباحث مقاله، در قسمت دوم مبانی نظری و در قسمت سوم پیشینه پژوهش مرور شده و در قسمت چهارم روش‌شناسی پژوهش آورده شده است. قسمت پنجم نیز به یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز بخش پایانی پژوهش را به خود اختصاص می‌دهد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. دلایل اقتصادی تفاوت در اندازه خانواده‌ها

الف) دلایل اقتصادی (در سطح خرد)

در تحلیل‌های نظریه اقتصاد خرد باروری، یکی از دلایل تفاوت در اندازه خانواده بین قشرهای مختلف در یک جامعه را در نگرش متفاوت خانواده‌ها نسبت به فرزند می‌دانند. به طور مثال گفته می‌شود اکثر خانواده‌های کشاورز و کارگر به بچه به عنوان یک کالای سرمایه‌ای نگاه می‌کنند؛ زیرا مثلاً در تولید کشاورزی (به خصوص کشاورزی سنتی) نیروی کار بسیار مهم است، بنابراین داشتن فرزند زیاد می‌تواند کمک اقتصادی به خانواده کند، همچنین عصای دست پدر در پیری

1. Johansen-Juselius

شود. در صورتی که در خانواده‌های کارمندی، غالباً فرزند به عنوان یک کالای مصرفی تلقی می‌شود و به همین دلیل خواستار فرزند کمتر هستند. در ضمن، چون والدین از بیمه بازنشستگی برخوردارند، ضرب‌المثل فرزند عصای دست پدر در پیری است، نیز کم‌رنگ می‌شود (روزبهان، ۱۳۹۲).

ب) دلایل اقتصادی (در سطح کلان)

شاخص های کلان اقتصادی یک جامعه بر تمایل خانوارها به داشتن فرزند کمتر یا بیشتر تأثیر می‌گذارند. به طور مثال پایین بودن سطح اشتغال زنان در جامعه، موجب پایین آمدن هزینه‌فرصت از دست رفته زنان برای بزرگ کردن بچه می‌شود و تمایل به داشتن فرزند بیشتر را افزایش می‌دهد. ساختار کلی اقتصادی (کشاورزی یا صنعتی) روی اندازه خانواده مؤثر است. مثلاً در بخش کشاورزی- روستایی این اندازه بزرگ‌تر از بخش صنعتی- شهری است (همان).

۲-۲. تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری

دیدگاه معمول این است که رفتار باروری با استفاده از تئوری اقتصاد نئوکلاسیک و بر اساس مدل به کار 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 به دلیل تغییر در درآمد خانواده‌ها و هزینه‌فرصت بچه‌ها است و به منظور 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 سؤال 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. به طوری که اگر کشش درآمدی تقاضا برای کیفیت؛ بیشتر از کشش درآمدی تقاضا برای تعداد

1. Becker
2. Quantity/Quality Trade off
3. Cost of Time Hypothesis

فرزندان باشد، در این صورت با افزایش درآمد، والدین از جانشینی تعداد بچه‌ها به جای کیفیت بچه‌ها صرف‌نظر 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. بر اساس این فرضیه، وقتی دستمزد و درآمد در خانواده‌های با درآمد بالا افزایش می‌یابد، ارزش وقت والدین در فعالیت‌های غیربازاری افزایش می‌یابد. یا به عبارتی دیگر، با توجه به اینکه باروری فعالیت زمانی شدیدی است، از این رو باعث افزایش هزینه‌فرصت بچه‌ها شده و موجب ایجاد اثر جانشینی در برابر بچه‌ها می‌شود (مینسر[1]، ۱۹۶۳). به عنوان مثال، *کین و وینینگر*[2] (۱۹۷۳) با استفاده از داده‌های کلان‌شهرها در سال ۱۹۶۰ و داده‌های شهرها در 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 حالی که درآمد مردان تأثیر ضعیف ولی مثبت بر باروری داشته است. بر اساس مدل بکر، کین و وینینگر، تابع مطلوبیت والدین به صورت 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، به طوری که آن‌ها بر هزینه یا منفعت داشتن بچه تأثیرگذار هستند. به عنوان مثال، شادی‌آوری بچه‌ها و درآمدزایی والدین از فرزندانشان به‌شدت بستگی به تعداد و کیفیت بچه‌ها دارد. همچنین در این مدل فرض بر آن است که افراد به دنبال 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 کنند. علاوه بر این خانواده‌ها با محدودیت بودجه نیز مواجه هستند 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.

1. Mincer
2. Cain & Weininger

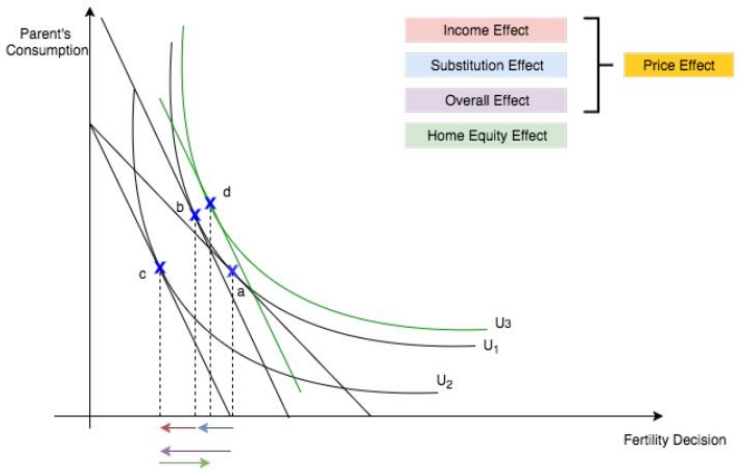
از این رو تقاضای بچه‌ها را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$n = N(\pi_n, w, e, I, \pi_0, \theta)$$

که در تابع تقاضای فوق π_n اثر قیمت باروری (هزینه باروری)، w سطح دستمزد مادران، e سطح آموزش مادران، I درآمد خانوار، π_0 برداری از سایر قیمت‌ها که بر تقاضای بچه‌ها تأثیر می‌گذارند و θبرداری از ترجیحات و محدودیت‌های خاص والدین است. بر اساس مدل توسعه تولید خانوارها که به وسیله 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 دتلینق و کرنی (۲۰۱۴) اثر قیمت مسکن نیز می‌تواند به روش 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 این رو اثر درآمدی ترکیبی از دو *اثر ارزش مسکن*[3] و *اثر ثروت*[4] است که بعد از این به اثر ارزش مسکن اشاره خواهد کرد. اثر جانشینی نیز اشاره به نیاز به مسکن بزرگ‌تر به دلیل 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 این رو 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 صرف‌نظر کرده و مصرف خود را که در حال حاضر ارزان است، افزایش دهند. این حالت به عنوان اثر جانشینی منفی شناخته شده است که در نمودار (۱) نیز باعث حرکت از نقطه‌ی a به نقطه‌ی b می‌شود. همچنین افراد با یک اثر درآمدی منفی نیز مواجه هستند، زیرا افزایش قیمت مسکن باعث کاهش مجموعه فرصت‌ها و پرهزینه شدن داشتن بچه می‌شود، به طوری که افراد در منحنی بی‌تفاوتی پایین‌تر U_2 قرار می‌گیرند.

1. Pure Income Effect
2. Substitution Effect
3. Home Equity Effect
4. Wealth Effect

در حالت کلی، اثر قیمت این تغییرات باعث جابجایی از نقطه‌ی a به نقطه‌ی c شده و درنتیجه باعث کاهش تصمیم به داشتن بچه می‌شود. این اثر قیمت هم برای صاحب‌خانه‌ها کاربرد دارد و هم برای اجاره‌نشین‌ها. 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، به طوری که آن‌ها هم می‌توانند از عهده کیفیت فرزندان برآیند و هم از عهده تعداد فرزندان؛ بنابراین همان‌طور که در نمودار (۱) نیز مشاهده می‌شود، نقطه بهینه از c به d جا به جا می‌شود. به طور کلی، تغییر در تصمیم باروری مبهم است و بستگی به این دارد که کدام اثر غالب است (اثر ارزش مسکن یا اثر جانشینی) (*سیلاونگ*[1]، ۲۰۱۶).



نمودار ۱. تأثیر افزایش قیمت مسکن بر تصمیم باروری

۳. پیشینه پژوهش

کلارک و فرر[2] (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر باروری در میان ۱۷۰۰۰ خانوار کانادایی در فاصله زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج پژوهش برای صاحب‌خانه‌ها، قیمت مسکن ارتباط مثبت با باروری نهایی در دو حالت الگوی اثرات ثابت و الگوی تجمیعی داشته و دارای ارتباط منفی با باروری کل در الگوی تجمیعی و ارتباط مثبت با باروری کل در الگوی

1. Silavong
2. Clark & Ferrer

اثرات ثابت دارد، ولی برای اجاره‌نشینان، قیمت مسکن دارای ارتباط منفی بی‌معنی با هردو باروری کل و باروری نهایی بوده است.

آکسوی[1] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در انگلستان در فاصله زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داده است که ۱۰ درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۲/۸ درصد در باروری در میان صاحب‌خانه‌ها و کاهش ۴/۹ درصد در باروری در میان اجاره‌نشینان می‌شود.

آکسوی (۲۰۱۵) در پژوهشی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر باروری در انگلستان در فاصله زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ پرداخته است. نتایج پژوهش حکایت از آن داشته است که ۱۰۰۰۰ پوند افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۳/۸ درصد در باروری در میان صاحب‌خانه‌ها و کاهش ۴/۴ درصد در باروری در میان اجاره‌نشینان می‌شود.

لین[2] و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای 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 خریداری شده توسط والدین[6] و زندگی در خانه‌های سازمانی[7] بر تصمیمات باروری خانواده‌ها در ۲۴ منطقه کشور تایوان در فاصله زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که با فرض اجاره‌نشینان در گروه کنترلی، صاحب‌خانه بودن تأثیر مثبت بر تعداد بچه‌ها در خانواده داشته ولی تأثیر منفی بر سن اولین بارداری زنان[8] دارد. همچنین خانواده‌هایی که با والدین خود زندگی می‌کنند، در سنین جوانی صاحب بچه می‌شوند و تعداد فرزندان آن‌ها تا پایان دوره باروری بیشتر می‌شود. در ادامه، 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.

1. Aksoy
2. Lin
3. Renting
4. Owning
5. Living with parents/siblings
6. Living in houses bought by parent
7. Living in staff housing
8. Female age at the first child birth

کامارودین و خلیلی[1] (۲۰۱۵) در پژوهشی 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، طبقه‌ی کارگر و سطح آموزش نیز بر تصمیمات باروری خانواده‌ها تأثیر می‌گذارند.

دتلینگ و کرنی (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای 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 اجاره‌نشین‌ها و همچنین باعث افزایش نرخ باروری در میان صاحب‌خانه‌ها می‌شود. به عبارتی 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.

چن[2] (۲۰۱۳) در پژوهشی 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 ماهانه‌ی 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، به طوری که در رژیم آستانه‌ای پایین، یک درصد افزایش در متغیرهای هزینه مسکن و نسبت دستمزد زنان بر مردان به ترتیب 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.

1. Kamaruddin & Khalili
2. Chen

لونهیم و مومفرد[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای 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 احتمال بچه‌دار شدن را ۱۶ تا ۱۸ درصد افزایش می‌دهد.

هویی[2] و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی 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 به ترتیب باعث کاهش ۰/۵۲ و ۱/۶۵ درصد در نرخ تولد می‌شود.

یی و ژانگ[3] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با استفاده از کاربرد تحلیل هم‌انباشتگی و به‌کارگیری مدل رفتار باروری بکر، به 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.

سایمون و تامورا[4] (۲۰۰۹) در پژوهشی 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 پژوهش نشان داده است که ارتباط منفی و معنی‌دار بین قیمت مکان زندگی و تصمیم باروری خانواده‌ها وجود دارد.

پناهی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حکایت از آن داشته است که قیمت مسکن تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران دارد.

1. Lovenheim & Mumford
2. Hui
3. Yi & Zhang
4. Simon & Tamura

آل‌عمران (۱۳۹۶) در رساله خود با استفاده از روش‌های گارچ‌نمایی و جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ پرداخته است. نتایج به‌دست آمده برای مناطق روستایی حاکی از آن است که قیمت مسکن تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ باروری در مناطق روستایی داشته و تأثیر تقاطعی قیمت مسکن و تصرف ملکی مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی مثبت است.

٤. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی- تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع کتابخانه‌ای و آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به کار برده شده در پژوهش نیز از بخش داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران و بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند. همچنین ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم‌افزار Eviews نسخه ۹ بوده و قلمرو زمانی پژوهش فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ و قلمرو مکانی پژوهش نیز مناطق شهری ایران است. در این پژوهش با استفاده از روش هم-انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران با تأکید بر نقش نحوه تصرف مسکن پرداخته شده و مدل به کار رفته در پژوهش نیز بر اساس مطالعه دتلینگ و کرنی (۲۰۱۴) بوده و مطابق رابطه (۱) است که در آن UFER: نرخ باروری کل مناطق شهری،UHOP: شاخص قیمت مسکن خانوارهای شهری بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰، UOWN: درصد خانوارهای شهری دارای تصرف ملکی عرصه و اعیان مسکن، (UHOP×UOWN): اثر تقاطعی قیمت مسکن و تصرف ملکی عرصه و اعیان مسکن، USIZ: بعد خانوارهای شهری، UVOL: بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری، U: جملات پسماند مدل و اندیس t متغیرها نشانگر زمان است[1]. لازم به ذکر است که برای استخراج بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری، ابتدا پایایی متغیر شاخص قیمت مسکن

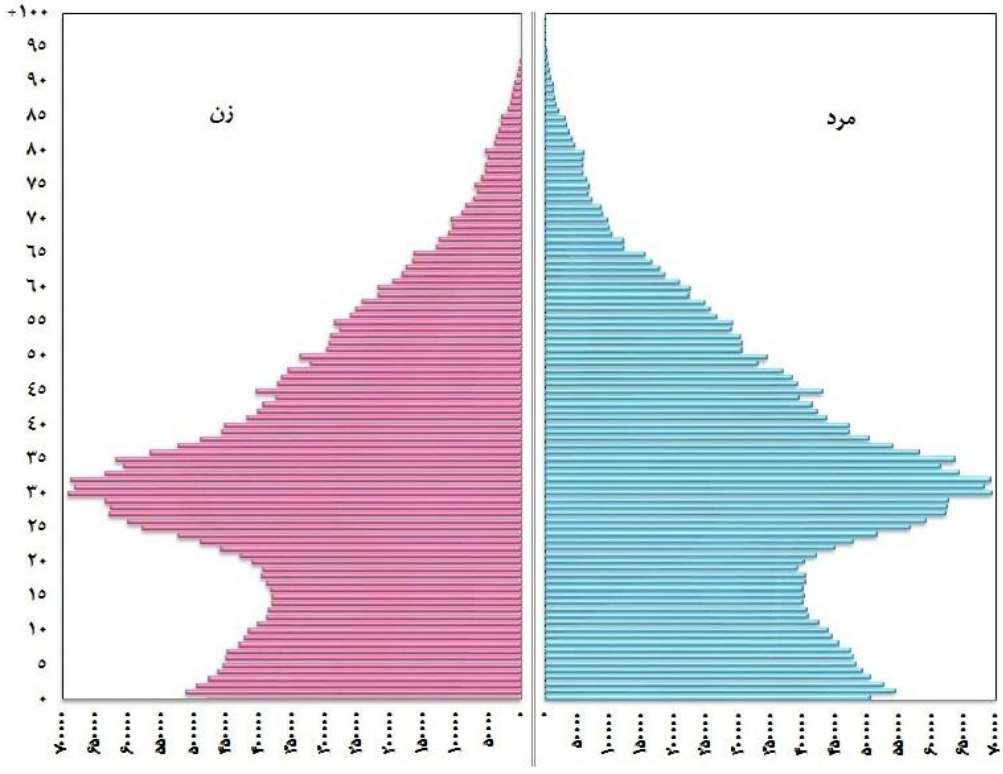
۱. لازم به ذکر است که رابطه (۱) برای مناطق روستایی ایران نیز برآورد شده است که برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به:
آل‌عمران، سید علی (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در ایران». رساله دکتری. دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز.

شهری مورد آزمون قرار گرفته و سپس با استفاده از روش *باکس جنکینز*[1]، مدل ARIMA پیش‌بینی کننده رفتار متغیر شاخص قیمت مسکن شهری 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 درنهایت به استخراج بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری با استفاده از روش *گارچ نمایی*[2] در حالتی که مدل ARIMA مذکور فاقد خودهمبستگی و دارای ناهمسانی واریانس بوده است، پرداخته شده است.

$$UFER_t = \alpha_1 + \alpha_2 UHOP_t + \alpha_3 UOWN_t + \alpha_4 (UHOP \times UOWN)_t + \alpha_5 USIZ_t + \alpha_6 UVOL_t + U_t$$

۵. یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

۵-۱. هرم سنی جمعیت نقاط شهری کل کشور



مأخذ: مرکز آمار ایران، نشریه هرم‌های سنی ایران بر اساس نتایج سرشماری ۱۳۹۵

نمودار ۲. هرم سنی جمعیت نقاط شهری کل کشور بر حسب سنین منفرد: ۱۳۹۵

1. Box- Jenkins Method
2. EGARCH

۵-۲. تحلیل توصیفی اطلاعات آماری متغیرها

تحلیل توصیفی داده‌ها برای دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ در جدول (۱) نشان داده شده است. نتایج مندرج در جدول نشان می‌دهد که با توجه به انحراف استاندارد، بیشترین تفاوت مربوط به مشاهدات، مربوط به متغیر شاخص قیمت مسکن شهری بوده و کمترین تفاوت نیز در متغیر نرخ باروری کل مناطق شهری بوده است.

جدول ۱. تحلیل توصیفی متغیرهای به کار رفته در مدل پژوهش

متغیرها	UFER	UHOP	UOWN	USIZ	UVOL
میانگین	۱/۸۰	۶۴/۳۸	۶۸/۲۹	۴/۱۰	۰/۶۴
میانه	۱/۷۲	۴۳/۱۱	۶۷/۵۳	۴/۰۱	۰/۴۱
انحراف معیار	۰/۱۶	۵۴/۲۲	۳/۳۴	۰/۴۶	۰/۵۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۳. 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 این رو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه واحد از *آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته*[1] استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 و به عبارتی وجود ریشه واحد، رد می‌شود. جدول (۲) آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به کار رفته 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 هستند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرهای به کار رفته 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 به عبارتی دیگر، I(1) هستند.

1. Augmented Dickey-Fuller Test

جدول ۲. بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه‌ی اول	
UFER	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۰/۷۹	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۶۶
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶
UOWN	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۲۳	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۰۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴
USIZ	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۹۴	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۹۳
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۰
UVOL	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۰	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱۰/۸۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که متغیرهای به‌کاررفته در مدل به صورت سری زمانی فصلی هستند، از این رو 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 تأیید کند، برای رفع ناپایایی علاوه بر 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 به صورت $Y_t \sim SI(d, D)$ معرفی می‌شود. در این راستا از *آزمون ریشه واحد فصلی هگی*[1] استفاده شده است. درواقع 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 (۳) آورده شده است، حاکی از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیرفصلی در متغیرهای به‌کاررفته در مدل است. از این رو می‌توان متغیرهای به‌کاررفته در مدل را به صورت $Y_t \sim SI(1, 0)$ به نمایش درآورد.

1. HEGY Seasonal Unit Root Test

جدول ۳. آزمون ریشه واحد فصلی هگی

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره محاسباتی	سطح احتمال
UFER	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۰/۹۰۶	۰/۹۵۵
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۹/۰۱۵	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۰۹/۲۸۱	۰/۰۰۰
UOWN	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۲/۱۷۶	۰/۴۸۹
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۶/۹۰۰	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۵/۴۷۵	۰/۰۰۰
USIZ	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۱/۹۰۵	۰/۶۴۱
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۸/۰۹۷	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۶۹/۲۵۲	۰/۰۰۰
UVOL	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۲/۵۱۴	۰/۳۲۶
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۸۸۰	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۳۴/۳۷۲	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری[1] است که در این بین به دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها است. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید[2] و درنتیجه ایستا یا I(0) هستند (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹). بر اساس نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری، وقفه هفت به‌عنوان وقفه بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری انتخاب شده است. با توجه به این‌که متغیرهای مدل، دارای مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه اول هستند؛ می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین تعداد بردارهای همگرایی استفاده کرد. بر اساس انتخاب مقدار وقفه بهینه هفت؛ به عنوان وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های *ماتریس اثر*[3] و *حداکثر مقادیر ویژه*[4]، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده است. جدول (۴) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهند. همان‌طور که در جدول

1. Vector Autoregressive Model (VAR)
2. White noise
3. Trace Matrix
4. Maximum Eigen Value

مذکور ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج آماره آزمون ماتریس اثر؛ وجود پنج بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده و بر اساس نتایج مربوط به آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز پنج بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است. از این رو می‌توان بیان کرد که پنج بردار هم-انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول ٤. نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0$ *	$r \geq 1$	۳۴۰/۹۵	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰
$r \leq 1$ *	$r \geq 2$	۲۱۵/۸۳	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰
$r \leq 2$ *	$r \geq 3$	۱۲۵/۸۴	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰
$r \leq 3$ *	$r \geq 4$	۷۵/۴۱	۲۹/۷۹	۰/۰۰۰
$r \leq 4$ *	$r \geq 5$	۳۴/۸۴	۱۵/۴۹	۰/۰۰۰
$r \leq 5$	$r \geq 6$	۱/۴۸	۳/۸۴	۰/۲۲۳
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0$ *	$r = 1$	۱۲۵/۱۱	۴۰/۰۷	۰/۰۰۰
$r \leq 1$ *	$r = 2$	۸۹/۹۹	۳۳/۸۷	۰/۰۰۰
$r \leq 2$ *	$r = 3$	۵۰/۴۲	۲۷/۵۸	۰/۰۰۰
$r \leq 3$ *	$r = 4$	۴۰/۵۶	۲۱/۱۳	۰/۰۰۰
$r \leq 4$ *	$r = 5$	۳۳/۳۶	۱۴/۲۶	۰/۰۰۰
$r \leq 5$	$r = 6$	۱/۴۸	۳/۸۴	۰/۲۲۳

مأخذ: 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 شده است. 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 هستند.

$$UFER = -9.77 - \underset{t=-5.01}{0.77}UHOP + \underset{t=8.26}{1.88}UOWN + \underset{t=4.54}{0.01}(UHOP \times UOWN) - \underset{t=-7.46}{27.36}USIZ - \underset{t=-1.81}{2.47}UVOL$$

بر اساس رابطه (۲) در بلندمدت، متغیرهای شاخص قیمت مسکن شهری، بعد خانوارهای شهری و بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری تأثیر منفی بر نرخ باروری کل مناطق شهری داشته و متغیر تصرف ملکی مسکن شهری تأثیر مثبت بر نرخ باروری کل مناطق شهری دارد. همچنین تأثیر تقاطعی قیمت مسکن و تصرف ملکی مسکن بر نرخ باروری کل مناطق شهری مثبت است.

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۵) نشان داده شده است. با توجه به جدول مذکور ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا $\{ECM\}$؛ معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر رقم ۰/۰۱- به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره (هر فصل) ۰/۰۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۵. الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ECM	-۰/۰۱۲۵	۰/۰۰۴۳	-۲/۸۸۶۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران با تأکید بر نقش نحوه تصرف مسکن است. از این رو 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 شهری، بعد خانوارهای شهری و بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری تأثیر منفی بر نرخ باروری کل مناطق شهری داشته و متغیر تصرف ملکی مسکن شهری تأثیر مثبت بر نرخ باروری کل مناطق شهری دارد. همچنین تأثیر تقاطعی قیمت مسکن و تصرف ملکی مسکن بر نرخ باروری کل مناطق شهری مثبت است. در رابطه با تأثیر منفی قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری می‌توان بیان داشت با توجه به اینکه قیمت مسکن بخش

عمده‌ای از هزینه‌های خانوارهای شهری را به خود اختصاص می‌دهد، افزایش قیمت مسکن باعث افزایش هزینه و کاهش قدرت خرید آن‌ها شده و درنتیجه خانواده‌های شهری جهت کاهش هزینه‌های دیگر نظیر هزینه‌های تغذیه، آموزش و بهداشت فرزندان، تمایل به کاهش تقاضای فرزند دارند که این نتیجه با نتایج مطالعات دتلینگ و کرنی (۲۰۱۴)، چن (۲۰۱۳)، هویی و همکاران (۲۰۱۲)، یی و ژانگ (۲۰۱۰)، سایمون و تامورا (۲۰۰۹)، پناهی و همکاران (۱۳۹۶) و آل‌عمران (۱۳۹۶) نیز همخوانی دارد. از این رو با توجه به اینکه در سال‌های اخیر، چشم‌انداز پیری جمعیت در افق آینده در حالت کلی و به‌ویژه کاهش باروری، نگرانی‌هایی را برای اقتصاد در سطح جهانی مخصوصاً ایران، ایجاد کرده است و از طرفی بنا بر مناسب نبودن وضعیت درآمدی اکثر خانوارهای شهری، افزایش قیمت مسکن می‌تواند راهی برای رخ دادن شرایط تله فقر در مناطق شهری شده و زمینه کاهش باروری را به دنبال داشته باشد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با کنترل صحیح عوامل طرف عرضه و تقاضای مسکن، موجبات کاهش قیمت مسکن در مناطق شهری و به دنبال آن افزایش باروری در مناطق شهری را فراهم سازند. در رابطه با تأثیر مثبت تصرف ملکی مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری می‌توان گفت با توجه به بررسی نتایج سرشماری‌های نفوس مسکن در سال‌های مختلف مشخص می‌شود که در طول زمان درصد مالکیت (تصرف ملکی) در مناطق شهری کمتر و میزان اجاره‌نشینی بیشتر شده است و این نشانگر تغییر نحوه تصرف خانوارهای شهری از ملکی به استیجاری بوده است و این مسئله شاید به دلیل بالا رفتن هزینه‌های معاملاتی مسکن در طول زمان، کاهش قدرت خرید مردم در مناطق شهری، بالا بودن هزینه های سکونت در مناطق شهری، وجود شرایط بد تسهیلات و یا نااطمینانی مردم نسبت به وضعیت آینده و عدم پذیرش ریسک خانوارها در طول زمان بوده است، لذا در مناطق شهری هرچقدر شرایط تصرف ملکی بهتر شده و میزان تصرف ملکی افزایش می‌یابد با توجه به افزایش رفاه خانوادگی و افزایش دارایی خانوارها و یا شاید افزایش منزلت اجتماعی خانواده، تمایل به باروری افزایش و نرخ باروری بیشتر شده است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود در جهت افزایش نرخ باروری در ایران، با توجه به بالا بودن سهم مسکن در بودجه خانوارهای شهری با تسهیل شرایط دریافت تسهیلات خرید مسکن و یا کاهش هزینه‌های معاملاتی مسکن و همینطور اتخاذ سیاست‌های مالیاتی و یارانه‌ای مناسب جهت اختصاص زمین برای تأمین مسکن خانوارها نرخ باروری را در

مناطق شهری افزایش داده و باعث افزایش رشد و رفاه اقتصادی شد و این مهم امکان‌پذیر نیست مگر اینکه هدف سیاست‌گذاری‌ها ضمن حرکت به سمت افزایش نرخ باروری، افزایش درآمد خانوارها در کنار آن نیز باشد، چون خانه‌دار شدن در مناطق شهری به مراتب دارای هزینه‌های بالاتر و مدت‌زمان بیشتری نسبت به مناطق روستایی است. در رابطه با تأثیر مثبت قیمت مسکن ملکی بر نرخ باروری در مناطق شهری نیز می‌توان بیان داشت با توجه به اینکه مسکن به‌عنوان دارایی بادوام بوده که در شرایط تورمی نیز ارزش خود را حفظ می‌کند و همچنین با توجه به شکل‌گیری انتظارات تورمی در شرایط حاضر، با افزایش قیمت مسکن به عنوان دارایی، ارزش دارایی‌ها افزایش یافته و تقاضای فرزند نیز توسط والدین افزایش می‌یابد که این نتیجه با نتایج مطالعات کلارک و فرر (۲۰۱۶)، آکسوی (۲۰۱۶)، آکسوی (۲۰۱۵)، دتلینق و کرنی (۲۰۱۴)، لونهیم و مومفرد (۲۰۱۳) و آل‌عمران (۱۳۹۶) نیز همخوانی دارد. با توجه به شرایط تورمی اقتصاد ایران و همچنین عدم فضای کافی برای ساخت مسکن جدید از یک طرف و تقاضای روزافزون مسکن از طرف دیگر، قیمت مسکن در زمان حال بالا بوده و احتمال افزایش قیمت مسکن در آینده نیز بیشتر است. از این رو با توجه به تأثیر مثبت قیمت مسکن ملکی بر نرخ باروری در مناطق شهری و همچنین با توجه به اینکه در سال‌های اخیر، چشم‌انداز پیری جمعیت در حالت کلی و به‌ویژه کاهش باروری، نگرانی‌هایی را برای اقتصاد در سطح جهانی مخصوصاً ایران، ایجاد کرده است، بنابراین پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی زمینه لازم جهت کاهش موانع سکونتی افراد حاضر و آینده در مناطق شهری را فراهم سازند. در رابطه با تأثیر منفی بعد خانوار بر نرخ باروری در مناطق شهری می‌توان بیان داشت با توجه به اینکه در اکثر خانواده‌های شهری، فرزند به عنوان کالای مصرفی تلقی شده و والدین از بیمه بازنشستگی برخوردارند، ضرب‌المثل فرزند عصای دست پدر در پیری است، در این خانواده‌ها کم‌رنگ شده و از این رو افزایش بعد خانوار باعث افزایش هزینه‌های نگهداری از فرزندان و به تبع آن افزایش متوسط هزینه کل خانوار شده و از این رو تمایل والدین در مناطق شهری به فرزندآوری کاهش می‌یابد. بر این اساس 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 شهری فراهم کنند. در رابطه با تأثیر منفی بی‌ثباتی قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری می‌توان گفت با توجه به اینکه مسکن دارای ماهیت

دوگانه‌ی 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 این رو والدین به دلیل ناتوانی در پیش‌بینی درست هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری خود، تقاضای فرزند را کاهش می‌دهند. از این رو 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 شهری فراهم سازند.

منابع

- **آل‌عمران، سید علی** (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در ایران». رساله دکتری، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز.
- **اکبری، نعمت‌الله** (۱۳۹۶). *اقتصاد شهری*. چاپ اول. تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت). پژوهشکده تحقیق و توسعه علوم انسانی.
- **پدرام، مهدی؛ شیرین‌بخش، شمس‌الله و بهاره رضایی ابیانه (۱۳۹۱).** «بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی». *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. دوره ۳. شماره ۹. صص ۱۴۳-۱۶۶.
- **پناهی، حسین؛ آقایاری هیر، توکل و سید علی آل‌عمران** (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران». *دو فصلنامه جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه*. دوره ۶. شماره ۲. صص ۲۷-۵۱.
- **رشادت، سهیلا؛ زنگنه، علیرضا؛ سعیدی، شهرام؛ قاسمی، سید رامین؛ رجبی گیلان، نادر و صبریه عباسی (۱۳۹۴).** «بررسی عوامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی تأثیرگذار بر میزان باروری کل در کرمانشاه». *مجله. دانشگاه علوم پزشکی مازندران*. دوره ۲۵. شماره ۱۲۷. صص ۱۰۸-۱۱۲.
- **روزبهان، محمود** (۱۳۹۲). *مبانی توسعه اقتصادی*. چاپ شانزدهم. انتشارات تابان. تهران.
- **مرکز آمار ایران.** نشریه هرم‌های سنی ایران بر اساس نتایج سرشماری ۱۳۹۵.
- **هوشمند، محمود و رضا فهیمی‌دوآب** (۱۳۸۹). «تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا». *دانش و توسعه*. دوره ۱۷. شماره ۳۰. صص ۹۸-۱۳۴.

- **Aksoy, C.G.** (2015). "House prices and fertility in England". Available at: https://www.google.com
- **Aksoy, C.G.** (2016). "Short-term effects of house prices on birth rates". *European Bank for Reconstruction and Development, Working paper*, no. 192.
- **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.
- **Becker, G.** (1965). "A theory of the allocation of time". *The Economic Journal*, vol. 75, no. 299, PP: 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*, vol. 16, no. 3, PP: 90-103.
- **Clark, J. & Ferrer, A.** (2016). "The effect of house price on fertility: evidence from Canada". *Working paper*, no. 23.
- **Dettling, L.J & 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*, vol. 110, PP: 82-100.
- **Hui, E.C.M. Zheng, X. & Hu, J.** (2012). "Housing price, elderly dependency and fertility behaviour". *Habitat International*, vol. 36, no. 2, PP: 304-311.
- **Kamaruddin, R. & Khalili, J.M.** (2015). "The determinants of household fertlity decision in Malaysia; an econometric analysis". *Procedia Economics and Finance*, vol. 23, PP: 1308-1313.
- **Lin, P.S. Chang, C.O. & Sing, T.F.** (2015). "Do housing options affect child birth decisions? Evidence from Taiwan". *Urban Studies*, vol. 53, no. 16, PP: 3527-3546.
- **Lovenheim, M.F. & Mumford, K.J.** (2013). "Do family wealth shocks affect fertility choices? Evidence from the housing market". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 95, no. 2, PP: 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. & Tamura, R.** (2009). "Do higher rent discourage fertility? evidence from U.S. cities, 1940-2000". *Regional Science and Urban Economics*, vol. 39, no.1, PP: 33-42.
- **Yi, J. & Zhang, J.** (2010). "The effect of house price on fertility: evidence from Hong Kong". *Economic Inquiry*, vol. 48, no. 3, PP: 635-650.