**مجله اقتصادی**
**شماره‌های ۷ و ۸، مهر و آبان ۱٤۰۰، صفحات ۱۰٤-۸۵**

# تحولات نرخ باروری طی ادوار تجاری در اقتصاد ایران

**هاشم زارع**
استادیار بخش اقتصاد دانشگاه آزاد شیراز

**عبدالعظیم خادم حمزه**
دانشجوی دکتری اقتصاد بین الملل دانشگاه آزاد شیراز

**نرخ باروری در جامعه ایران در سطح پایینی قرار دارد و تداوم این شرایط افزایش متوسط سنی جمعیت را در سال های آتی به همراه خواهد داشت که به نوبه خود منجر به افزایش هزینه های نظام سلامت و تأمین اجتماعی می‌شود. هدف از این پژوهش بررسی عوامل مؤثر بر نرخ باروری در ۱۰ استان منتخب با تأکید بر نقش ادوار تجاری است. به این منظور داده ای ۱۰ استان منتخب طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ موردبررسی قرار گرفتند. نتایج برآورد الگوی پژوهش به روش GMM نشان داد، افرایش نرخ بیکاری زنان به‌عنوان شاخص تعیین ادوار تجاری اثر منفی و معناداری بر نرخ باروری در این استان‌ها داشته است که نشان از رفتار مخالف چرخه‌ای نرخ باروری دارد.**

**واژگان کلیدی: نرخ باروری، ادوار تجاری، بازار کار**

.

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

## ۱. مقدمه

بررسی متون و نظریه های اقتصادی نشان از آن دارد که همواره، ساختار کمی و کیفی اقتصاد، یکی از مهم ترین متغیرها برای تصمیم به فرزندآوری در خانواده بوده است. اهمیت ارتباط بین نرخ باروری و متغیرهای اقتصادی تا به آنجاست که تقریباً از ابتدای علم اقتصاد، این ارتباط شناسایی شده است. باروری یکی از مهم ترین کارکردهای خانواده به شمار می‌رود و تغییر در نرخ باروری از موضوعات پیچیده‌ای است که توسط عوامل مختلفی تحت تأثیر قرار می گیرد. تغییرات در نرخ باروری از روند یکسانی پیروی نمی کند و تابع عوامل مختلفی مانند شرایط اقتصادی ازجمله درآمد و پس‌انداز خانوار است (لی و ماسون[1]، ۲۰۱۰).

جهت تبیین تغییرات باروری، متخصصان نظریه‌های مختلفی ارائه کرده‌اند. از نخستین تلاش‌ها می توان به نظریه گذار جمعیتی اشاره کرد. بر اساس این نظریه به‌موازات صنعتی شدن که با رشد چرخه‌های تجاری همراه بوده است، سطح زندگی و شرایط بهداشت بهبود یافته و درنتیجه سطوح مرگ‌ومیر کاهش یافته است. کاهش باروری، تحت تأثیر این تغییرات، اندکی پس از کاهش مرگ ومیر رخ داده است که این کاهش مربوط به تغییر در شیوه زندگی اجتماعی، شهرنشینی و تجاری شدن است. این عوامل در ابتدا باعث کاهش مرگ ومیر می‌شوند که این امر به نوبه خود از طریق افزایش احتمال بقای کودکان، باعث کاهش باروری شده است. بر این اساس شهرنشینی و صنعتی شدن باعث ایجاد سبکی از زندگی می‌شود که پرورش بچه‌ها را هزینه آور می‌سازد و به تدریج ارزش های مربوط به داشتن فرزندان فراوان، از بین می‌رود. شرط اساسی این نظریه این است که باروری پایین، نتیجه مستقیم نوسازی، رشد چرخه‌های تجاری و صنعتی شدن است (سازمان ملل، ۱۹۹۰).

تحقیقات در مورد مسائل باروری طیف گسترده‌ای از موضوعات را در بر گرفته است و عوامل تعیین کننده باروری را کاهش مرگ‌ومیر کودکان، وضعیت قانونی سقط جنین و قرص‌های ضدبارداری، افزایش حضور زنان در بازار کار و تغییرات در قوانین طلاق می‌داند. این در حالی

1. Lee & mason

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

است که پیشگامان علم اقتصاد به باروری و افزایش جمعیت از بعد اقتصادی توجه ویژه داشته‌اند (بلیدو و مارسن[1]، ۲۰۱۹، فیرر و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

نگرانی عمده اقتصاددانان، محققان، سیاستمداران و رسانه ها نرخ پایین باروری است، چراکه سطوح پایین باروری ممکن است پیامدهای جمعیتی، اقتصادی و اجتماعی مانند پیر شدن جمعیت و حتی کاهش جمعیت را در پی داشته باشد. اهمیت تجزیه وتحلیل مسئله باروری در آسیا در دهه های اخیر در برنامه های مختلف دولت ها منعکس شده است، به گونه‌ای که از طرح های تشویقی برای افزایش جمعیت و باروری کمک گرفته شده است. از این رو لازم است عوامل مؤثر بر باروری شناسایی شود و با توجه به بحران های اقتصادی اخیر متغیرهای کلان به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر نرخ باروری قابل توجه هستند (بلوم و همکاران[3]، ۲۰۱۰).

هدف این پژوهش بررسی تأثیر چرخه‌های تجاری بر نرخ باروری در کلان استان‌های منتخب کشور است. از نرخ بیکاری به‌عنوان پروکسی یا شاخص چرخه‌های تجاری استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش ۱۰ استان منتخب کشور ایران شامل آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خوزستان، فارس، قم، کرمانشاه، گیلان است که با توجه به جمعیت ساکن در آن‌ها و سهم آن‌ها در تولید ناخالص داخلی اهمیت زیادی در تحلیل باروری و تأثیرپذیری آن از متغیرهای اقتصادی در کشور ایران دارند.

ساختار مقاله به شرح زیر است. در بخش بعدی، به بیان مبانی نظری اختصاص داده شده است. بخش سوم به طور خلاصه به بررسی سایر مطالعات موجود در ادبیات پژوهش اختصاص دارد. بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش را توصیف می‌کند و نتایج در بخش پنجم گزارش شده است. درنهایت در بخش ششم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها اختصاص دارد.

## ۲. مبانی نظری

ایسترلین[4] یکی از مشهورترین نظریه‌های باروری را فرموله کرد. او معتقد است الگوهای باروری از چرخه‌های چهل ساله پیروی می‌کنند. وی معتقد است که نسبت بزرگ‌سالان جوان در هر دوره

1. Bellido & Marcén
2. Feyrer et al
3. Bloom et al
4. Easterlin

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

بیست‌ساله بازتابی از میزان زادوولد در دوره بیست‌ساله قبلی است. ایسترلین اظهار می‌کند، انتظار می‌رود افرادی که در دوره‌ای با نرخ باروری کم متولد می‌شوند؛ فرصت‌های شغلی بهتر، دستمزدهای نسبتاً خوب و پیشرفت سریع شغلی را در پیش داشته باشند. برعکس، افرادی که در دوره‌هایی با نرخ باروری بالا متولد می‌شوند، شرایط اقتصادی مطلوبی را تجربه نمی‌کنند.

ارمیش[1] معتقد است تقاضای روزافزون برای کارگران زن، توضیح‌دهنده اصلی حرکات باروری است. فرضیه ارمیش پیشنهاد می‌کند که عامل اصلی توضیح‌دهنده اندازه خانواده این است که یک یا هر دو شریک زندگی در بازار کار مشارکت دارند.

اثرات ادوار تجاری بر نرخ باروری را می‌توان به «اثر درآمد» و «اثر جانشینی» نسبت داد. اثر درآمدی نتیجه کاهش درآمد خانواده در دوران رکود اقتصادی است؛ به‌گونه‌ای که خانواده‌ها توانایی پرورش فرزند دیگری را ندارند. اثر جانشینی به این معنی است؛ هنگامی که رکود اقتصادی دستمزد بالقوه‌ای را که یک زن می‌تواند به دست آورد کاهش می‌دهد، هزینه فرصت فرزندآوری و تربیت (درآمد ازدست‌رفته هنگام تربیت فرزندان) کاهش می‌یابد، بنابراین زنان بیشتری ترجیح می‌دهند وقت خود را برای پرورش فرزندان صرف کنند. اینکه کدام‌یک از این دو اثر قوی‌تر است به نسبت درآمد زن و مرد و به حساسیت درآمد زن و مرد به ادوار تجاری وابسته است (زیرا کاهش درآمد زن و مرد تأثیرات متفاوتی بر ازدواج و باروری دارد). به‌عنوان مثال؛ درآمد مردان تنها تحت تأثیر اثر درآمدی است؛ زیرا عمدتاً زنان برای تربیت فرزندان خود در خانه می‌مانند (کندو[2]، ۲۰۱۶).

در مدل نئوکلاسیک تأثیر بیکاری بر رفتار باروری مبهم است. این مدل اثر منفی بیکاری بر تصمیمات باروری مردان را به دلیل از دست دادن درآمد (اثر درآمدی) پیش‌بینی می‌کند. بااین‌حال این مدل پیش‌بینی می‌کند که افزایش بیکاری زنان ممکن است از طریق کاهش هزینه فرصت تولد کودک و فراهم کردن زمان برای فرزندآوری و مراقبت از کودک (اثر جایگزینی) ارتباط مثبتی با نرخ باروری زنان داشته باشد (بات و وارد[3]، ۱۹۷۹؛ روزنفلد[4] ۱۹۹۶)؛ بنابراین تأثیر کلی بیکاری بر نرخ باروری زنان مشخص نیست؛ زیرا تأثیر آن به غلبه اثر درآمدی یا اثر جایگزینی بستگی دارد.

1.Ermisch
2. Kondo
3. Butz & Ward
4. Rosenfeld

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

در سال‌های اخیر مطالعات زیادی در جهت کشف ماهیت ادواری باروری انجام شده است. این مطالعات نشان می‌دهند، کاهش نرخ باروری با سطح بالاتری بیکاری زنان، هم‌زمان است (بریستر و ریندفاس[1]، ۲۰۰۰؛ انگلهارت و پرسکاوتز[2]، ۲۰۰۴ و اسپینگ- اندرسون[3]،۲۰۰۹).

بکر[4] (۱۹۶۰) چارچوب نظری استانداردی ارائه می‌کند که زوجین را به‌عنوان عوامل حداکثر کننده مطلوبیت جهت تصمیم‌گیری در مورد تعداد فرزندان و هزینه‌های مربوط به آن‌ها به تصویر می‌کشد. رویکرد کمی و کیفی (بکر ۱۹۶۰، بکر و لوئیس[5] ۱۹۷۳؛ ویلیس[6] ۱۹۷۳) بیانگر این است که افزایش درآمد ممکن است تأثیرات منفی بر باروری داشته باشد. این واقعیت بر این نکته استوار است که کشش درآمدی برای کمیت کودکان به طور قابل‌توجهی کمتر از کیفیت کودکان است. رویکرد زمان‌بندی باروری (مینسر[7] ۱۹۶۳؛ بکر ۱۹۶۰) هزینه فرصت کم فرزندآوری در دوران رکود اقتصادی را خاطرنشان می‌کند که می‌تواند رابطه مثبتی بین بیکاری و باروری را نشان دهد. در جوامعی که نقش‌های سنتی «جنسیتی» وجود دارد، می‌توان انتظار داشت که بیکاری زنان هم تأثیر منفی و هم اثر بالقوه مثبت بر نرخ باروری داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر، افزایش بیکاری زنان ممکن است باعث کاهش باروری شود؛ اما با این وجود اثر جایگزینی بالقوه‌ای دارد که با کاهش هزینه فرصت در جهت افزایش زادوولد است.

## ۳. ادبیات پژوهش

### ۳-۱. مطالعات داخلی

نوروزی (۱۳۷۷) با تحلیل اطلاعات اقتصادی و اجتماعی طرح «هزینه و درآمد» مرکز آمار ایران در سال ۱۳۷۱ و استفاده از رگرسیون چندمتغیره به نقش مهم تحصیلات والدین بر کاهش نرخ باروری در ایران اشاره می‌کند. مباشری و همکاران (۱۳۹۲) عوامل کلیدی اثرگذار بر نرخ باروری خانواده‌های تک‌فرزند و بدون فرزند شهرستان شهرکرد را بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان داد که

1. Brewster & Rindfuss
2. Engelhardt & Prskawetz
3. Esping-Andersen
4. Becker
5. Becker & Lewis
6. Willis
7. Mincer

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

خانوارهای نمونه عمدتاً فشارهای مالی و اقتصادی را دلیل عدم تمایل به فرزندآوری عنوان می‌کنند. مقصودپور (۱۳۹۴) به شناسایی عوامل مؤثر بر کاهش نرخ باروری در ایران در دوره زمانی ۱۳۶۵-۱۳۹۰ از دیدگاه علم اقتصاد پرداخته و به این نتیجه می‌رسد، خانواده‌ها برای حفظ تعادل بودجه خود، از تعداد فرزندان کاسته‌اند. حامی و تقوی جلودار (۱۳۹۵) اثر افزایش نرخ رشد اقتصادی بر نرخ باروری را در ایران برای دوره ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ با استفاده از آزمون هم جمعی جوهانسن و الگوی تصریح خطای برداری مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد، طی دوره مورد بررسی یک درصد افزایش در نرخ رشد اقتصادی در ایران منجر به کاهش ۰.۰۱ درصدی در نرخ باروری کل در یک دوره بعد و ۰.۰۱ درصدی کاهش در باروری کل در دو دوره بعد شده است. کاظمی و همکاران (۱۳۹۵) به آثار درآمدی و جانشینی افزایش مشارکت اقتصادی زنان اشاره می‌کنند. آن‌ها با تحلیل داده‌های «طرح هزینه و درآمد خانوار» مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ به این نتیجه می‌رسند افزایش مشارکت زنان در بازار کار در ایران نه‌تنها تهدیدی برای وضعیت باروری نیست؛ بلکه از کانال افزایش درآمد خانوار، می‌تواند به رشد موالید کمک کند. نصیری و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های پنلی مشتمل بر استان‌های ایران طی دوره ۱۳۴۵-۱۳۹۲ تأثیر عوامل اقتصادی بر نرخ باروری در ایران را تجزیه‌وتحلیل می‌کند و به این نتیجه می‌رسد که تأثیر نرخ بیکاری، نرخ اشتغال زنان و هزینه‌های کل سالانه یک خانوار بر باروری منفی و تأثیر سرانه تولید ناخالص داخلی بر باروری مثبت بوده است. از بین متغیرها، هزینه‌های کل سالانه یک خانوار کم‌ترین تأثیر و اشتغال زنان بیشترین تأثیر را داشته است. همچنین شاخص هزینه‌های کل سالانه یک خانوار تأثیر چشمگیری بر کاهش نرخ باروری نداشته است و حتی در نظر گرفتن سرانه تولید ناخالص داخلی به عنوان نمادی از وضعیت مالی خانوارهای یک استان هم نشان داد که تأثیر شاخص‌های صرفاً اقتصادی در کنار سایر متغیرها، جدی و چشمگیر نیست و متغیرهای دیگری همچون اشتغال زنان یا بیکاری که به‌نوعی از متغیرهای اجتماعی و فرهنگی محسوب می‌شوند، در بررسی تحولات نرخ باروری از اهمیت بالاتری برخوردار هستند. فطرس و همکاران (۱۳۹۶) به تحلیل رابطه میان نرخ باروری و میزان اشتغال زنان در کشور ایران پرداخته است. بر اساس نتایج این مطالعه که از رویکرد آزمون کرانه‌ها با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است، سن ازدواج، نرخ شهرنشینی و درآمد سرانه با نرخ باروری رابطه منفی دارند؛ در حالی که نرخ اشتغال با نرخ باروری

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

رابطه مثبت دارد که نشان می‌دهد با افزایش میزان اشتغال و به‌تبع آن ایجاد امنیت مالی میل به باروری در میان زنان ایران افزایش پیدا کرده است و رابطه منفی میان این دو متغیر که در مطالعات قبلی اشاره شده، تأیید نمی‌شود. دلیری (۱۳۹۷) تأثیر متغیرهای اقتصادی (با تأکید بر متغیرهای بازار کار، برخورداری از مسکن و چگونگی توزیع درآمد) بر نرخ موالید در استان‌های ایران در دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۲ با استفاده از روش داده‌های پنلی بررسی می‌کند و دریافت متغیرهای اقتصادی و به خصوص شاخص های بازار کار به دلیل اثرات مهمی که بر هزینه فرصت افراد و درآمد انتظاری آنان در آینده دارد، نقش مهمی در تعیین نرخ باروری داشته است؛ به‌گونه‌ای که افزایش درآمدهای انتظاری از شغل برای مردان در قالب کاهش ریسک از دست دادن شغل (کاهش نوسان در نرخ بیکاری، کاهش نرخ اشتغال ناقص مردان، کاهش سهم اشتغال مردان در بخش خصوصی) و یا افزایش درآمد انتظاری آتی (افزایش نرخ اشتغال مردان) سبب بهبود نرخ باروری در استان‌های ایران شده و از سوی دیگر تأثیر متغیرهای بازار کار برای زنان در قالب کاهش ریسک (کاهش نوسان بیکاری، کاهش سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی) سبب افزایش نرخ باروری شده است. همچنین کاهش هزینه فرصت باروری برای زنان (در قالب کاهش نرخ اشتغال و افزایش نرخ اشتغال ناقص زنان) و بهبود توزیع درآمد سبب بهبود باروری در استان‌های ایران شده است. محمودیانی (۱۳۹۹) با استفاده از مدل خطی سلسله‌مراتبی به توضیح الگوی باروری زنان در سن تولیدمثل می‌پردازد. نتایج نشان داد مشخصه‌های فردی زنان (سن، تحصیلات، وضعیت فعالیت و محل سکونت) بیشترین تأثیر را بر نرخ باروری دارد. عباسی شوازی و همکاران (۱۳۹۹) با تحلیل چندمتغیره به این نتیجه می‌رسند که تأثیر ابعاد مختلف امنیت (عینی و ذهنی) در مقایسه با متغیرهای سن زنان و تعداد فرزندان بر نرخ باروری در شهر تهران اندک است.

### ۳-۲. مطالعات خارجی

مکان[1] (۱۹۹۰) با استفاده از روش خودرگرسیونی به ارتباط معکوس بین نرخ بیکاری زنان و نرخ باروری دست یافت. وایت و همکاران[2] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند نرخ باروری در بین زنان مناطق

1. Mocan
2. White et.al

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

شهری کشور غنا به طور متوسط ۱۱ درصد کمتر از زنان روستایی است. اورسال و گلدشتاین[1] (۲۰۱۰) با استفاده از روش‌های پانل دیتا در کشورهای OECD طی سال‌های ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۸ به این نتیجه می‌رسند، نرخ باروری با شرایط اقتصادی خوب ارتباط مثبتی دارد. امرایی[2] (۲۰۱۲) به ارزیابی تأثیر نرخ بیکاری در تغییرات باروری در رومانی طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۱ پرداخته و نشان می‌دهد که بیکاری تأثیر منفی بسیار شدیدی بر فرزندآوری دارد. شیو و همکاران[3] (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که افزایش شهرنشینی عامل کاهش حدود ۲۲ درصدی نرخ باروری در چین بین سال‌های ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۸ بوده است. چرلین و همکاران[4] (۲۰۱۳) دریافتند در ایالت‌هایی که افزایش بیکاری بیشتری را تجربه می‌کنند کاهش نرخ باروری نیز بیشتر است. این کاهش در میان زنان جوان بیشتر است که نشان‌دهنده به تعویق انداختن زمان باروری به جای انصراف از آن است. کوری و شوانت[5] (۲۰۱۴) ارتباط بین نرخ بیکاری زنان و نرخ باروری در امریکا را طی سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۰ بررسی می‌کنند و دریافتند زنان در اوایل ۲۰ سالگی بیشتر تحت تأثیر نرخ بیکاری بالا در کوتاه‌مدت قرار دارند و اثرات منفی بیکاری بر نرخ باروری با گذشت زمان تشدید می‌شود. میلیج کوویس و گلازیرین[6] (۲۰۱۵) تأثیر تغییر سیاست‌های اجتماعی و اقتصادی مصوب قانون فدرال روسیه را در میزان باروری کل، تجزیه‌وتحلیل کرده و نشان می‌دهند نرخ باروری از سیاست‌های اقتصادی تبیین شده جهت ایجاد مشاغل تأثیر مثبت و معناداری می‌گیرد. افزایش درآمد سرانه و کاهش میزان مهاجرت جوانان در اوج سن باروری نیز دیگر متغیرهای معنادار در این پژوهش هستند. لیو و همکاران[7] (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های جمع‌آوری‌شده از طریق سرشماری نفوس و نظرسنجی‌های خانوار به برآورد تأثیر قیمت خانه بر رفتارها و نیت‌های باروری زنان به روش GMM پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد قیمت بالای خانه به طور قابل‌توجهی موجب کاهش نرخ باروری خصوصاً در زنان زیر ۳۰ سال و زوجینی شده است که ۳-۵ سال از ازدواج آن‌ها می‌گذرد. پنگ و

1. Orsal & Goldstein
2. Amariei
3. Guo et.al
4. Cherlin
5. Currie & Schwandt
6. Milikovic & Glazyrina
7. Liu et. al

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

یانگ[1] (۲۰۲۰) عدم اطمینان اقتصادی بر باروری را در تایوان مورد بحث قرار داده‌اند و نشان می‌دهند، نوسانات بیشتر و نااطمینانی در مورد درآمد خانوار نرخ باروری را کاهش می‌دهد. نتایج تجربی از این قضیه پشتیبانی می کند که عدم اطمینان اقتصادی ممکن است تعیین کننده مهمی در تصمیم‌گیری‌های مربوط به باروری باشد و کاهش باروری در تایوان را توضیح دهد.

تاکنون مطالعات زیادی در داخل و خارج از کشور، پیرامون تابعیت باروری از متغیرهای اقتصادی انجام شده است. نتیجه‌گیری‌های این مطالعات با یکدیگر متفاوت است اما هیچ‌کدام از این مطالعات تأثیر چرخه های تجاری بر نرخ باروری در استان های منتخب کشور ایران را بررسی نکرده است.

## ٤. مدل و روش پژوهش

روش گردآوری اطلاعات به‌صورت کتابخانه‌ای و ابزار گردآوری این پژوهش بانک‌های اطلاعاتی و شبکه‌های کامپیوتری است. تمامی داده‌های جمعیتی و آماری از مرکز آمار ایران به‌دست‌آمده است. جامعه آماری این پژوهش ۱۰ استان منتخب کشور ایران شامل آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خوزستان، فارس، قم، کرمانشاه، گیلان است که با توجه به جمعیت ساکن در آن‌ها به‌عنوان جامعه آماری، اهمیت باروری و تأثیرپذیری آن از متغیرهای اقتصادی در کشور ایران دارند. گفتنی است که حدود ۵۹ درصد از جمعیت کشور در این استان‌ها سکونت دارند و این ۱۰ استان درمجموع بیش از ۶۳ درصد تولید ناخالص داخلی کشور را به خود اختصاص داده‌اند.

به پیروی از بلیدو و مارسن (۲۰۱۹) در این پژوهش جهت بررسی اثرات ادوار تجاری بر نرخ باروری از مدل زیر استفاده شده است:

$$GFR_{it} = \alpha + \beta_1 Unemp_{if,t-1} + \beta_2 Unemp_{im,t-1} + \gamma Z_{i,t-1} + \mu T_{i,t} + \theta N_{i,t} + \vartheta P_{i,t} + \varphi M_{i,t} + \omega_1 E_{if,t}\varepsilon_{i,t} + \omega_2 E_{imt}\varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

با استفاده از داده‌های پانل استان‌های منتخب کشور ایران از ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸، این مطالعه با بررسی تجربی این گزاره که باروری تابعی از چرخه‌های تجاری است، انجام شده است.

1. Pan & Yang

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

$GFR_{it}$ نرخ باروری در زمان t در استان i و $unemp_{i_{gft-1}}$ و $Unemp_{im,t-1}$ به ترتیب نرخ بیکاری زنان و مردان در زمان t-1 در استان i است. نرخ بیکاری با یک دوره تأخیر در معادله وارد می‌شود. $Z_{i,t-1}$ نرخ باسوادی ست که همانند نرخ بیکاری به علت فاصله زمانی بین تصمیم‌گیری و داشتن فرزند با یک دوره تأخیر در نظر گرفته می‌شود. $T_{i,t}$ سهم استان در تولیدات ناخالص کشور است. $N_{i,t}$ تعداد مراکز بهداشت به‌عنوان شاخصی از بهداشت استان است. $P_{i,t}$ نرخ شهرنشینی، $M_{i,t}$ شاخص فلاکت اوکان که مجموع نرخ تورم و نرخ بیکاری کل اقتصاد و $E_{if,t}$ و $E_{imt}$ نرخ مشارکت اقتصادی زنان و مردان است که به‌عنوان متغیر کنترل وارد مدل شده‌اند.

به دنبال روش‌های استفاده شده در تحقیقات قبلی درباره اثر چرخه تجاری روی متغیرهای اجتماعی-جمعیت شناختی (اسکالر ۲۰۱۳، اشنایدر ۲۰۱۵، گونزالس و مارسن[1] ۲۰۱۷ و ۲۰۱۸) از نوسانات بیکاری در سطح کشوری برای شناسایی رابطه بین چرخه تجاری و نرخ‌های باروری استفاده شده است. با توجه به اینکه در اکثر مطالعات این تغییرات برون‌زا در نظر گرفته‌شده‌اند. نگرانی‌هایی در مورد درون‌زایی وجود دارد. برای مثال، ممکن است نرخ مشارکت زنان در بازار کار تغییر کنند اگر آن‌ها تصمیم بگیرند، بچه‌دار شوند (دزیا و للراس-مونی[2] ۲۰۰۴) که بر نرخ‌های بیکاری نیز اثر دارد. همان‌طور که قبلاً اشاره شد، با توجه به تأثیر بیکاری روی باروری، از دیدگاه نظری این اثر روشن و واضح نیست و علامت ضریب $\beta$ که واکنش باروری به بیکاری است، می‌تواند مثبت (رفتار ضد چرخه‌ای) یا منفی (رفتار موافق چرخه‌ای) باشد.

به‌منظور تخمین مدل از رویکرد پانل پویا و مشخصاً روش گشتاورهای تعمیم یافته[3] استفاده شده است. استفاده از این روش مزیت‌هایی دارد که ازجمله آن می‌توان به دو مورد مهم لحاظ خودهمبستگی موقتی در باقیمانده‌ها و کاهش امکان رگرسیون کاذب که می‌تواند به استنباط آماری نادرست و ناسازگار در مدل‌های آماری منجر شود، اشاره کرد (ایگنر ۲۰۰۹).

دو روش برای برآورد مدل در الگوی GMM پنل دیتای پویا وجود دارد. مبنای اولیه مدل‌های GMM پویا توسط آرلانو ـ بوند[4] (۱۹۹۱) مطرح شد که روش GMM تفاضلی مرتبه اول

1. González & Marcén
2.Dehejia & Lleras-Muney
3. Generalized method of moments
4. Arellano & Bond

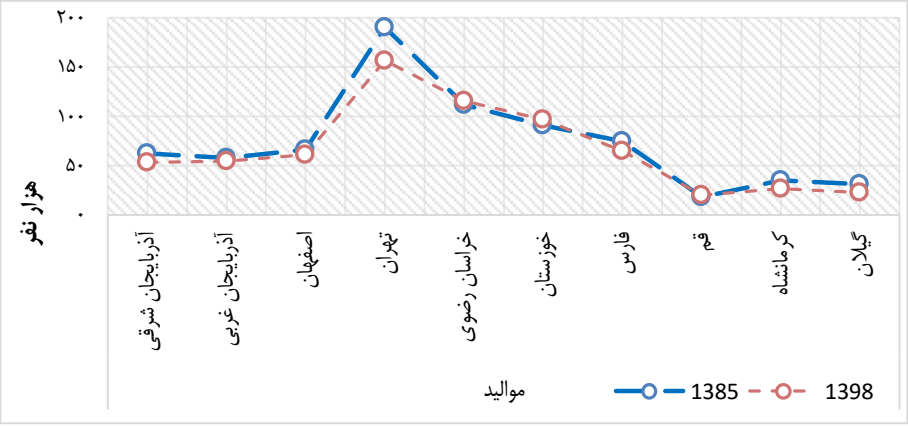
[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

نامیده می‌شود. در سال ۱۹۹۵، آرلانو ـ باور[1] با ارائه تغییراتی در روش GMM تفاضلی مرتبه اول، روش GMM ارتگنال (متعامد) را ارائه دادند. تفاوت این دو روش بر اساس شیوه‌ای است که اثرات فردی در مدل گنجانده می‌شود. در روش GMM تفاضلی از تفاضل و در روش آرلانو ـ باور از روش اختلاف از تعامد استفاده می‌شود. در این پژوهش از روش آرلانو و بوند (۱۹۹۱) استفاده شده است.

برای اطمینان از مناسب بودن روش GMM برای برآورد مدل، دو آزمون باید انجام شود. یکی از این آزمون‌ها آزمون سارگان است که برای بررسی برقراری فرض اعتبار تشخیص بیش از حد یعنی مناسب بودن متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آزمون دوم، بررسی خودهمبستگی در پسماندهای برآورد مدل است. آرلانو و بوند (۱۹۹۱) بیان کردند که در تخمین GMM، باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1)بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(1) نباشند.

## ۵. نتایج پژوهش

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود در سال ۱۳۹۸ میزان موالید در استان‌های تهران، اصفهان، آذربایجان غربی و شرقی، فارس، کرمانشاه و گیلان نسبت به سال ۱۳۸۵ کاهش یافته است و تنها در سه استان خراسان رضوی، قم و خوزستان تعداد موالید افزایش یافته است.




**نمودار ۱. مقایسه میزان موالید در استان‌های منتخب طی سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۸**

**منبع: یافته‌های پژوهش**

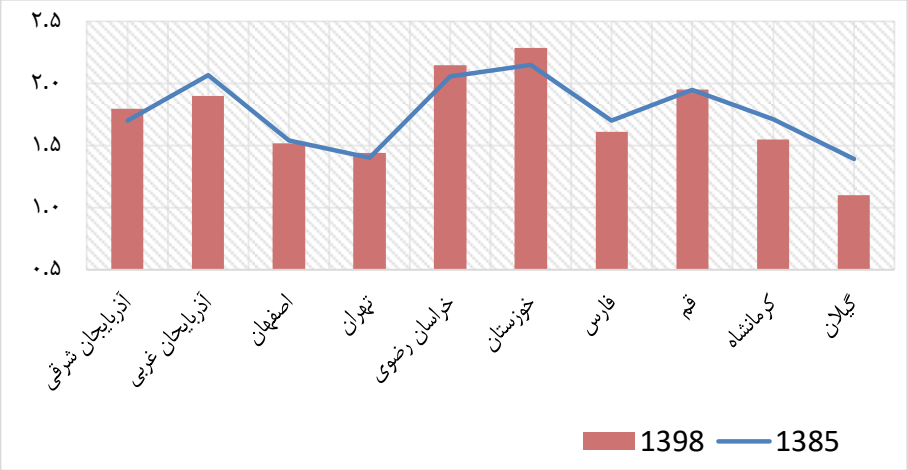
1. Arellano & Bover

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

نرخ باروری عمومی از تقسیم تعداد موالید زنده متولد شده یک جامعه در یک سال تقویمی به میانگین تعداد زنان واقع در سنین باروری (۱۵ تا ۴۹ ساله) آن جامعه در همان سال به دست می‌آید و فرمول محاسبه آن چنین است:

$$GFR = \frac{B_{(15-19)}}{\bar{P}_{F(15-49)}} * 100 \qquad (۲)$$

که در آن B تعداد موالید سالانه و $\bar{P}_{F(15-49)}$ میانگین تعداد زنان واقع در سنین باروری آن جامعه (زنان ۱۵ تا ۴۹ ساله) در آن سال است. در نمودار (۲) تغییرات نرخ باروری در استان‌های موردبررسی در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۵ مقایسه شده است.




**نمودار ۲- مقایسه نرخ باروری در استان‌های منتخب طی سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۸**
**منبع: یافته‌های پژوهش**

بر اساس اطلاعات نمودار در بین استان‌های موردبررسی، استان گیلان کمترین و استان خوزستان بیشترین نرخ باروری را در سال ۱۳۹۸ دارد.

### ۵-۱. آزمون ایستایی

با توجه به وجود بعد زمان در داده‌های پژوهش جهت پرهیز از رگرسیون جعلی باید ایستایی متغیرهای پژوهش مورد آزمون قرار گیرند. به این منظور از آزمون ایم، پسران و شین (IPS)[1] (۲۰۰۳) استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

1. **I**M, **P**esaran & **S**hin

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود متغیرهای نرخ باروری، نرخ بیکاری، سهم استان در تولید ناخالص داخلی و نرخ فلاکت در مقادیر سطح (به‌صورت لگاریتمی) ایستا هستند؛ اما متغیرهای نرخ باسوادی، تعداد مراکز بهداشت، نرخ شهرنشینی و نرخ مشارکت با یک‌بار تفاضل گیری ایستا شده و انباشته از مرتبه اول هستند.

**جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی IPS**

| لگاریتم متغیرها | آزمون IPS در سطح | | آزمون IPS در تفاضل مرتبه اول | | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| | آماره آزمون | سطح معناداری | آماره آزمون | سطح معناداری | |
| نرخ باروری | -۴.۱۷ | ۰.۰۰۰ | - | - | I(0) |
| نرخ بیکاری مردان | ۴.۸۷۷ | ۰.۰۰۰ | - | - | I(0) |
| نرخ بیکاری زنان | -۲.۲۰۸ | ۰.۰۱۳ | - | - | I(0) |
| نرخ باسوادی | ۸.۶۵ | ۱.۰۰۰ | -۲.۴۹ | ۰.۰۰۶ | I(1) |
| نرخ مشارکت زنان | -۰.۸۱۵ | ۰.۲۰۷ | -۵.۳۵ | ۰.۰۰۰ | I(1) |
| نرخ مشارکت مردان | -۱.۰۷۶ | ۰.۱۴۱ | -۵.۴۷ | ۰.۰۰۰ | I(1) |
| سهم gdp | -۲.۰۲ | ۰.۲۲۱ | - | - | I(0) |
| تعداد مراکز بهداشت | ۰.۸۵ | ۰.۸۰۱ | ۲.۷۶ | ۰.۰۰۳ | I(1) |
| نرخ شهرنشینی | ۱.۶۶ | ۰.۹۵ | -۸۹.۹۱ | ۰.۰۰۰ | I(1) |
| نرخ فلاکت | -۵.۶۹ | ۰.۰۰۰ | - | - | I(0) |

منبع: یافته‌های پژوهش

### ۵-۲. آزمون هم انباشتگی

نتایج آزمون ایستایی نشان داد، ترکیبی از متغیرهای ایستا و انباشته از مرتبه اول در الگوی پژوهش حاضر هستند. در چنین شرایطی جهت پرهیز از روابط همبستگی جعلی باید پیش از برآورد الگوی پژوهش، هم انباشتگی بین متغیرها را مورد آزمون قرار داد. چنانچه متغیرها هم انباشته باشند، رابطه تعادلی بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد.

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

**جدول ۲. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو**

| | *آماره آزمون* | *سطح معناداری* |
|---|---|---|
| ***فرض صفر: عدم هم انباشتگی*** | -۲.۹۶ | ۰.۰۰۱ |

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی هم انباشتگی از آزمون کائو[1] (۱۹۹۹) استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج آزمون کائو نشان می‌دهد فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی بین متغیرهای پژوهش رد می‌شود؛ درنتیجه می‌توان بدون نگرانی از رخداد رگرسیون جعلی الگوی پژوهش را برآورد کرد.

## ٥-٤. برآورد الگوی پژوهش

در جدول (۳) نتایج برآورد الگوی پژوهش به روش GMM ارائه شده است. آماره سارگان که در سطر آخر جدول ارائه شده است اعتبار ابزارها را مدل پنل پویا مورد آزمون قرار می‌دهد. تحت فرض صفر مبنی بر معتبر بودن ابزارها، آماره سارگان دارای توزیع خی‌دو با ۳۸ درجه آزادی است. سطح معناداری آزمون سارگان نشان می‌دهد شواهدی مبنی بر رد فرض صفر مبنی بر معتبر بودن ابزارها وجود ندارد.

در جدول (۴) نیز نتایج آزمون درجه خودهمبستگی در الگوی پژوهش ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود خودهمبستگی مرتبه اول ازنظر آماری معنادار و خودهمبستگی مرتبه دوم فاقد اثر معنادار است.

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود در سطح اطمینان ۹۵ درصد، نرخ بیکاری زنان با یک دوره تأخیر اثر منفی و معناداری بر نرخ باروری دارد؛ به عبارت دیگر با افزایش نرخ بیکاری زنان، نرخ باروری نیز کاهش می‌یابد؛ با این حال نرخ بیکاری مردان تأثیر معناداری بر نرخ باروری ندارد.

نتایج نشان می‌دهد، افزایش نرخ باسوادی بیشترین تأثیر منفی را بر نرخ باروری استان‌های موردبررسی داشته است و درنتیجه نرخ باروری به‌شدت تحت تأثیر عوامل فرهنگی حاکم بر جامعه قرار می‌گیرد.

1.Kao

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

سهم هر استان از تولید ناخالص داخلی در سطح اطمینان ۹۰ درصد تأثیر منفی بر نرخ باروری دارد و به این معنی است که با افزایش سطح توسعه اقتصادی، نرخ باروری کاهش می‌یابد.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد گسترش نرخ شهرنشینی در استان‌های موردبررسی منجر به افزایش نرخ باروری شده است. این یافته با نتایج بسیاری از مطالعات همخوانی ندارد (وایت و همکاران، ۲۰۰۸ و شیو و همکاران، ۲۰۰۸)؛ چراکه انتظار می‌رفت افزایش شهرنشینی نرخ باروری را کاهش دهد. به نظر می‌رسد این یافته متأثر از نمونه موردبررسی باشد. از آنجا که هر ۱۰ استان موردبررسی نرخ شهرنشینی بالایی دارند (بیش از ۸۵ درصد)، به نظر می‌رسد اثرات منفی رشد شهرنشینی در این استان‌ها کاملاً تخلیه شده است.

**جدول ۳. نتایج برآورد الگوی پژوهش**

| | *ضریب* | *انحراف معیار* | *آماره t* | *سطح معناداری* |
|---|---|---|---|---|
| وقفه نرخ باروری | ۰.۸۷۳ | ۰.۱۴۴ | ۶.۰۷۰ | ۰.۰۰۰ |
| وقفه نرخ بیکاری زنان | -۰.۰۲۲ | ۰.۰۰۹ | -۲.۵۳۸ | ۰.۰۳۲ |
| وقفه نرخ بیکاری مردان | ۰.۰۰۵ | ۰.۰۳۵ | ۰.۱۵۱ | ۰.۸۸۳ |
| نرخ باسوادی | -۰.۱۶۹ | ۰.۰۳۱ | -۵.۳۹۲ | ۰.۰۰۰ |
| نرخ مشارکت زنان | ۰.۰۶۵ | ۰.۰۱۸ | ۳.۵۵۰ | ۰.۰۰۶ |
| نرخ مشارکت مردان | -۰.۰۶۱ | ۰.۰۳۶ | -۱.۶۷۲ | ۰.۱۲۹ |
| سهم از gdp | -۰.۰۹۲ | ۰.۰۴۷ | -۱.۹۳۹ | ۰.۰۸۴ |
| تعداد مراکز بهداشت | -۰.۰۰۱ | ۰.۰۰۲ | -۰.۵۲۵ | ۰.۶۱۲ |
| نرخ شهرنشینی | ۰.۰۵۰ | ۰.۰۱۲ | ۴.۱۰۶ | ۰.۰۰۰ |
| شاخص فلاکت | -۰.۰۳۲ | ۰.۰۱۴ | -۲.۲۲۸ | ۰.۰۵۳ |
| آماره سارگان: ۱۰.۴۴۶ | | سطح معناداری آماره سارگان: ۰.۷۹۱ | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

در سطح اطمینان ۹۰ درصد، بهبود نرخ مشارکت اقتصادی زنان منجر به افزایش نرخ باروری در استان‌های منتخب شده است. با افزایش نرخ مشارکت اقتصادی زنان از یک‌طرف به دلیل اثر افزایش

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

درآمد خانوار (اثر درآمدی) نرخ باروری تمایل به رشد دارد و از طرف دیگر مشارکت زنان در بازار کار ممکن است مانعی برای موالید تلقی شود. به نظر می‌رسد اثر درآمدی مشارکت زنان در بازار کار بر آثار منفی آن در استان‌های موردبررسی غالب بوده است؛ با این حال نرخ مشارکت مردان تأثیر معناداری بر نرخ باروری نداشته است.

در سطح اطمینان ۹۰ درصد شاخص فلاکت نیز تأثیر منفی بر نرخ باروری داشته است؛ این موضوع نشان می‌دهد شاخص‌های اقتصادی به‌ویژه تغییرات هزینه‌های زندگی و شرایط بازار کار از عوامل تعیین‌کننده تحولات باروری در استان‌های موردبررسی بوده است.

**جدول ٤- نتایج آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند**

| | *آماره m* | *آماره Rho* | *سطح معناداری* |
|---|---|---|---|
| **خودهمبستگی مرتبه اول** | -۳.۲۳۱ | -۰.۰۳۱ | ۰.۰۰۱ |
| **خودهمبستگی مرتبه دوم** | -۰.۴۶۵ | -۰.۳۵۱ | ۰.۶۴۲ |

منبع: یافته‌های پژوهش

## ٦. جمع‌بندی و پیشنهادها

پیر شدن جمعیت یکی از چالش‌های اصلی جامعه ایران در سال‌های آتی خواهد بود که هزینه‌های سنگینی را بر نظام سلامت و تأمین اجتماعی تحمیل خواهد کرد. یکی از دلایل اصلی پیر شدن جمعیت، کاهش چشمگیر نرخ باروری در کشور طی دهه‌های اخیر بوده است. در کاهش نرخ باروری عواملی مختلفی نقش دارند؛ اما شرایط اقتصادی همواره به‌عنوان یکی از عوامل مهم مطرح بوده است؛ این پژوهش با هدف بررسی نقش ادوار تجاری بر نرخ باروری در اقتصاد ایران انجام شده است. به این منظور اطلاعات ۱۰ استان منتخب که حدود ۵۹ درصد از جمعیت و بیش از ۶۳ درصد تولید ناخالص داخلی ایران را به خود اختصاص داده‌اند، طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ به روش پنل پویا مورد تحلیل قرار گرفتند.

نتایج نشان داد نرخ بیکاری به‌عنوان شاخص مهم توضیح‌دهنده ادوار تجاری اثر مثبت و معناداری بر نرخ باروری استان‌های منتخب داشته است. این یافته در درجه اول نشان‌دهنده رفتار ضد ادواری باروری دارد؛ به این معنی که در دوره‌های رونق که با کاهش بیکاری همراه است، نرخ

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

باروری نیز کاهش یافته و در دوره‌های رکود، باروری در استان‌های منتخب افزایش می‌یابد. همچنین تأثیر مثبت بیکاری بر نرخ باروری نشانگر این موضوع است که اثرات جانشینی ناشی از کاهش هزینه فرصت بیکاری بر اثر درآمدی آن در استان‌های موردبررسی غالب بوده است.

بر اساس نتایج، شاخص‌های بازار کار و به طور خاص کاهش نرخ بیکاری زنان و افزایش نرخ مشارکت آن‌ها (از محل تأثیر آن در درآمد انتظاری و هزینه فرصت افراد) نقش قابل‌توجهی در تصمیمات فرزندآوری دارد؛ بنابراین بهبود شرایط بازار کار زنان، کاهش ریسک بیکاری و امنیت شغلی آن‌ها زمینه بهبود نرخ باروری را در کشور فراهم می‌کند؛ چراکه در چنین شرایطی به دلیل استقلال نسبی مالی، زنان نگرانی کمتری در خصوص آینده فرزندان خود دارند؛ بنابراین تدوین برنامه‌ها و تصویب قوانینی در جهت حمایت از اشتغال زنان (توسعه مشاغل خانگی و کسب‌وکارهای خرد، افزایش مرخصی زایمان با پرداخت تمام حقوق و فوق‌العاده‌های مرتبط برای مادران شاغل، ممنوعیت هرگونه نقل‌وانتقال و تغییر شغل بدون درخواست مادر در دوره زایمان، اصلاح قانون کار مبنی بر لزوم تدوین قراردادهای کتبی با زمان طولانی‌تر و ...) می‌تواند به بهبود روند باروری و توازن جمعیت کمک کند.

همچنین اثر منفی و قابل‌توجه نرخ باسوادی بر باروری بدین معنی است که عوامل فرهنگی و آموزشی نیز اثرگذاری زیادی بر روند باروری کشور دارند و لذا در جهت افزایش نرخ باروری باید علاوه بر مسائل اشتغال زنان گام‌های مؤثری در جهت فرهنگ‌سازی و آموزش فرزندآوری خانوارها برداشته شود.

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

## منابع


- حامی، مهیار و مریم تقوی جلودار (۱۳۹۵)، اثر رشد اقتصادی بر نرخ باروری کل در ایران (۱۳۹۲-۱۳۶۳)، مجله زنان مامایی و نازایی ایران، ۱۴ (۱۹)، ۲۰-۲۸.
- دلیری، حسن (۱۳۹۷)، تأثیر متغیرهای اقتصادی بر نرخ باروری در استان‌های ایران، پژوهش‌ها اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ۱۵(۲۵)، ۶۷-۹۵.
- عباسی شوازی، محمدجلال؛ رازقی نصرآباد، حجیه بی‌بی و حسینی چاووشی، میمنت. (۱۳۹۹). امنیت اقتصادی- اجتماعی و قصد باروری در شهر تهران. نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران، ۱۵(۲۹)، ۲۱۱-۲۳۸.
- فطرس، محمدحسن، نجمی، مریم و عباس معمارزاده. (۱۳۹۶). تحلیل ارتباط میان نرخ اشتغال زنان و میزان باروری (موردی مطالعه: ایران)، زن در توسعه و سیاست، ۳(۱۵)، ۳۱۱-۳۲۵.
- کاظمی، شهرزاد؛ مزیکی، علی و مصطفوی، سید فرخ. (۱۳۹۵). مشارکت اقتصادی زنان و باروری در ایران. دو فصلنامه مطالعات جمعیتی، ۲(۲)، ۳۹-۶۲.
- ۵۸۵۹۸۳۱۰۴۰۸۰۶۳۸۱
- مباشری، محمود؛ علیدوستی، معصومه؛ حیدری سور شجانی، سعید؛ خسروی، فرزین؛ خلفیان، پوران و جلیلیان، محسن. (۱۳۹۲). تعیین مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر الگوی باروری خانواده‌های تک‌فرزند و بدون فرزند شهرستان شهرکرد در سال ۱۳۹۲. مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی ایلام. ۲۱ (۶): ۶۳-۷۰.
- محمودیانی، سراج‌الدین. (۱۳۹۹). تبیین باروری زنان متأهل واقع در سنین تولیدمثل در ایران با استفاده از مدل خطی سلسله مراتبی. ۱۹(۳):۲۸۹-۲۹۷.
- مقصودپور، محمدعلی. (۱۳۹۴). عوامل مؤثر بر کاهش نرخ باروری در ایران از دیدگاه علم اقتصاد در دوره زمانی (۱۳۹۰ ـ ۱۳۶۵)، مجله اقتصادی، شماره‌های ۵ و ۶، ۸۳ ـ ۱۰۰.
- نصیری، سارا، گودرزی، رضا و اسما صابرماهانی (۱۳۹۶)، بررسی تأثیر عوامل اقتصادی بر نرخ باروری در ایران: مطالعه پانل ۱۳۹۲-۱۳۴۵، محله دانشگاه علوم پزشکی ایران، ۱۵۴(۲۴)، ۷۳-۸۱.


[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

- نوروزی، لادن. بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر میزان باروری زنان در ایران. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه. ۳ (۶)، ۶۱-۷۸.
- Amariei, A. M. (2012). The Impact of Unemployment on Fertility in Romania. *Procardia Economics and Finance*, *3*, 475-480.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, *68*(1), 29-51.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 75(299), 493-517.
- Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of political Economy*, *81*(2, Part 2), S279-S288.
- Bellido, H., & Marcén, M. (2019). Fertility and the business cycle: the European case. *Review of Economics of the Household*, *17*(4), 1289-1319.
- Bloom, D. E., Canning, D., & Fink, G. (2010). Implications of population ageing for economic growth. *Oxford review of economic policy*, *26*(4), 583-612.
- Brewster, K. L., & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and women's employment in industrialized nations. *Annual review of sociology*, *26*(1), 271-296.
- Butz, W. P., & Ward, M. P. (1979). The emergence of countercyclical US fertility. *The American economic review*, *69*(3), 318-328.
- Cherlin, A., Cumberworth, E., Morgan, S. P., & Wimer, C. (2013). The effects of the Great Recession on family structure and fertility. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 650(1), 214-231.
- Currie, J., & Schwandt, H. (2014). Short-and long-term effects of unemployment on fertility. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(41), 14734-14739.
- Engelhardt, H., & Prskawetz, A. (2004). On the changing correlation between fertility and female employment over space and time. *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, *20*(1), 35-62.
- Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles*. Polity.
- Fernandez-Crehuet, J. M., Gil-Alana, L. A., & Barco, C. M. (2020). Unemployment and Fertility: A Long Run Relationship. *Social Indicators Research*, *152*(3), 1177-1196.
- Feyrer, J., Sacerdote, B., & Stern, A. D. (2008). Will the stork return to Europe and Japan? Understanding fertility within developed nations. *Journal of Economic Perspectives*, *22*(3), 3-22.

[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]

- Guo, Z., Wu, Z., Schimmele, C. M., & Li, S. (2012). The effect of urbanization on China's fertility. *Population Research and Policy Review*, 31(3), 417-434.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, *115*(1), 53-74.
- Kao, C., Chiang, M. H., & Chen, B. (1999). International R&D spillovers: an application of estimation and inference in panel cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *61*(S1), 691-709.
- Kondo, A. (2016). The effects of recessions on family formation. IZA World of Labor. ISSN 2054-9571, *Institute for the Study of Labor (IZA)*, Bonn, Iss. 248, 1-10.
- Lee, R., & Mason, A. (2010). Fertility, human capital, and economic growth over the demographic transition. *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, *26*(2), 159-182.
- Liu, J., Xing, C., & Zhang, Q. (2020). House price, fertility rates and reproductive intentions. *China Economic Review*, 62, 101496.
- Miljkovic, D., & Glazyrina, A. (2015). The impact of socio-economic policy on total fertility rate in Russia. *Journal of Policy Modeling*, 37(6), 961-973.
- Mocan, N. H. (1990). Business cycles and fertility dynamics in the United States. *Journal of Population Economics*, 3(2), 125-146.
- Orsal, D. D. K., & Goldstein, J. R. (2010, April). The increasing importance of economic conditions on fertility. In Annual Meeting of the Population Association of America, Dallas, Texas. Max Planck Institute for Demographic Research. *Working paper, WP 2010-014*, 1-15.
- Pan, J. N., & Yang, Y. J. (2020). The impact of economic uncertainty on the decision of fertility: Evidence from Taiwan. *The North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101090.
- Rosenfeld, R. A. (1996). Women's work histories. *Population and Development Review*, *22*, 199-222.
- White, M. J., Muhidin, S., Andrzejewski, C., Tagoe, E., Knight, R., & Reed, H. (2008). Urbanization and fertility: An event-history analysis of coastal Ghana. *Demography*, *45*(4), 803-816.
- Willis, R. J. (1973). A new approach to the economic theory of fertility behavior. *Journal of political Economy*, *81*(2, Part 2), S14-S64.
- Wright, R. E. (1989). The Easterlin hypothesis and European fertility rates. *Population and Development Review*, 107-12


[ Downloaded from ejip.ir on 2026-11-12 ]