نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۰
سال بیست و نهم، زمستان ۱۴۰۰، صفحه ۳۷۵ - ۳۲۱

تأثیر آسیب‌های اجتماعی بر اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی: رویکرد DSGE

امین بیرانوند
کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)
beiranvand.amin@gmaail.com
محبوبه دلفان
استادیار علوم اقتصادی دانشگاه لرستان
m.delfan66@gmail.com

هدف از این پژوهش بررسی تأثیر وجود آسیب‌های اجتماعی (طلاق، جرم و اعتیاد) در جامعه بر اثربخشی اعمال سیاست‌های مالی و پولی است، برای دستیابی به این مهم با بهره‌گیری از ادبیات الگوهای رشد درون‌زا، روابط کارگزاران اقتصادی در قالب مدل تعادل عمومی تصادفی پویا تبیین شد. در مدل DSGE موردنظر بهره‌وری نیروی کار و سرمایه انسانی عامل اساسی رشد اقتصادی بیان‌شده و آسیب‌های اجتماعی یکی از عوامل اساسی استهلاک در انباشت سرمایه انسانی فرد در جامعه در نظر گرفته شدند. برای سنجش اثر آسیب‌های اجتماعی بر اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی دو سناریو وجود و عدم وجود آسیب‌های اجتماعی در مدل تعریف گردد و سپس در هر یک از حالت‌های موجود، شوک‌های مالی و پولی به مدل اعمال گردید که نتیجه نشان دهنده کاهش اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی در شرایط وجود آسیب‌های اجتماعی در کشور است.

طبقه‌بندی JEL: O23, O47, E63
واژگان کلیدی: آسیب‌های اجتماعی، سیاست مالی، سیاست پولی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

تاریخ دریافت: ۱۵ / ۹ / ۱۴۰۰ تاریخ پذیرش: ۱۵ / ۱۲ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

۱. مقدمه

دستیابی به اهداف اقتصادی، مانند رشد تولید و کنترل تورم در دامنه‌های مورد هدف، همراه با افزایش سرمایه‌گذاری و اشتغال، موضوعات مهم سیاست‌های اقتصاد کلان را تشکیل می‌دهند. با توجه به آنکه سیاست‌های پولی و مالی از جمله مهم‌ترین ابزارهای ثبات‌سازی اقتصاد در راستای اهداف فوق هستند. بسیاری از اقتصاددانان براساس تجربیات دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ به این باور رسیده‌اند که سیاست‌های مناسب اقتصاد کلان به یک رشد بلندمدت پایدار رهنمون خواهند شد. لیکن برخی صاحب‌نظران از جمله فیشر[1] (۱۹۹۳) با ارائه چارچوب اقتصاد کلان که رشد را تضمین می‌کند، بر بحث نااطمینانی نیز تأکید دارند بدین‌صورت که دولتی که کسری بودجه بالا داشته و یا امکان بروز نرخ تورم بالا را فراهم می‌کند، امکان کنترل و نظارت را از دست داده و در فضای کسب وکار نااطمینانی ایجاد می‌نماید (فیشر ۱۹۹۳). بنابراین یکی از موضوعاتی که می‌تواند مورد توجه قرارگیرد میزان اثربخشی سیاست‌های اقتصاد کلان اعمال شده‌است. از این‌رو این سؤال قابل طرح است که چه عواملی باعث اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی در جوامع مختلف می‌شود و چرا در برخی موارد نتایج به‌دست آمده از سیاست‌های اعمال شده تا حدود زیادی کمتر از آن چیزی است که انتظار می‌رفت؟ برای پاسخ به این قبیل سؤالات نظریه‌های مختلفی ارائه شده است و این نظریه‌ها عوامل مختلفی را برشمرده‌اندکه به‌عنوان نمونه در ارتباط با عوامل مؤثر بر اثربخشی سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی، از مؤلفه‌هایی مانند اشتغال در اقتصاد، شفافیت دولت، ترکیب هزینه‌های دولت و یا حتی اندازه دولت نام برده شده است (کاسلاکی و تاگکالکیس[2] ۲۰۱۶ ؛ همینگ و همکاران[3]، ۲۰۰۲). همچنین در برخی دیگر از مطالعات تجربی نیز بر نقش بدهی‌های دولت (آماتو و ترونزانو[4]، ۲۰۰۰) و چارچوب نهادی مانند وضعیت فساد، آزادی اقتصادی، دموکراسی بر اثربخشی

1. Fischer
2. Kasselaki and Tagkalakis
3. Hemming et al.
4. Amato and Tronzano

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

سیاست‌های مالی تأکید شده‌است (گوش و نیانیدیس[1]، ۲۰۱۷؛ ایوانیا، مورموراس و رانگازاس[2] ۲۰۱۶؛ مارتینز- وازکز و همکاران[3]، ۲۰۰۷؛ بالداچی و همکاران[4]، ۲۰۰۴). در ارتباط با اثربخشی سیاست‌های پولی نیز عوامل مختلفی بیان شده است که می‌توان به توسعه مالی(هوروات و همکاران[5]، ۲۰۰۶؛ رز و گرتلر[6]، ۱۹۹۶) تااطمینانی (استویت، ناتویک و سولا[7]، ۲۰۱۳) و نابرابری (ونیا، لوین و کوجوکارو[8]، ۲۰۱۷) اشاره کرد. با این وجود کمتر مطالعه‌ای وجود دارد که به بررسی نقش آسیب‌های اجتماعی بر اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی بپردازد. درگاهی و بیرانوند (۱۳۹۸) پیش‌تر در مطالعه‌ای بر نقش آسیب‌های اجتماعی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند و ادله‌ای در تأیید اثر منفی گسترش آسیب‌های اجتماعی مانند تضعیف استحکام بنیان خانواده از طریق طلاق و همچنین افزایش جرم و اعتیاد در جامعه از کانال کاهش سرمایه انسانی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی یافته‌اند. در ادامه آن مطالعه، پژوهش حاضر تلاش دارد به بررسی این موضوع بپردازد که آیا آسیب‌های اجتماعی موجود در جامعه می‌توانند از کانال کاهش سرمایه انسانی به‌عنوان عامل تحدیدکننده مکانیزم انتقال اثر سیاست‌های مالی و پولی عمل کنند یا خیر؟ در توجیه اثرگذاری مستقیم آسیب‌های اجتماعی بر سرمایه انسانی می‌توان به کانال‌های استهلاک سرمایه انسانی، جلوگیری از انباشت سرمایه انسانی و همچنین کاهش بهره‌وری، به دلیل اختلال در تخصیص بهینه منابع، به ویژه تغییر ترکیب هزینه‌های دولت و همچنین ایجاد اضطراب و بیماری‌های جسمی و روانی تأکید داشت (درگاهی و بیرانوند، ۱۳۹۸).

پژوهش حاضر در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و با تأکید بر نقش سرمایه انسانی در الگوی رشد درون‌زا، به بررسی اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی در صورت وجود آسیب‌های اجتماعی در ایران می‌پردازد. در این پژوهش از شاخص ترکیبی آسیب‌های اجتماعی،

1. Ghosh and Neanidis
2. Ivanyna, Mourmouras, and Rangazas
3. Martinez-Vazquez et al.
4. Baldacci et al.
5. Horvat et al.
6. Rose and Gertler
7. Aastveit, Natvik and Sola
8. Voinea, Lovin and Cojocaru

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

براساس نرخ‌های طلاق، اعتیاد و جرم، استفاده شده است[۱]. در ادامه، بخش دوم این پژوهش به مبانی نظری و تجربی موضوع می‌پردازد. در بخش سوم الگوی پژوهش تصریح می‌شود. در بخش چهارم پس از اعتبارسنجی الگو به بررسی اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی پرداخته خواهد شد. بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری و شواهد تجربی

۲-۱. سیاست‌های اقتصادکلان

مطالعات زیادی در باب میزان اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی انجام شده است که در ادامه به مرور ادبیات موجود در این زمینه پرداخته می‌شود.

۲-۱-۱. سیاست‌های مالی

فعالیت‌های بودجه‌ای یکی از کانال‌های اثرگذاری دولت بر رشد اقتصادی است. پرداخت‌های انتقالی، سرمایه‌گذاری‌های دولتی و ارائه کالای عمومی اجزاء اصلی هزینه‌های دولت را تشکیل می‌دهند. از سوی دیگر منابع و درآمدهای دولت شامل درآمدهای مالیاتی و درآمدهای حاصل از فروش کالا و خدمات است. در حالتی که درآمدها با هزینه‌های عمومی برابر باشد تعادل در بودجه وجود دارد. اما عدم تعادل در بودجه می‌تواند اثر کاهنده بر رشد داشته باشد. از جمله این آثار منفی می‌توان به آثار تورمی ناشی از نحوه تأمین کسری بودجه اشاره کرد. اگر چه انتظار می‌رود هزینه‌های دولت در ارائه کالای عمومی، پرداخت‌های انتقالی و سرمایه‌گذاری بر رشد اثر مثبت داشته باشد لیکن از آنجا که مخارج عمومی نیازمند تأمین مالی است و تأمین مالی فعالیت‌های دولت، منجر به کاهش پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود، بزرگ شدن اندازهٔ دولت، به صورت توأمان ساز و کارهایی را در جهت تقویت و تضعیف رشد فعال می‌نماید. برای سطح معینی از جانشینی (و یا مکمل بودن) مخارج عمومی و خصوصی، رشد اقتصادی ابتدا با افزایش مخارج دولتی، افزایش می‌یابد و سپس از مرحله‌ای به دلیل مسلط شدن ساز و کارهای اختلال‌زای نقش دولت در سطوح

---

۱ . برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: درگاهی و بیرانوند (۱۳۹۷).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

بالای مخارج دولت، رابطه این دو منفی خواهد بود. بارو[1] (۱۹۹۱) در مطالعهٔ تجربی خود، از اطلاعات نود و هشت کشور در سال‌های ۸۵-۱۹۶۰ استفاده کرد و با استفاده از یک رابطه غیرخطی اثر مخارج دولت را بر رشد اقتصادی بررسی کرد. نتایج وی رابطه غیرخطی (به شکل U معکوس) معنادار میان رشد اقتصادی و هزینه‌های دولت را نشان داد. در مدل بارو همچنین هزینه‌های دولت در آموزش و پرورش اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند، اما نسبت هزینه‌های دولت به جز آموزش و دفاع به کل تولید داخلی با علامت منفی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد (نیلی و همکاران، ۱۳۹۱).

تأمین هزینه‌های دولت به منظور عرضهٔ کالاهای عمومی (نظیر تأمین امنیت، بهداشت عمومی، آموزش و...) از نظر تأمین رشد مستمر از اهمیت زیادی برخوردار است. عرضه کالای عمومی سبب ارتقاء کارایی در تخصیص منابع می‌شود دفاع از حقوق مالکیت و بهبود زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی از جمله کالاهای عمومی است که بر رشد اقتصادی مؤثر است. با فواید عنوان شده از کالای عمومی این سؤال مطرح می‌شود که چه میزان از منابع جامعه برای تولید کالای عمومی تخصیص یابد؟ جامعه به چه میزان از هر نوع کالای عمومی نیاز دارد؟ مخارج دولت علاوه بر ارائه کالاهای عمومی در پرداخت‌های انتقالی نیز صرف می‌شود. پرداخت‌های انتقالی شامل سیستم بازنشستگی، پرداختی به بیکاران، یارانه‌ها، بیمه‌های اجتماعی و ... است. تمامی این فعالیت‌ها می‌تواند بر رشد، کارایی اقتصادی و رفاه اجتماعی اثر داشته باشد. نتایج مطالعه نیلی و همکاران (۱۳۹۱) نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، رابطه U معکوس بین هزینه‌های کل دولت و رشد اقتصادی مورد تأیید است. نکته مهم آنکه اگرچه اندازه دولت در حوزه فعالیت‌های بودجه‌ای کوچک‌تر از اندازه بهینه است ولی مقدار شاخص اختلال دخالت‌های دولت در حوزه سیاست‌گذاری و تنظیمات بیش از متوسط است. همچنین در میان هزینه‌های دولت رابطه میان هزینه‌های عمرانی و رشد اقتصادی مثبت و رابطه میان هزینه‌های جاری و رشد اقتصادی منفی است. با این حال اجزاء هزینه‌های جاری دولت اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد به طوری که نتایج به دست آمده حاکی از آن است که رابطه مثبت معنادار میان هزینه‌های جاری دولت در امور سرمایه انسانی، مانند بهداشت و آموزش و تأمین

1. Barro

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اجتماعی، و رشد اقتصادی وجود دارد. در مقابل رابطه میان هزینه‌های جاری دولت در سایر امور و رشد اقتصادی به شکل U معکوس است.

برای بررسی اثر فعالیت‌های بودجه‌ای دولت به صورت کامل، بررسی بخش هزینه به تنهایی کافی نیست و باید نحوه تأمین مالی بودجه نیز بررسی شود. نحوه تأمین مالی هزینه‌ها بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. افزایش مخارج دولت و تأمین آن از طریق کسری بودجه بر رشد اثر منفی دارد. یکی از مشخص‌ترین کانال‌های ارتباطی میان سیاست‌های مالی و رشد اقتصادی، سیاست‌های مالیاتی است. این ارتباط از اثر مالیات بر تخصیص منابع ناشی می‌شود. چرا که مالیات‌ها به طور معمول خنثی نیستند و تصمیمات تخصیصی عاملین اقتصاد در مواردی نظیر انتخاب بین ساعات کار و استراحت، رفتار مصرف و پس‌انداز، سوددهی نسبی صنایع مختلف، در هنگام پرداخت و عدم پرداخت مالیات متفاوت است. لذا مالیات در روند اقتصادی اختلال ایجاد می‌کند. این امر به طور معمول به بار اضافی که مالیات ایجاد می‌کند باز می‌گردد. کانال دیگری که سبب می‌شود سیاست‌های مالیاتی اثر معناداری بر انباشت منابع و بهبود تکنولوژی ایفا کند قوانینی است که نحوه دریافت مالیات را تبیین می‌کند. انگیزه‌های مالیاتی بسیاری را در قالب این قوانین می‌توان عنوان کرد که بر رشد اقتصادی مؤثر است.

دولت‌ها علاوه بر جمع‌آوری مالیات، از طریق فروش دارایی‌های خود نیز کسب درآمد می‌کنند. برای مثال در اقتصاد نفتی ایران می‌توان به درآمدهای نفتی اشاره کرد. مطالعات بسیاری به تحلیل اثر درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. افزایش درآمدهای نفت در کوتاه‌مدت به دلیل فراهم آوردن منابع بیشتر بر رشد اقتصاد اثر مثبت بر جای می‌گذارد. اما مطالعات انجام شده در چارچوب نحسی منابع طبیعی حاکی از این امر است که کشورهایی که دارای منابع طبیعی هستند، به دلیل اثرات اقتصادی و سیاسی وابستگی به وفور منابع طبیعی از جمله بیماری هلندی، بی‌توجهی به آموزش و تمایل به فعالیت‌های رانت‌جویانه، در بلندمدت رشد اقتصادی مطلوبی ندارند.[1] در اقتصاد ایران درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی دارای

۱. برای آشنایی بیشتر با این موضوع مراجعه کنید به ساچز و وارنر (۱۹۹۵).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اثر مثبت است. با این حال بر اساس ادبیات رشد مبتنی بر وفور منابع طبیعی، افزایش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت در سال‌های رونق نفتی از کانال‌های مختلف اقتصادی، سیاسی و اجتماعی بر رشد اقتصادی اثر منفی داشته باشد.

۲-۱-۲. سیاست‌های پولی

سیاست پولی یک مفهوم با استنباط کلی از ظرفیت‌ها، توان و ابزارهای نهاد سیاست‌گذار پولی و فرایند اعمال سیاست و تأثیر آن بر متغیرهای عمده اقتصادی است. در قالب این دیدگاه، وظیفه نهاد سیاست‌گذار پولی به حداکثر رساندن رشد اقتصادی و کمک به ارتقاء سطح زندگی و رفاه است. بنابراین مشروعیت و مقبولیت سیاست پولی در آن است که به بهبود شرایط اقتصادی کشور کمک مؤثری نماید. سؤال اصلی در این رابطه آن است که سیاست پولی چگونه می‌تواند به دسترسی به این هدف کمک کند؟ نگرش غالب آن است که هر چند کنترل تورم، هدف کلیدی نهاد سیاست‌گذار پولی است، اما با کنترل نرخ تورم و کاهش نااطمینانی می‌توان به رشد اقتصادی کمک نمود. تجربه اقتصاد جهانی نیز حاکی از آن است که احتمال دستیابی به اهداف بالا در کشورهایی که با کنترل نرخ تورم شرایط مناسب و با ثبات اقتصاد کلان ایجاد کرده اند، بالاتر است. بنابراین با این فرض که کنترل تورم در جهت دست یافتن به اهداف دیگر اقتصاد کلان است، میان مهم‌ترین اولویت سیاست‌گذار پولی و دیگر اهداف وی تعارض یا ناسازگاری نیست، اگرچه در کوتاه مدت، برخی از اهداف با یکدیگر رقیب باشند (جلالی نائینی، ۱۳۹۴).

اگرچه رشد عرضه پول بر مبادلات بازار مؤثر است ولی می‌تواند اثرات بازتوزیعی داشته باشد. افزایش عرضه پول، بدون تناسب با رشد بخش واقعی اقتصاد، منجر به تورم شده و اثرات منفی آن همه افراد را فرا می‌گیرد با این حال هزینه بار تورم برای افرادی که امکان جایگزینی پول داخلی را داشته باشند کمتر است. اثرات بازتوزیعی تورم زمانی بیشتر می‌شود که تورم برای عاملان اقتصادی غیرقابل انتظار باشد. در هرصورت تورم قابل پیش‌بینی و یا غیرقابل پیش‌بینی که از طریق افزایش عرضه پول ایجاد شود می‌تواند برحسب اثر بازتوزیع آن بسیار پرهزینه و ناکارا باشد (رودریک[1]، ۱۹۹۶).

1. Rodrik

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

در بسیاری از نظریه‌ها علاوه بر آثار ناکارایی بازتوزیع تورم، به این پدیده صرفاً به عنوان یک مالیات بر موجودی پول که بیشتر بر اساس بازتوزیع ثروت است نگاه می‌شود و توجه چندانی به بازتوزیع درآمد ایجاد شده در فرایند تولید درآمد نمی‌شود. در حالی که تورم از طریق توزیع نامناسب افزایش قیمت محصول بین عوامل مختلف تولید، عمل بازتوزیع درآمد را در بازار انجام می‌دهد. تورم به مفهوم افزایش سطح عمومی قیمت‌های محصول است و قانونی (اقتصادی یا غیراقتصادی) وجود ندارد که این افزایش قیمت را به گونه‌ای مناسب بین عوامل تولید توزیع کند. هرگاه عامل تولید خاصی سهم مناسب خود را از افزایش قیمت به دست نیاورد، سهم آن به عامل یا عوامل دیگر منتقل می‌شود. عواملی که سهم مناسب خود را از افزایش قیمت کسب نکنند بازندگان تورم و عواملی که بیش از سهم خود کسب کنند، برندگان این میدان هستند. بنابراین زمانی که درآمد پولی ایجاد شده از افزایش تورمی قیمت به گونه‌ای مناسب و بر اساس سهم فعلی عوامل تولید از درآمد بین آنها توزیع نشود، فرایند توزیع درآمد ناشی از تورم صورت خواهد گرفت. برای مثال، اگر وامی با نرخی کمتر از نرخ تورم داده شود عامل وام دهنده سهم مناسب خود را از افزایش قیمت به دست نخواهد آورد در حالی که وام‌گیرنده بیش از سهم خود دریافت خواهد کرد. این امر در خصوص دستمزدهای پولی نیز صادق است. اگر دستمزدها با نرخی کمتر از تورم رشد کنند، دستمزد واقعی کاهش و سود واقعی افزایش خواهد یافت. همچنین اگر قیمت مواد خام کاهش یافته و یا ثابت بماند در این صورت در فرایند تورم، فروشنده آن متضرر و فروشنده محصول نهایی منتفع خواهد گشت. تمامی این نفع و زیان‌ها به صورت واقعی محقق می‌گردند. بنابراین در بحث بازتوزیع تورم به عنوان اثر اختلال سیاست پولی سؤال مهم این است که اثر افزایش مداوم قیمت‌ها بر درآمد عوامل مختلف چیست؟ البته باید توجه داشت که افزایش عرضه پول خود می‌تواند محصول سیاست‌های دیگر باشد که سیاستمداران آن را برای اهداف خود مفید تشخیص داده‌اند. به‌ویژه افزایش حجم پول می‌تواند در اثر گسترش اعتبار ارزان برای گروه‌های ذینفع مختلف و یا برای بنگاه‌ها به منظور حفظ اشتغال باشد. تأمین کسری بودجه دولت برای حفظ و انجام مخارج عمومی علت دیگر ایجاد پول است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

نقش کلیدی سیاست پولی در اثرگذاری بر رشد، بستگی به ارتباط بین تورم و رشد دارد. نتایج مطالعات نشان می‌دهدکه از میان مکانیزم‌های اختلال‌زایی که سیاست پولی و تورم باعث کاهش کارآیی اقتصادی می‌شود سه مورد در ارتباط با رشد اقتصادی است. اول آنکه، حتی نرخ تورم قابل پیش‌بینی، در تخصیص منابع بین دوره‌ای اختلال ایجاد می‌کند زیرا نرخ بهره اسمی بالا در سرمایه‌گذاری و پس‌انداز تأثیر می‌گذارد. ثانیاً نرخ تورم غیرقابل پیش‌بینی منجر به عدم قطعیت بیشتر نسبت به تورم آینده شده که منجر به اثرات منفی بر تصمیمات اقتصادی با افق بلندمدت و افزایش هزینه ریسک در نرخ بهره می‌شود که به نوبه خود سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. ثالثاً به‌دلیل آنکه نرخ تورم بالا همراه با نوسانات زیاد قیمت‌های نسبی است، تفسیر نمودن سیگنال‌های قیمتی مشکل شده و اثر منفی بر تخصیص منابع بین بخشی دارد. نتایج کلی مطالعات تجربی نیز بیان‌کننده همبستگی تورم بالا با نرخ رشد پایین است. به عبارتی اگر سایر متغیرها ثابت فرض شوند تورم پایین‌تر منجر به رشد اقتصادی بالاتر خواهد شد و یا تفسیر ممکن دیگر آنکه کشورهای با تورم پایین تمایل بیشتری به داشتن سیاست‌های تشویق کننده رشد اقتصادی دارند.

بنابراین در تجزیه و تحلیل اقتصاد سیاسی رشد، بررسی چگونگی تصمیم نسبت به کلیت‌های پول و اعتبار و مکانیزم‌های محدودکننده آن دارای اهمیت است. با اعمال سیاست پولی باثبات توسط بانک مرکزی، عاملان اقتصادی می‌توانند در یک آینده قابل پیش‌بینی به قیمت‌های بازار اعتماد کنند. از این رو، سرمایه‌گذاری، پس‌انداز و طرح‌های بلندمدت آسانتر انجام می‌گیرد. در غیر این صورت آثار اختلال سیاست پولی از طریق ایجاد فضای نااطمینانی در اقتصاد نمایان می‌شود.

۳-۱-۲. مروری بر آثار سیاست‌های پولی و مالی در الگوهای کلان

در چارچوب نظری، اقتصاددانان در مورد خنثی بودن پول در بلندمدت اتفاق نظر نسبی دارند، بدین معنی که تکانه‌های پولی دلیل تغییرات دائمی در بخش حقیقی اقتصاد نیست. لیکن در مورد اثرات کوتاه مدت، با توجه به فروض مختلف در مورد شرایط اقتصادی، نتایج می‌تواند متفاوت باشد. بر اساس برخی دیدگاه‌ها، سیاست‌ها و تکانه‌های پولی در کوتاه مدت اثرات حقیقی در اقتصاد دارند

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

و به اعتقاد برخی دیگر، سیاست‌های پولی حتی در کوتاه مدت نیز خنثی هستند (والش[1]، ۲۰۱۰). در حالی که اقتصاددانان کلاسیک به خنثی بودن پول معتقد بودند، کینزین‌ها بر این باور هستند که با اعمال سیاست‌های پولی انبساطی، وجوه قابل وام دادن بانک‌ها افزایش و لذا نرخ بهره کاهش می‌یابد. در این شرایط مخارج سرمایه‌گذاری و سایر مصارف وابسته به نرخ بهره، افزایش خواهد یافت که این امر به تحریک تولید منجر می‌شود (اسنودان و وین[2]، ۲۰۰۵). در واقع کینز (۱۹۳۶) اولین اقتصاددانی بود که در چارچوب یک الگوی نظری کلان چگونگی و اهمیت اثر حجم پول و نرخ بهره را بر بخش حقیقی اقتصاد نشان داد. پول گرایان در دهه ۱۹۶۰ میلادی به دنبال تأیید تجربی اثر قوی حجم پول بر متغیرهای کلان اقتصاد بودند. بر اساس مشاهدات آماری فریدمن و شوارتز[3](۱۹۶۳)، رشد حجم پول باعث ایجاد نوسانات چرخه‌ای در اقتصاد می‌شود.

الگوی تلفیقی فریدمن با فرض انتظارت تطبیقی (الگوی نئوکینزین‌ها – نئوکلاسیک ها) مراوده بین تولید و تورم را در کوتاه مدت نشان داد به طوری که اگرچه رشد حجم پول در کوتاه مدت بر تولید و اشتغال مؤثر است ولی در بلندمدت مطابق با نظریه کلاسیک‌ها، بی‌تأثیر بوده و فقط منجر به تورم می‌شود. علت این امر، وجود توهم پولی در کوتاه مدت بر اساس تثبیت قیمت‌های انتظاری و در نتیجه افزایش دستمزدهای حقیقی مورد انتظار برای خانوارها، و افزایش اشتغال و تولید است. همچنین حجم حقیقی پول افزایش می‌یابد به عبارت دیگر اثر تورمی سیاست پولی انبساطی به‌طور کامل در کوتاه مدت محقق نمی‌شود. با کاهش نرخ بهره تقاضا برای انواع دیگر دارایی‌ها و همچنین کالاها و خدمات افزایش می‌یابد. نتیجه آن که در کوتاه مدت اجرای سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش درآمد حقیقی، تولید حقیقی و اشتغال می‌شود که البته با افزایش قیمت‌ها همراه است. به عبارت دیگر بین تولید و سطح قیمت‌ها مراوده (بده-بستان) وجود دارد. اما با افزایش سطح قیمت‌ها در کوتاه مدت، قیمت‌های انتظاری نیز مطابق با انتظارات تطبیقی به تدریج شروع به افزایش می‌کند که این امر موجب انتقال منحنی عرضه نیروی کار و به تبع آن انتقال منحنی عرضه کوتاه‌مدت، که متناظر با منحنی فیلیپس

1. Walsh
2. Snowdon and Vane,
3. Friedman and Schwartz

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

کوتاه‌مدت است، به سمت چپ می‌شود. در بلندمدت با حذف توهم پولی، میزان تولید و اشتغال مجددا به سطح اشتغال کامل کاهش ولی سطح عمومی قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی افزایش می‌یابد. حجم حقیقی پول نیز ثابت مانده و رشد عرضه اسمی پول با رشد قیمت‌ها برابر می‌شود. نتیجه آن که در بلندمدت، شرایط کلاسیکی برقرار است و سیاست پولی بر متغیرهای اسمی تأثیر داشته ولی بر بخش حقیقی اقتصاد بی تأثیر است. به‌عبارت دیگر پول در بلندمدت خنثی است.

اقتصاددانان کلاسیک جدید همانند لوکاس[1] (۱۹۷۲) و سارجنت و والاس[2] (۱۹۷۵) با تکیه بر انتظارات عقلایی و با فرض انعطاف پذیریرکامل قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی، استدلال می‌کنند که فقط تغییرات پیش بینی نشده تکانه‌های پولی بر اقتصاد اثرگذار بوده و سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده بر بخش حقیقی اقتصاد بی تأثیر است. از اوایل دهه ۱۹۸۰ کلاسیک‌های جدید به سمت الگوهای چرخه تجاری حقیقی گرایش یافتند. کیدلند و پرسکات[3] (۱۹۸۲) بیان کردند که تکانه‌های پولی در ایجاد نوسانات اقتصادی نقشی ندارد. در الگوهای پایه‌ای این رویکرد، بازارها کامل فرض می‌شود، اثرات خارجی وجو ندارد و اختلالات از نوع تکانه‌های بهره وری است. انتخاب مصرف، عرضه نیروی کار و مقدار تولید بر اساس انتخاب بهینه خانوارها و بنگاه‌ها تعیین می‌شود. بنابراین چرخه‌های اقتصادی بهینه بوده و بهترین واکنش افراد به تکانه‌ها را نشان می‌دهد.

یکی از فروض بی‌تأثیری سیاست‌های پیش‌بینی شده در الگوی کلاسیک‌های جدید این است که عاملان اقتصادی می‌توانند نسبت به مجموعه اطلاعاتی خود اقدام کنند. حال اگر شرایطی باشد که برای مثال عاملان بخش خصوصی نتوانند به اطلاعات جدید، از طریق تغییرات مصرف، تصمیمات مربوط به دستمزد و عرضه نیروی کار و... سریع‌تر از سیاست‌های کنترلی دولت پاسخ دهند، در این حالت سیاست‌های ثبات سازی دولت، حتی با وجود انتظارات عقلایی، می‌تواند اثر حقیقی داشته باشد. این نظریه توسط فیشر (۱۹۷۷) و فلپس و تیلور[4] (۱۹۷۷) در چارچوب الگوی کینزین‌های جدید توسعه یافت. در این الگو فرض رقابت کامل با رقابت ناکامل جایگزین می‌شود

1. Lucas
2. Sargent and Walace, N
3. Kydland and Prescott
4. Phelps and Taylor

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

و نوعی چسبندگی اسمی در بازار کالا و بازار نیروی کار لحاظ می‌شود. در این الگو سیاست پولی بر تولید و اشتغال در کوتاه مدت و میان مدت مؤثر است.

با توجه به آن که در گذشته عمده تحلیل‌های اثربخشی انواع تکانه‌های پولی و مالی در قالب الگوهای کلان سنجی ارایه می‌شد، با مطرح شدن نقد لوکاس (۱۹۷۶) و متعاقب آن نقد سیمز[1] (۱۹۸۰) به این الگوها، نسل جدیدی از تحلیل‌ها در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس روش کیدلند و پرسکات (۱۹۹۱ و ۱۹۹۶) مطرح شد. در این مدل‌ها بر اساس رفتار کارگزاران مختلف اقتصادی که با توجه به توابع هدف و قیود هر یک بهینه یابی می‌شود، نوسانات اقتصادی در واقع پاسخ بهینه کارگزاران به تکانه‌های مختلف است. همچنان‌که بیان شد، کلاسیک‌های جدید تحت نظریه ادوار تجاری حقیقی، با فرض کامل بودن بازارها و وجود انتظارات عقلایی، نشان می‌دهند که دلیل اصلی نوسانات اقتصادی، تکانه‌های حقیقی است و لذا در این الگوها، تکانه‌های سیاست پولی بی تأثیر است (کیدلند و پرسکات، ۱۹۹۰). در مقابل کینزین‌های جدید، با استدلال چسبندگی قیمت و دستمزدها و همچنین وجود رقابت ناقص در بازارها، نشان می‌دهند که سیاست‌های پولی و مالی مؤثر خواهد بود (وودفورد و والش[2]، ۲۰۰۵). در ادامه برخی از مطالعات تجربی در این حوزه بررسی می‌شود.

بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و رویکرد کینزین‌های جدید، با در نظر گرفتن شکل‌گیری عادات مصرفی، هزینه تعدیل انباشت سرمایه و ظرفیت تولید متغیر توسط اسمیتز و ووترز[3] در سال ۲۰۰۳ انجام شده است. این مدل با استفاده از اطلاعات هفت متغیر کلیدی اقتصاد کلان، شامل تولید ناخالص داخلی، مصرف، سرمایه‌گذاری، قیمت‌ها، دستمزدهای حقیقی، اشتغال و نرخ بهره اسمی تخمین زده شده است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی کارایی و تأثیرگذاری کمتری نسبت به سیاست‌های مالی دارند. مطالعه تأثیر تکانه‌های پولی بر بخش کلان

1. Sims
2. Woodford and Walsh
3 .Smets and Wouter

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اقتصاد در ایالات متحده بر پایه الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی توسط ژویلارد و همکاران[1] (۲۰۰۶) انجام شده است. در این بررسی، پارامترهای قاعده سیاستی نرخ بهره به نحوی محاسبه شده که میانگین غیرشرطی تابع مطلوبیت، حداکثر شود. نتایج نشان می‌دهد که تکانه پولی به کاهش تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و دستمزد حقیقی منجر شده و نرخ بهره را افزایش داده است. در حالی که تکانه مخارج دولتی باعث افزایش تولید، نرخ بهره، تورم و دستمزد حقیقی شده و کاهش سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی را در پی داشته است. در کشور اسپانیا بوریل و همکاران[2] (۲۰۱۰) بر پایه الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و رویکرد کینزین‌های جدید، تأثیر تکانه‌های پولی و مالی را بر متغیرهای کلان اقتصادی با در نظر گرفتن چسپندگی‌های حقیقی و اسمی و باز بودن اقتصاد بررسی کرده‌اند. با استفاده از رویکرد تخمین بیزین در تعیین پارامترهای مدل، نتایج حاصل از حل مدل نشان داد که تکانه تکنولوژی تولید باعث افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، تکانه مخارج مصرفی دولت و تکانه پولی به کاهش مصرف حقیقی و سرمایه‌گذاری منجر شده و سطح قیمت‌ها را افزایش داده است. رابینسون[3] (۲۰۱۳) در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، تأثیر تکانه‌های پولی، تکنولوژی و تکانه‌های ترجیحات را بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور استرالیا بررسی کرد. وی برای برآورد معادلات از روش خودرگرسیون برداری بیزی استفاده کرد. نتایج بیانگر آن است که تکانه پولی به افزایش تورم و کاهش تولید و تکانه تکنولوژی، به افزایش تولید و کاهش تورم منجر شده‌اند.

یکی از نکاتی که در مدلسازی‌های جدید برای تحلیل سیاست‌های اقتصادی لحاظ می‌شود، در نظر گرفتن نقشی برای واسطه گر وجوه مالی یا بخش بانکی، علاوه بر بخش‌های اصلی مانند خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و سیاست‌گذار پولی است. برخی از مدل‌هایی که به ویژه تا قبل از بروز بحران مالی ۲۰۰۷ در چارچوب مدل‌های نئوکینزین‌ها استفاده می‌شدند، به صورت ضمنی بازارهای مالی را کامل و کارآ فرض می‌کردند. لیکن بروز این بحران، نقش بخش مالی و در نظر گرفتن

1. Juillard et al.
2. Burriel et al.
3. Robinson et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

تعاملات آن با بخش حقیقی را بیش از گذشته مطرح کرده است. مطالعات مختلفی نشان داده است که لحاظ بخش بانکی، کانال‌های جدیدی برای اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اقتصادی فراهم کرده است (گودفرند و مک کالوم[1]، ۲۰۰۷).

در ادامه به مطالعات انجام شده در داخل اشاره می‌شود. در مطالعه بهرامی و قریشی (۱۳۹۰) یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای تبیین سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران طراحی شده است که در آن سیاست‌گذار پولی قادر به تصمیم‌گیری درخصوص انتخاب یکی از دو هدف کنترل نرخ تورم و یا کنترل نرخ ارز برای هدایت سیاست پولی است. ابزارهای بانک مرکزی برای دستیابی به این دو هدف شامل کنترل اعتبارات اعطایی پرداختی و دخالت در بازار ارز است. نتایج الگو پس از کالیبراسیون پارامترها حاکی از آن است که در صورت بروز شوک درآمد نفتی، سناریوی هدف‌گذاری تورم نوسان کمتری در متغیرهای مصرف، تولید غیرنفتی، اشتغال، نرخ تورم و حجم پول ایجاد می‌کند. همچنین در صورت بروز شوک تکنولوژی، نوسانات متغیرهای مصرف، اشتغال و حجم پول میان دو سناریو تفاوت چندانی ندارد، اما سناریوی هدف‌گذاری تورم نوسان کمتری در تولید غیرنفتی و تورم ایجاد می‌نماید.

مطالعه زمان زاده و جلالی نائینی (۱۳۹۱) با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویای نوکینزی، الگوسازی سلطه مالی و تحلیل سازوکار انتشار تکانه‌های مالی در اقتصاد ایران را ارائه می‌دهد. نتایج حاصل نشان می‌دهد که یک سیاست مالی انبساطی تأمین مالی شده از طریق بدهی به بانک مرکزی، به ایجاد یک چرخه کامل تجاری (رونق و رکود) در بخش واقعی همراه با یک دوره تورمی می‌انجامد، در حالی که یک سیاست انبساطی مالی که با تکانه نفتی همراه می‌شود، به ایجاد یک چرخه تورمی، همراه با یک دوره رونق در بخش واقعی اقتصاد منتهی می‌گردد.

فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید، به بررسی تکانه‌های مختلف فناوری، پولی، نفت و مخارج دولت پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که توابع عکس العمل آنی متغیر تورم در برابر همه تکانه‌ها به جز تکانه فناوری افزایش

1. Goodfriend and McCallum

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

یافته و تولید غیرنفتی نیز در برابر تکانه‌های فناوری، قیمت نفت و مخارج دولت افزایش می‌یابد. در مطالعه شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی، قاعده پولی بهینه برای بانک مرکزی با در نظر گرفتن چهار معادله تقاضای کل، عرضه کل، قیمت نفت و رابطه تیلور در مکانیزم انتقال پولی استخراج شده است. نتایج آنها نشان می‌دهد نرخ رشد حجم پول اثری بر شکاف تولید نداشته و به طور کامل در انتظارات تورمی انعکاس می‌یابد.

ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۵) با برآورد یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی را با در نظر گرفتن بخش مسکن برای اقتصاد ایران نشان دادند که افزایش نرخ رشد حجم پول باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن می‌شود.

درگاهی و هادیان (۱۳۹۵) آثار تکانه‌های پولی ومالی در اقتصاد ایران را با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کرده‌اند. در این مطالعه با توجه به برجسته شدن آثار و تحولات بخش مالی بر بخش حقیقی به ویژه طی دهه گذشته، علاوه بر ارکان اصلی مدل مانند خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و مقام پولی، بخش بانکی نیز، با در نظر گرفتن ویژگی‌های آن مانند بحث مطالبات معوق و افزایش سهم دارایی‌های ثابت در ترازنامه بانک‌ها که باعث کاهش قدرت وام دهی آنها می‌شود، اضافه شده است. نتایج حاصل از توابع عکس العمل متغیرهای مدل حاکی از آن است که کاهش نسبت سپرده قانونی با اثرگذاری بر ترازنامه بانکی و افزایش قدرت وام دهی آنها، منجر به کاهش استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی شده و با کاهش نرخ بهره وام‌ها و افزایش اعتبارات اعطایی، موجب تحریک تولید و رشد خفیف آن می‌شود. تورم نیز در دوره اول افزایش یافته ولی با کاهش آن در دوره‌های آتی به سوی مقادیر تعادل پایدار برمی‌گردد. همچنین تکانه افزایش مخارج عمرانی دولت، باعث بروز کسری بودجه و افزایش نرخ بهره می‌شود. در این شرایط با افزایش محدودیت‌های اعتباری، مصرف و سرمایه‌گذاری در ابتدا کاهش می‌یابد. لیکن، در ادامه با تبدیل تدریجی مخارج عمرانی به موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری خصوصی افزایش یافته و از طرف دیگر به دلیل نقش آن در بهروری عوامل تولید، تولید افزایش می‌یابد. به همین ترتیب، مصرف در مرحله اول اندکی کاهش یافته و به تدریج افزایش و مجدداً به سطح تعادل پایدار خود برمی‌گردد. همچنین با افزایش مخارج کل، تورم در ابتدا افزایش یافته ولی طی دوره‌های آتی به تدریج به سمت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

مقدار تعادلی کاهش می‌یابد. این نتایج بیانگر آن است که منظور کردن بخش بانکی در تحلیل مکانیسم‌های انتقال سیاست‌های اقتصادی و آثار تکانه‌های مختلف بر ترازنامه بانک‌ها و کانال نرخ بهره تسهیالت اعطایی، اطلاعات بیشتری برای سیاست‌گذار به همراه دارد که در مدل‌های کلان رقیب و حتی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استاندارد وجود ندارد.

صالحیان بهروز و عرفانی (۱۳۹۷) آثار تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی در ایران را با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که به علت وجود فرض چسبندگی قیمت‌ها یک سیاست پولی انبساطی درقالب افزایش پایهٔ پولی می‌تواند متغیرهای حقیقی چون مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید را در کوتاه مدت افزایش دهد. اما در بلندمدت با تعدیل سطح قیمت‌ها پدیدهٔ خنثایی پول وجود دارد. اشرفی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثرات مخارج دولت بر رفاه در ایران نشان دادند که تکانه مثبت مخارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت موجب افزایش تولید و کاهش مصرف در اقتصاد ایران خواهد شد. همچنین این فرایند با اثر برون رانی است.

۲-۲. سرمایه انسانی و آسیب‌های اجتماعی

ادبیات اقتصادی کمتر به بررسی مکانیزم اثرگذاری آسیب‌های اجتماعی بر رشد اقتصادی پرداخته است و پژوهشگران بیشتر تمایل به تحلیل و بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری شاخص‌های اقتصادی بر شاخص‌های اجتماعی داشته‌اند. این در حالی است که آسیب‌های اجتماعی نیز، از کانال کاهش سرمایه انسانی و بهره‌وری، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در ادامه برخی مکانیزم‌های اثرگذاری آسیب‌های اجتماعی موردمطالعه در این پژوهش، یعنی طلاق، اعتیاد و جرم، بر رشد اقتصادی مرور می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

۱-۲-۲. طلاق[۱]

در ارتباط با مکانیزم اثرگذاری طلاق بر سرمایه انسانی به دو کانال کاهش انباشت سرمایه انسانی و استهلاک سرمایه انسانی اشاره شده است. مورگان، کیتسون و مرگان[۲] (۱۹۹۰) بیان می‌کنند که درآمد زنان به دنبال طلاق کاهش شدید را تجربه می‌کند، حال چنانچه بعد از طلاق فرزندان با مادر خود زندگی کنند احتمالاً به خانه‌ای ارزان‌تر در مناطق فقیرتر نقل مکان کرده که با توجه به تفاوت در مناطق، همسایگانی نامناسب‌تر خواهند داشت، همچنن فرزندان به مدارسی با کیفیت پایین‌تر، خدمات درمانی و بهداشتی پایین و از دست دادن مزایایی از قبیل مسافرت تفریح و... مواجه می‌شوند که این تغییرات به کاهش سرمایه انسانی کودکان در آینده منجر می‌شود. از سوی دیگر طلاق با از بین بردن صرفه‌های ناشی از ازدواج موجب کاهش بهره‌وری و انباشت سرمایه انسانی می‌گردد. صرفه‌های ناشی از ازدواج به تخصصی‌سازی وظایف در درون خانواده اشاره دارد (گری[۳]، ۱۹۷۷). از دیگر چالش‌های طلاق می‌توان به آثار روان‌شناختی آن تأکید کرد. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که طلاق منجر به افسردگی، اضطراب و زندگی پر تنش می‌گردد که همه این موارد منجر به کاهش بهره‌وری افراد می‌شود (درگاهی، قاسمی و بیرانوند، ۱۳۹۷).

۲-۲-۲. جرم[۴]

وقوع جرائم سرمایه انسانی را از کانال کاهش احساس امنیت و اعتماد در جامعه کاهش داده و باعث کاهش بهره‌وری می‌گردد. همچنین جرائم بر انگیزه افراد برای انباشت سرمایه‌های فیزیکی و انسانی نیز اثرگذار است. در محیط اجتماعی جرم‌خیز احتمال آنکه افراد در مسیر قانونی رشد کرده و نیروی کار خود را صرف مشاغل قانونی نمایند کاهش می‌یابد. همچنین فرد امکان دارد زمان خود را بیشتر صرف کسب مهارت در مشاغل غیرقانونی نماید که مانع از افزایش سرمایه انسانی در بخش قانونی

---

۱. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: درگاهی، قاسمی و بیرانوند (۱۳۹۷).

2. Kitson and Morgan

3. Gray

۴. برای مطالعات بیشتر مراجعه شود به: درگاهی و بیرانوند (۱۳۹۹).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اقتصاد می‌شود (بونانو[1]، ۲۰۰۳). نکته دیگر اثرگذاری محکومیت روی فرصت‌های بازار کار است. محکومیت افراد باعث محدود شدن بازار کار برای افراد شده و تا حدود زیادی باعث خروج محکومان از بازار کار مشروع می‌شود (اندرسن[2]، ۲۰۱۳).

۳-۲-۲. اعتیاد[3]

مطالعات بیان می‌کنندکه جوانان بین ۱۵-۳۵ سال از بزرگ‌ترین قربانیان مواد مخدر هستند، این در حالی است که انباشت سرمایه انسانی نیز تقریباً در همین گروه سنی صورت می‌پذیرد. همچنین مصرف مواد مخدر احتمال ورود و یا باقی ماندن در بازار کار را برای فرد محدود می‌کند که این موضوع در شرایط وجود نرخ بیکاری بالا اثر به مراتب بیشتری خواهد داشت. از سوی دیگر سرخوردگی ناشی از شکست در یافتن شغل مناسب نیز تمایل به مصرف مواد مخدر را افزایش می‌دهد که این خود سبب ایجاد یک دور باطل خواهد شد. فارغ از رابطه اعتیاد و بیکاری، از مهم‌ترین پیامدهای اعتیاد به مواد مخدر کاهش بهره‌وری نیروی کار است که در ادبیات اقتصادی موردتوجه قرارگرفته است (هاروود و همکاران[4]، ۱۹۸۴). اثر اعتیاد بر بهره‌وری نیروی کار تابعی از نوع و میزان مصرف مواد مخدر و همچنین عملکرد موردنیاز در مشاغل است. مشاهدات نشان می‌دهد اعتیاد بر مشاغلی که نیازمند سطح بیشتری از قضاوت، تمرکز همیشگی، حافظه فوری و مهارت‌های فنی است نسبت به مشاغلی که نیازمند نیروی کار فیزیکی است، اثر تخریب‌کننده بیشتری دارد (دفتر مقابله با مواد مخدر و جرم سازمان ملل متحد[5]، ۲۰۱۸). بنابراین اعتیاد نه‌تنها بر روی بهره‌وری نیروی کار اثرات منفی دارد بلکه اثرات آن بر روی نیروی کار بامهارت و متخصص بیشتر است و درنتیجه جوامع توسعه‌یافته‌تر و مشاغل بامهارت بالاتر از ناحیه اعتیاد آسیب‌های بزرگ‌تری را متحمل خواهند شد.

---

1. Buonanno
2. Andresen

۳. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: درگاهی و بیرانوند (۱۳۹۹).

4. Harwood et al.
5. United Nations, International Drug Control Programme

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

۳. الگوی پژوهش

عموماً مطالعات تجربی به‌طور عمده سرمایه انسانی را بیشتر به آموزش مختص کرده‌اند. از جمله لوین، ملینا و اندر[1](۲۰۱۶) با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز برای کشور کنیا، انباشت سرمایه انسانی را از طریق هزینه‌های دولت در بخش آموزش و بهداشت منظور کرده‌اند. مین فورد[2] (۲۰۱۵) یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با تأکید بر الگو رشد درون‌زا و سرمایه انسانی از طریق تحقیق و توسعه را برای بریتانیا طراحی کرده است. در مطالعه وی[3](۲۰۰۴) یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با در نظر گرفتن سرمایه انسانی و آموزش برای بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌ها و چرخه‌های تجاری استفاده‌شده است. هولدن[4] (۲۰۱۰) یک الگوی استاندارد تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید با در نظر گرفتن الگو رشد درون‌زا ارائه کرده است. این در حالی است که در مطالعه حاضر سرمایه انسانی نسبت به مدل‌های پیشین بسط داده‌شده و با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی از نوع کینزی جدید، تأثیر آسیب‌های اجتماعی بر اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی در کشور را مورد مطالعه قرار می‌دهد.

الگوی پژوهش شامل چهار بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و مقام پولی است. نوآوری این الگو وارد کردن شاخص آسیب‌های اجتماعی در الگو است، بدین صورت که انباشت سرمایه انسانی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، تحت تأثیر آسیب‌های اجتماعی، آموزش و بهداشت در نظر گرفته‌شده است. شاخص آسیب‌های اجتماعی نیز از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان چون درآمد سرانه، تورم و بیکاری تأثیر می‌پذیرد. برای تعریف شاخص آسیب‌های اجتماعی ابتدا نرخ طلاق، نرخ شیوع اعتیاد و نرخ شیوع جرم بر اساس عوامل تعیین‌کننده اقتصادی برآورد شده و سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی یک شاخصی ترکیبی از آن‌ها به‌عنوان شاخص آسیب‌های اجتماعی ساخته می‌شود. در ادامه به بررسی بخش‌های مختلف الگو پرداخته می‌شود.

---

1. Levine, Melina. & Onder
2. Minford
3. Wei
4. Holden

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

۱-۳. خانوار

الگوی حاضر از تعداد زیادی خانوار مشابه با زنجیره‌ای از اعضا است که هر عضو خانوار دو بُعد دارد و می‌توان آن را با یک شاخص دوبُعدی به‌صورت زوج مرتب $(i, j) \in [0,1]\times[0,1]$ نشان داد. i نشان‌دهنده نوع خدمتی است که یک عضو خانوار در آن تخصص دارد. j نیز تعیین‌کننده عدم مطلوبیت کار است. این عدم مطلوبیت درصورتی‌که فرد شاغل باشد برابر با $\chi_t j^{\varphi}$ و در صورت بیکاری برابر با صفر است. همچنین $\varphi \geq 0$ و $\chi_t > 0$ به ترتیب عکس کشش نیروی کار فریش و انتقال‌دهنده ترجیحات برون‌زا (به‌عنوان تکانه عرضه نیروی کار) است. همانند مرز[1] (۱۹۹۵) و بسیاری از پژوهشی‌های پس‌ازآن، فرض می‌شود درون خانوار تسهیم ریسک کامل صورت می‌پذیرد که با توجه به تفکیک‌پذیری ترجیحات، این فرض سطح یکسانی از مصرف را برای اعضای خانوار مستقل از وضعیت شغلی آن‌ها تضمین می‌کند (کریستیرسالرانو و همکاران[2]، ۲۰۱۰). تابع مطلوبیت خانوار که حاصل جمع مطلوبیت اعضای خانوار است به‌صورت زیر نشان داده می‌شود (گالی[3]، ۲۰۱۱):

$$U(C_t, \{N_t(i)\}, \chi_t, M_t) \equiv \frac{(C_t g_{hum,t}^{\gamma})^{1-\delta}}{1-\delta} + \frac{1}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi_t \int_0^1 \int_0^{N_t(i)} j_t^{\varphi} dj di = \frac{(C_t g_{hum,t}^{\gamma})^{1-\delta}}{1-\delta} + \frac{1}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi_t \int_0^1 \frac{N_t(i)^{1+\varphi}}{1+\varphi} di \quad (۱)$$

در این تابع مطلوبیت فرض بر این است که ترکیبی از مخارج خصوصی و همچنین مخارج دولت در بخش آموزش و بهداشت به‌منظور توسعه سرمایه انسانی ($g_{hum,t}$) در چارچوب یک تابع کاب داگلاس، باعث افزایش مطلوبیت مصرف‌کننده می‌شود. دلیل واردکردن مخارج آموزش و بهداشت دولت در تابع مطلوبیت، وجود جانشینی میان هزینه‌های خصوصی و مخارج دولتی در این

1. Merz
2. Christiano et al.
3. Gali

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

دو بخش است. در این تابع خانوار $\gamma \in (0,1)$ پارامتر نشان‌دهنده میزان تأثیرگذاری مخارج دولت در سرمایه انسانی، بر ترجیحات خانوار است به‌طوری‌که $\gamma = 0$ به معنی عدم اثرگذاری مخارج دولت در سرمایه انسانی بر ترجیحات خانوار، و $\gamma = 1$ به معنای تأثیر مشابه مصرف عمومی و خصوصی بر ترجیحات خانوار است. همچنین C_t یعنی کل مصرف خانوار با رابطه $C_t \equiv \left[\int_0^1 c_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}}$ بیان می‌شود که در آن $c_t(z)$ مقدار مصرف کالای z به ازای $i \in [0,1]$ است. $N_t(i)$ کسری از اعضای خانوار است که در زمان t استخدام می‌شوند و به‌صورت تجمیع عدم مطلوبیت حاصل از کار انواع نیروی کار از نوع i است. M_t ارزش اسمی پول نگهداری شده نزد خانوارها، P_t شاخص قیمت، $1/b \geq 0$ ، $1/\delta \geq 0$ به ترتیب کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف و کشش تراز حقیقی پول هستند. درنهایت فرض می‌شود $\xi_t = log\,\chi_t$ از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول به شکل رابطه (۵-۷) پیروی می‌کند. که در رابطه آن، $\rho_\xi \in [0,1]$ ضرایب فرآیند خود رگرسیون و ε_t^ξ یک فرآیند نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس σ_ξ^2 است.

$$\xi_t = \rho_\xi \xi_{t-1} + \varepsilon_t^\xi \qquad (۲)$$

با توجه به تابع مطلوبیت خانوار، هر خانوار ارزش فعلی مطلوبیت طول عمر خود را نسبت به قید بودجه خود به شکل رابطه (۳) و قاعده حرکت سرمایه (۴) حداکثر می‌نماید.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t g_{hum,t}^{\gamma})^{1-\delta}}{1-\delta} + \frac{1}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi_t \int_0^1 \frac{N_t^{1+\varphi}(i)}{1+\varphi} di \right]$$
$$s.t. \qquad (۳)$$
$$c_t + i_t + m_t + b_t \leq \int_0^1 W_t(i) N_t(i) di + r_t^k k_{t-1} + \Pi_t + (1+r_{t-1}^B)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} - T_t$$

$$K_t = (1-\delta_k) K_{t-1} + I_t \qquad (۴)$$

در رابطه (۳) $\beta \in (0,1)$ عامل تنزیل بین دوره‌ای، B_t میزان اوراق قرضه خریداری‌شده توسط خانوار در اول دوره است. $w_t N_t$ ، $r_t^k k_t$ و Π_t درآمد حقیقی خانوار از محل اجاره سرمایه و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

نیروی کار و سود بنگاه‌داری آن‌ها، $r_t^B B_t$ سود خالص خانوارها از محل اوراق قرضه با نرخ سود r_t^B است. T_t مالیات پرداختی خانوار است. در رابطه (۴) نیز δ_k نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی است. از حداکثرسازی مسئله خانوار، تقاضای حقیقی پول (۵)، رابطه استاندارد اولر (رابطه ۶) و رابطه بین نرخ اجاره سرمایه و بازده اسمی اوراق قرضه (۷) حاصل می‌شود. نکته مهم آن‌که در این الگو به پیروی از گالی (۲۰۱۱) عرضه نیروی کار از شرایط مرتبه اول مسئله خانوار حاصل نشده و به‌صورت جداگانه در ادامه استخراج می‌شود:

$$m_t^{-b} = \frac{r_t^B}{1+r_t^B}(C_t g_{hum,t}^{\gamma})^{-\delta} \quad (۵)$$

$$(C_t g_{hum,t}^{\gamma})^{-\delta} = \beta \mathrm{E}_t \frac{(C_{t+1} g_{hum,t+1}^{\gamma})^{-\delta}(1+r_t^B)}{\pi_{t+1}} \quad (۶)$$

$$\mathrm{E}_t \frac{1+r_t^B}{\pi_{t+1}} = \beta \mathrm{E}_t \left[r_{t+1}^k + (1-\delta_k) \right] \quad (۷)$$

پس از تعیین مسیر سبد مصرف، در این مرحله باید تقاضای بهینه برای هر کالای مصرفی تعیین شود. برای این منظور، توابع تقاضا باید به‌گونه‌ای باشد که کل مخارج برای کالاها با توجه به سطح تعیین‌شده مصرف، حداقل شود. این مسئله در رابطه (۸) بیان‌شده است. درنهایت تابع تقاضای بهینه به‌صورت رابطه (۹) خواهد بود. که در آن $\mathrm{P_t}$ شاخص قیمت کالای نهایی است.

$$Min \qquad P_t C_t - \int_0^1 p_t(z) c_t(z) dz \quad (۸)$$

$$s.t \qquad C_t = \left[\int_0^1 c_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}}$$

$$c_t(z) = \left(\frac{p_t}{p_t(z)}\right)^{\theta} C_t \quad (۹)$$

برای تعیین رابطه عرضه نیروی کار فرض می‌شود دستمزد برای هر نوع نیروی کار $w_t(i)$ توسط کارگران متخصص آن حرفه (اتحادیه) تعیین‌شده و سطح اشتغال متناظر با آن $N_t(i)$ توسط مجموع تصمیمات تقاضای بنگاه‌ها تعیین و به‌صورت یکنواخت به خانواده‌ها اختصاص یابد. بنابراین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

$w_t(i)$ و $N_t(i)$ برای هر فرد خانوار داده‌شده است. علاوه بر آن به پیروی از الگوی کالوو (۱۹۸۳) فرض می‌شود که اتحادیه یک حرفه خاص، دستمزد اسمی خود را به‌احتمال $1-\theta_w$ در هر دوره تعدیل می‌کنند؛ این احتمال مستقل از نوع نیروی کار و آخرین زمانی است که دستمزدها تعدیل‌شده‌اند. چون θ_w درصد از نیروی کار در هر دوره دستمزد خود را تغییر نمی‌دهند، پس θ_w شاخص طبیعی چسبندگی دستمزد اسمی است. زمانی که اتحادیه یک حرفه که دستمزد خود را در دوره t مجدداً بهینه یابی کرده و یک دستمزد W_t^* را برای حداکثرسازی مطلوبیت خود انتخاب می‌کند، تمام متغیرهای کلان ازجمله شاخص دستمزد کل $W_t \equiv \left(\int_0^1 w_t(i)^{1-\varepsilon_w} di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}}$ را داده‌شده در نظر می‌گیرد. بنابراین مسئله حداکثرسازی مطلوبیت علاوه بر قید بودجه با تقاضای نیروی کار به شکل رابطه (۱۰) نیز مواجه است.

$$N_{t+k|t} = \left(\frac{W_t^*}{W_{t+k}}\right)^{-\varepsilon_w} \int_0^1 N_{t+k}(z)\,dz \qquad (۱۰)$$

$N_{t+k|t}$ مقدار تقاضا یک نوع نیروی کار در دوره $t+k$ است درصورتی‌که دستمزد برای آخرین بار در دوره t تعدیل‌شده باشد و $N_{t+k}(z)$ شاخص اشتغال بنگاه z در دوره $t+k$ است. ε_w کشش جانشینی بین دستمزدها است. شرط مرتبه اول مسئله تعیین دستمزد به‌صورت رابطه (۱۶-۵) است:

$$\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^k E_t\left\{N_{t+k|t}U_c\left(C_{t+k|t},N_{t+k|t},M_{t+k}\right)\frac{W_t^*}{P_{t+k}} + M^w U_n\left(C_{t+k|t},N_{t+k|t},M_{t+k|t}\right)\right\} = 0 \qquad (۱۱)$$

به‌طوری‌که $M^w = \frac{\varepsilon^w}{1-\varepsilon^w}$ مارک آپ دستمزد دلخواه یا بدون اصطکاک (نسبت ثابت بین دستمزد واقعی و نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و اشتغال) در حالت انعطاف‌پذیری کامل دستمزدها ($\theta_w = 0$) است. می‌توان نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و ساعات کار در دوره $t+k$ برای خانواری که در دوره t دستمزد خود را تعدیل کرده است به‌صورت $MRS_{t+k|t} \equiv -\frac{U_n(C_{t+k|t},N_{t+k|t},M_{t+k})}{U_c(C_{t+k|t},N_{t+k|t},M_{t+k})}$ نشان داد و درنتیجه رابطه (۱۱) را به‌صورت رابطه (۱۲) بازنویسی کرد:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

$$\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^k E_t\left\{N_{t+k|t}U_c(C_{t+k|t},N_{t+k|t},M_{t+k|t})(\frac{w_t^*}{P_{t+k}}+M^w MRS_{t+k|t})\right\}=0 \quad (۱۲)$$

با لگاریتم خطی کردن رابطه (۱۲) حول وضعیت باثبات، تقریبی از قاعده تعیین دستمزد به‌صورت رابطه (۱۳) حاصل می‌شود:

$$w_t^* = \mu^w + (1-\beta\theta_w)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^k E_t\left\{mrs_{t+k|t}+p_{t+k}\right\} \quad (۱۳)$$

که در رابطه فوق $\mu^w \equiv \log M^w$ است. یادآوری می‌شود که در شرایط عدم چسبندگی دستمزدها ($\theta_w = 0$)، $\hat{w}_t^* = \hat{w}_t = \mu^w + mrs_t + p_t$، بدین معنی که در شرایط عدم چسبندگی، دستمزد اسمی برابر با یک مارک آپ ثابت به‌علاوه نرخ نهایی جانشینی تعدیل‌شده باقیمت[1] است و هنگامی‌که چسبندگی دستمزد اسمی وجود دارد، دستمزدها جدید به‌صورت یک مارک آپ ثابت به‌علاوه میانگین وزنی نرخ نهایی جانشینی جاری و انتظاری آتی (تعدیل‌شده باقیمت) تعیین می‌شود. میانگین نرخ نهایی جانشینی برابر است با $MRS_t \equiv \chi_t (C_t\, G_{hum,t}^{\gamma})^{\delta} N_t^{\phi}$ که $N_t \equiv \int_0^1 N_t(i)\,di$ نرخ اشتغال کل است. بعد از لگاریتم گیری از نرخ نهایی جانشینی می‌توان نوشت.

$$mrs_{t+k|t} = mrs_{t+k} + \varphi(n_{t+k|t} - n_{t+k}) = mrs_{t+k} - \varepsilon_w\varphi(\hat{W}_t^* - \hat{W}_{t+k}) \quad (۱۴)$$

بنابراین فرم لگاریتم-خطی شاخص دستمزد کل، حول وضعیت پایدار برابر است با:

$$w_t = \theta_w w_{t-1} + (1-\theta_w)w_t^* \quad (۱۵)$$

درنهایت با ترکیب روابط (۱۳) و (۱۵) رابطه تورم دستمزد پایه به‌صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\pi_t^w = \beta E_t\left\{\pi_{t+1}^w\right\} - \lambda_w\left(\mu_t^w - \mu^w\right) \quad (۱۶)$$

که در رابطه (۱۶) $\pi_t^w \equiv W_t - W_{t-1}$ تورم دستمزدها،

$\mu_t^w \equiv (w_t - p_t) - (\delta c_t + \delta\gamma g_t + \varphi n_t + \xi_t)$ لگاریتم مارک آپ دستمزد متوسط و

$\lambda_w \equiv \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w(1-\varepsilon_w\varphi)} > 0$.

1. The price-adjusted marginal rate of substitution

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

بنابراین تورم دستمزدها رابطه مثبت با تورم انتظاری دوره بعد و رابطه منفی با تفاضل میانگین مارک آپ دستمزد و مقدار تعادلی آن دارد. در ادامه به پیروی از گالی (۲۰۱۱) چگونگی معرفی بیکاری در چارچوب ارائه‌شده بیان می‌شود. همان‌طور که قبلاً بیان شد نیروی کار با تخصص i با عدم مطلوبیت از کار[1] برابر $\chi_t j^{\varphi}$ مواجه است. با در نظر گرفتن معیار رفاه خانوار و فرض شرایط بازار نیروی کار برون‌زا، فرد تمایل به عرضه نیروی کار خود در دوره t دارد، اگر و تنها اگر:

$$\frac{W_t(i)}{P_t} \geq \chi_t (c_t g_{hum,t}^{\gamma})^{\delta} j^{\varphi} \qquad (۱۷)$$

یعنی اگر و تنها اگر دستمزد حقیقی از عدم مطلوبیت نیروی کار بیشتر باشد. عدم مطلوبیت نیروی کار بر حسب مطلوبیت نهایی مصرف بیان می‌شود، یعنی فرد در صورت کار کردن با عدم مطلوبیت برابر $\chi_t j^{\varphi}$ مواجه است که با تقسیم عدم مطلوبیت کار بر مطلوبیت نهایی مصرف عبارت سمت راست رابطه (۱۷) به دست می‌آید. بنابراین عرضه نهایی نیروی کار یعنی $\mathrm{L}_t(\mathrm{i})$ به صورت رابطه (۲۳) به‌دست می‌آید:

$$\frac{W_t(i)}{P_t} = \chi_t (c_t g_{hum,t}^{\gamma})^{\delta} \mathrm{L}_t(\mathrm{i})^{\varphi} \qquad (۱۸)$$

که در آن عرضه کل نیروی کار عبارت است از: $L_t = \int_0^1 \mathrm{L}_t(\mathrm{i})di$. فرم لگاریتم- خطی رابطه فوق به شرح زیر است:

$$\hat{w}_t - \hat{p}_t = \delta \hat{c}_t + \delta\gamma \hat{g}_t + \varphi \hat{L}_t + \xi_t \qquad (۱۹)$$

به طوری که $\xi_t = log\,\chi_t$ و با استفاده از تقریب مرتبه اول حول وضعیت پایدار $w_t = \int_0^1 w_t(\mathrm{i})di$ و $l_t = \int_0^1 l_t(\mathrm{i})di$ است. رابطه (۱۹) می‌تواند به عنوان عرضه کل نیروی کار در نظر گرفته شود. بنابراین نرخ بیکاری u_t به‌صورت تفاضل لگاریتم عرضه نیروی کار و اشتغال تعریف می‌شود.:

$$\mathrm{u}_t \equiv l_t - n_t \qquad (۲۰)$$

1. Disutility of work

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

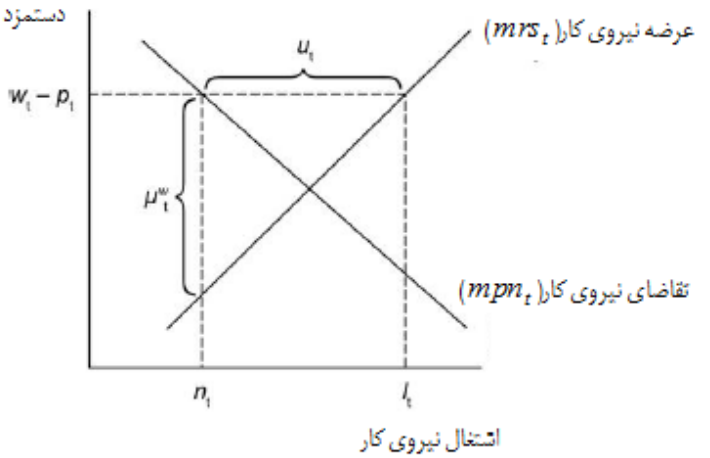
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

این تعریف از نرخ بیکاری به تعریف مرسوم آن به‌صورت $1-\frac{N_t}{L_t}$ تقریباً بسیار نزدیک است.

با ترکیب تعریف مارک آپ دستمزد متوسط با رابطه (۱۹) و (۲۰)، می‌توان رابطه خطی ساده‌ای بین مارک آپ دستمزد و نرخ بیکاری به شکل رابطه (۲۱) تعریف کرد.

$$\mu_t^w = \varphi u_t \qquad (۲۱)$$

شکل (۱) رابطه میان میانگین نرخ مارک آپ دستمزد و نرخ بیکاری را نشان می‌دهد که در آن نرخ بیکاری فاصله افقی بین عرضه نیروی کار و تقاضای نیروی کار در سطح دستمزد واقعی موردنظر است. مارک آپ دستمزد از طرف دیگر به‌وسیله فاصله عمودی بین عرضه و تقاضای نیروی کار در سطح اشتغال موجود n_t حاصل می‌شود. نسبت بین دو شکاف ثابت بوده و برابر با φ است.



شکل ۱ : مارک آپ دستمزد و نرخ بیکاری

همچنین نرخ طبیعی بیکاری (u_t^n) به‌صورت نرخ بیکاری در حالت عدم چسبندگی دستمزدها تعریف می‌شود. بنابراین با فرض مارک آپ دلخواه دستمزد ثابت، نرخ طبیعی بیکاری نیز مقداری ثابت برابر با رابطه (۵-۲۷) است.

$$u^n = \frac{\mu^w}{\varphi} \qquad (۲۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

معادلات (۲۱) و (۲۲) ماهیت بیکاری در الگوی حاضر را بیان می‌کنند. به‌طور مشخص رابطه (۲۲) نشان می‌دهد که قدرت بازاری در بازار نیروی کار که در مارک آپ دستمزد (μ^w) تجلی می‌یابد باعث ایجاد بیکاری مثبت حتی در غیاب چسبندگی دستمزدها می‌شود. از سوی دیگر رابطه(۲۱) بر این مهم دلالت دارد که نوسانات بیکاری از نوسانات مارک آپ دستمزد نشات می‌گیرد و بر اساس فروض در نظر گرفته‌شده، نوسانات مارک آپ دستمزد نیز نتیجه چسبندگی دستمزد اسمی است[۱]. در نهایت با ترکیب معادلات (۱۶)، (۲۱) و (۲۲) می‌توان رابطه ساده (۲۳) میان تورم دستمزد و نرخ بیکاری را به‌صورت زیر ارائه کرد:

$$\pi_t^w = \beta E_t\left\{\pi_{t+1}^w\right\} - \lambda_w \varphi\left(u_t - u^n\right) \qquad (۲۳)$$

۳-۲. بنگاه‌ها

بخش تولید الگو شامل مجموعه $z \in [0,1]$ تولیدکننده کالاهای واسطه و یک تولیدکننده کالای نهایی است. تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابت کامل و بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند.

۳-۲-۱. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی از $y_t(z)$ واحد کالای واسطه‌ای نوع z جهت تولید Y_t واحد محصول، مطابق با تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) به‌صورت رابطه (۲۴) استفاده می‌کند:

$$Y_t = \left[\int_0^1 y_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}}\, dz\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \qquad (۲۴)$$

---

۱. نتیجه‌گیری فوق در رابطه با منبع نوسان نرخ بیکاری به شدت به فرض وجود مارک آپ ثابت دلخواه μ^w بستگی دارد. اما تحلیل فوق به راحتی به محیطی تعمیم می‌یابد که در آن مارک آپ دستمزد دلخواه در طول زمان متغیر باشد؛ در این صورت نرخ طبیعی بیکاری در نتیجه نوسان مارک آپ دلخواه، نوسان پیدا خواهد کرد.
برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به:

Galí, Smets and Wouters (2012).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

که در آن $\theta > 0$ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای ناهمگن است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، محصول را به قیمت اسمی P_t فروخته و $y_t(z)$ را باهدف حداکثرسازی سود تعیین می‌کند:

$$P_t Y_t - \int_0^1 p_t(z)\, y_t(z)\, dz \qquad (۲۵)$$

شرایط مرتبه اول با قید رابطه (۲۴) به‌صورت رابطه (۲۶) است:

$$y_t(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P_t}\right]^{-\theta} Y_t \qquad (۲۶)$$

رابطه فوق تابع تقاضای دیکسیت-استیگلیتز برای کالای واسطه Z_t است که باقیمت‌های نسبی رابطه غیرمستقیم دارد. همچنین شرط سود صفر تولیدکننده کالای نهایی با رابطه (۲۷) بیان می‌شود:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\theta} dz\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۲۷)$$

به‌سادگی قابل‌اثبات است که معادلات بالا، سود صفر را برای بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابتی تضمین می‌کند.

۲-۲-۳. بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه از فنّاوری تولید کاب داگلاس به شکل رابطه (۵-۳۳) استفاده می‌کند.

$$y_t(z) = a_t \left(z_t N_t(z)\right)^{1-\alpha} \left[\left(k_{t-1}(z)\right)\left(k_{g,t-1}\right)^{\alpha_g}\right]^{\alpha} \qquad (۲۸)$$

که در آن a_t شوک فنّاوری است و از فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\log a_t = \rho_a \log\left(a_{t-1}\right) + \varepsilon_t^a \qquad \varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \qquad (۲۹)$$

Z_t بهره‌وری نیروی کار، $N_t(z)$ واحد نیروی کار، $Z_t N_t(z)$ سرمایه انسانی، $k_{t-1}(z)$ موجودی سرمایه خصوصی ابتدای دوره و $k_{g,t-1}$ موجودی سرمایه دولتی است که به‌صورت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

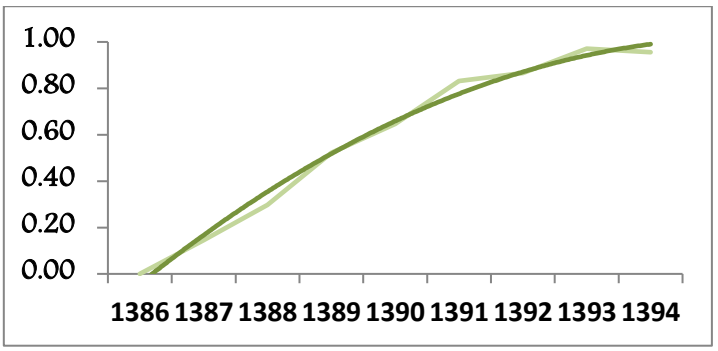
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

سرمایه‌افزا در تولید کالای واسطه تأثیرگذار است، α سهم سرمایه خصوصی از تولید و α_g کشش تولیدی سرمایه بخش دولتی است. در این مدل بهره‌وری نیروی کار به‌صورت رابطه (۳۰) تعریف می‌شود:

$$z_t = A d_t^{-\theta_d} e_t^{\theta_E} h_t^{\theta_H} \qquad (۳۰)$$

که در آن، A پارامتر مقیاس، d_t بیانگر شاخص آسیب‌های اجتماعی در جامعه است که می‌تواند نقش تخریب‌کننده‌ای بر سرمایه‌انسانی موجود در جامعه داشته باشد، e_t و h_t نیز به ترتیب بیانگر تأثیر آموزش و سلامت (بهداشت) بر بهره‌وری نیروی انسانی است. همچنین θ_d، θ_E و θ_H به‌ترتیب میزان تأثیرگذاری آسیب‌های اجتماعی، آموزش و سلامت بر بهره‌وری نیروی کار است.

شاخص ترکیبی آسیب‌های اجتماعی: برای بررسی تعامل اقتصاد کلان و آسیب های اجتماعی، یک شاخص ترکیبی آسیب های اجتماعی از ترکیب سه شاخص نرخ طلاق، نرخ جرم و نرخ شیوع اعتیاد ساخته شد. بدین منظور ابتدا سه شاخص مذکور بین ارقام صفر و یک نرمال شده و سپس با بکارگیری روش مؤلفه‌های اساسی در نرم افزار Eviews باهم ترکیب شدند. نحوه استفاده این شاخص ترکیبی در تصریح الگوی پژوهش توضیح داده خواهد شد. نمودار روند فزاینده شاخص ترکیبی آسیب‌های اجتماعی را طی سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد.



نمودار ۱. روند شاخص ترکیبی آسیب های اجتماعی در دوره (۱۳۹۴-۱۳۸۶)

(۰ = حداقل آسیب ، ۱= حداکثر آسیب)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

رابطه (۳۱) تعریف شاخص آسیب‌های اجتماعی (d_t) است که در آن div، $crime$ و add ، به ترتیب نرخ طلاق، نرخ شیوع جرم و نرخ شیوع اعتیاد در جامعه است. همچنین σ_{div}، σ_{crime} و σ_{add} به ترتیب وزن شاخص‌های طلاق، جرم و اعتیاد در شاخص ترکیبی آسیب‌های اجتماعی هستند.

$$d_t = div_t^{\sigma_{div}} crime_t^{\sigma_{crime}} add_t^{\sigma_{add}} \quad (۳۱)$$

روابط (۳۲) تا (۳۳) به ترتیب به معرفی شاخص‌های طلاق، جرم و اعتیاد در الگو می‌پردازد.

$$div_t = b_1 Y_t^{\alpha_1} U_t^{\alpha_2} \pi_t^{\alpha_3} \quad (۳۲)$$

در رابطه (۳۲) b_1 پارامتر ثابت و α_1، α_2 و α_3 به ترتیب میزان تأثیرگذاری تولید، بیکاری و تورم بر نرخ طلاق است.

$$crime_t = b_2 Y_t^{\beta_1} U_t^{\beta_2} \pi_t^{\beta_3} \quad (۳۳)$$

در رابطه (۳۳) b_2 پارامتر ثابت و β_1، β_2 و α_3 به ترتیب میزان تأثیرگذاری تولید، بیکاری و تورم بر نرخ جرم است.

$$add_t = b_3 Y_t^{\gamma_1} U_t^{\gamma_2} g_t^{\gamma_3} \quad (۳۴)$$

در رابطه (۳۴) نیز b_3 پارامتر ثابت و γ_1، γ_2 و γ_3 به ترتیب میزان تأثیرگذاری تولید، بیکاری و مخارج دولت بر نرخ شیوع اعتیاد است. همچنین در این الگو فرض می‌شود که شاخص‌های آموزش و سلامت از مخارج بخش خصوصی و دولتی در بخش‌های آموزش و سلامت همانند روابط (۳۵) و (۳۶) متأثر هستند.

$$e_t = (1-\rho_e)\bar{e} + \rho_e e_{t-1} + \gamma_g^e g_{t-n_{ge}}^e + \gamma_c^e c_{t-n_{ce}}^e + \varepsilon_t^e, \quad \varepsilon_t^e \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (۳۵)$$

$$h_t = (1-\rho_h)\bar{h} + \rho_h h_{t-1} + \gamma_g^h g_{t-n_{gh}}^h + \gamma_c^h c_{t-n_{ch}}^h + \varepsilon_t^h, \quad \varepsilon_t^h \sim N(0, \sigma_h^2) \quad (۳۶)$$

که در آن، γ_g^e و γ_g^h به ترتیب ضریب اثرپذیری شاخص آموزش و سلامت از مخارج دولت در بخش آموزش و سلامت است. γ_c^e، γ_c^h نیز به ترتیب ضریب اثرپذیری شاخص آموزش و سلامت از مخارج مصرفی خانوار در بخش آموزش و سلامت را نشان می‌دهند. همچنین n_{ge}، n_{ce}، n_{gh}

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

و n_{ch} وقفه زمانی موردنیاز برای اثرگذاری مخارج دولت و خانوارها بر شاخص آموزش و سلامت هستند. با حداقل سازی هزینه بنگاه، میزان تقاضا برای نهاده‌های تولید و هزینه نهایی تولید طبق روابط (۳۷) و (۳۸) تعیین می‌شود.

$$W_t = \frac{1-\alpha}{\alpha} R_t^k \frac{k_{t-1}}{N_t} \qquad (۳۷)$$

$$mc_t = \frac{1}{\mathrm{a}_t} \left(\frac{W_t}{(1-\alpha) z_t}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{R_t^k}{\alpha k_{g,t-1}^{\alpha_g}}\right)^{\alpha} \qquad (۳۸)$$

در مرحله بعد، بنگاه رقابت انحصاری با توجه به تقاضای بازار، قیمت محصول خود را به نحوی انتخاب خواهد کرد که سود وی حداکثر شود. در این مطالعه برای تعدیل قیمت‌ها همانند تعدیل دستمزدها فرض می‌شود که چسبندگی قیمتی از نوع کالوو (۱۹۸۳) در اقتصاد وجود دارد. براین اساس θ_p درصد از بنگاه‌ها در هر دوره قادر به تعدیل قیمت نیستند و صرفاً به تصمیم‌گیری در ارتباط با سرمایه و نیروی کار خود می‌پردازند. به پیروی از کریستیانو و همکاران فرض می‌شود این دسته از بنگاه‌ها قیمت خود را بر پایه جدیدترین نرخ تورم مشاهده‌شده تعدیل می‌کنند، به‌نحوی‌که $p_t(\mathrm{z}) = \pi_{t-1} p_{t-1}(\mathrm{z})$. در مقابل ($1-\theta_p$) درصد از بنگاه‌ها در هر دوره قادر به تعدیل قیمت محصول خود با توجه به تقاضای محصول هستند و بنابراین مسئله تصمیم‌گیری آنان عبارت است از انتخاب سرمایه، نیروی کار و قیمت به‌نحوی‌که هزینه (سود) با دستمزد حقیقی، نرخ بهره سرمایه و سطح عمومی قیمت‌ها و تابع تقاضای رابطه (۲۶)، حداقل (حداکثر) شود. بنابراین این دسته از بنگاه‌ها با مسئله (۳۹) روبرو خواهند بود:[۱]

$$Max\ \mathrm{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_p \beta)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[\frac{p_{t+k}(\mathrm{z})}{p_{t+k}} - \mathrm{mc}_{t+k}\right] y_{t+k}(\mathrm{z}) \qquad (۳۹)$$

$$S.t: \quad y_{t+k}(\mathrm{z}) = \left(\frac{p_{t+k}(\mathrm{z})}{p_{t+k}}\right)^{-\theta} y_{t+k}$$

با قرار دادن قیمت بهینه به‌صورت $p_t(\mathrm{z}) = p_t^*$ از شرط مرتبه‌ی اول برای معادله فوق، رابطه (۴۰) به دست می‌آید:

---

۱. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: توکلیان و صارم (۱۳۹۶).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

$$\frac{p_t^*}{p_t}=\frac{\theta}{\theta-1}\frac{\mathrm{E}_t\sum_{k=0}^{\infty}(\theta_p\beta)^k\lambda_{t+k}\ \mathrm{mc}_{t+k}\left[\frac{p_{t+k}}{p_{t+k-1}}\frac{p_{t-1}}{p_t}\right]^{\theta}y_{t+k}}{\mathrm{E}_t\sum_{k=0}^{\infty}(\theta_p\beta)^k\lambda_{t+k}\left[\frac{p_{t+k}}{p_{t+k-1}}\frac{p_{t-1}}{p_t}\right]^{\theta-1}y_{t+k}} \qquad (۴۰)$$

از ترکیب رابطه فوق و رابطه شاخص قیمت، منحنی فیلیپس کینزین جدید حاصل می‌شود.

۳-۳. دولت و مقام پولی

با توجه به عدم استقلال بانک مرکزی در ایران دو بخش دولت و بانک مرکزی در یک چارچوب در نظر گرفته شده است. دولت تلاش دارد تا مخارج خود (g_t) را از محل دریافت مالیات (T_t) فروش اوراق مشارکت (B_t) و بخشی از درآمدهای نفتی $(\omega_g^{or}.\mathrm{or_t})$ متوازن نگه دارد. در صورت عدم موفقیت دولت در تأمین مخارج خود از منابع‌فوق، کسری بودجه (bd_t) رخ می‌دهد که با توجه به شواهد فراوان از وجود سلطه مالی دولت در اقتصاد ایران، فرض می‌شود با استقراض از بانک مرکزی تأمین می‌شود که با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی همراه خواهد بود. در این شرایط قید بودجه دولت به شکل رابطه (۴۶) خواهد بود:

$$g_t+\left(1+\mathrm{r}_{t-1}^{\mathrm{b}}\right)\frac{B_{t-1}}{p_t}=\frac{B_t}{p_t}+T_t+\omega_g^{or}.\mathrm{or_t}+\frac{(MB_t-MB_{t-1})}{p_t} \qquad (۴۱)$$

که در آن، MB. پایه پولی است. مخارج دولت (g_t) در دو بخش پرداخت‌های هزینه‌ای (جاری) و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) است. بخش جاری شامل مخارج در آموزش $(g_{c,t}^{e})$، سلامت $(g_{c,t}^{h})$ و سایر مخارج جاری $(g_{c,t}^{other})$ و مخارج عمرانی نیز شامل مخارج بخش‌های آموزش $(g_{i,t}^{e})$، سلامت $(g_{i,t}^{h})$ و سایر مخارج عمرانی $(g_{i,t}^{other})$ است.

$$g_t=g_{c,t}^{e}+g_{c,t}^{h}+g_{c,t}^{other}+g_{i,t}^{e}+g_{i,t}^{h}+g_{i,t}^{other} \qquad (۴۲)$$

همچنین در این الگو مجموع مخارج جاری و عمرانی دولت در بخش گسترش آموزش و سلامت به عنوان مخارج سرمایه انسانی (g_t^{hum}) تعریف شده است.

$$g_{hum,t}=g_{c,t}^{e}+g_{c,t}^{h}+g_{i,t}^{e}+g_{i,t}^{h} \qquad (۴۳)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

فرض می‌شود که مخارج جاری در بخش گسترش آموزش ($g^{e}_{c,t}$)، سلامت ($g^{h}_{c,t}$) و سایر مخارج جاری ($g^{other}_{c,t}$) به صورت برون‌زا از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کنند. روابط (۴۴) تا (۴۶) مخارج جاری دولت در بخش‌های مختلف را ارائه می‌کند:

$$g^{e}_{c,t} = \left(1-\rho_{g^{e}_{c}}\right)\overline{g^{e}_{c}} + \rho_{g^{e}_{c}} g^{e}_{c,t-1} + \varepsilon^{g^{e}_{c}}_{t} \quad , \quad \varepsilon^{g^{e}_{c}}_{t} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma^{2}_{g^{e}_{c}}\right) \tag{۴۴}$$

$$g^{h}_{c,t} = \left(1-\rho_{g^{h}_{c}}\right)\overline{g^{h}_{c}} + \rho_{g^{h}_{c}} g^{h}_{c,t-1} + \varepsilon^{g^{h}_{c}}_{t} \quad , \quad \varepsilon^{g^{h}_{c}}_{t} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma^{2}_{g^{h}_{c}}\right) \tag{۴۵}$$

$$g^{other}_{c,t} = \left(1-\rho_{g^{other}_{c}}\right)\overline{g^{orther}_{c}} + \rho_{g^{other}_{c}} g^{other}_{c,t-1} + \varepsilon^{g^{other}_{c}}_{t} \quad , \quad \varepsilon^{g^{other}_{c}}_{t} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma^{2}_{g^{other}_{c}}\right) \tag{۴۶}$$

شواهد تجربی در مورد رفتار بودجه اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در صورت کاهش درآمدهای نفتی، مخارج عمرانی نسبت به مخارج جاری بیشتر کاهش می‌یابد. ازاین‌رو مخارج عمرانی دولت در بخش‌های آموزش ($g^{e}_{i,t}$)، سلامت ($g^{h}_{i,t}$) و سایر مخارج عمرانی ($g^{other}_{i,t}$) علاوه بر تأثیرپذیری از شرایط گذشته و مقدار باثبات آن، از تحولات درآمدهای ارزی نفت نیز تأثیر می‌پذیرد. روابط (۴۷) تا (۴۹) مخارج عمرانی دولت در بخش‌های مختلف را ارائه می‌کند:

$$g^{e}_{i,t} = \left(1-\rho_{g^{e}_{i}}\right)\overline{g^{e}_{i}} + \rho_{g^{e}_{i}} g^{e}_{i,t-1} + \omega^{or}_{g^{e}_{i}} \cdot or_{t} + \varepsilon^{g^{e}_{i}}_{t} \quad , \quad \varepsilon^{g^{e}_{i}}_{t} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma^{2}_{g^{e}_{i}}\right) \tag{۴۷}$$

$$g^{h}_{i,t} = \left(1-\rho_{g^{h}_{i}}\right)\overline{g^{h}_{i}} + \rho_{g^{h}_{i}} g^{h}_{i,t-1} + \omega^{or}_{g^{h}_{i}} \cdot or_{t} + \varepsilon^{g^{h}_{i}}_{t} \quad , \quad \varepsilon^{g^{h}_{i}}_{t} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma^{2}_{g^{h}_{i}}\right) \tag{۴۸}$$

$$g^{other}_{i,t} = \left(1-\rho_{g^{other}_{i}}\right)\overline{g^{other}_{i}} + \rho_{g^{other}_{i}} g^{other}_{i,t-1} + \omega^{or}_{g^{other}_{i}} \cdot or_{t} + \varepsilon^{g^{other}_{i}}_{t} \quad , \quad \varepsilon^{g^{other}_{i}}_{t} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma^{2}_{g^{other}_{i}}\right) \tag{۴۹}$$

همچنین انباشته سرمایه عمومی نیز از رابطه (۵۰) پیروی می‌کند.

$$k_{g,t} = (1-\delta_{g})k_{g,t-1} + g^{other}_{i,t} \tag{۵۰}$$

با توجه به آن‌که جریان تولید نفت عمدتاً به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است و قیمت نفت نیز در بازار جهانی تعیین می‌شود، درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام (or) برون‌زا و به شکل رابطه (۵۱) در قالب یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول در نظر گرفته می‌شود:

$$or_{t} = \left(1-\rho_{or}\right)\overline{or} + \rho_{or} or_{t-1} + \varepsilon^{or}_{t} \quad , \quad \varepsilon^{or}_{t} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma^{2}_{or}\right) \tag{۵۱}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

ترازنامه بانک مرکزی

در الگوی حاضر، پایه پولی (MB) تابعی از خالص بدهی دولت به بانک مرکزی (DC) و خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی (FR_t) است. چنانچه مقادیر حقیقی با حرف کوچک نشان داده شود؛ رابطه (۵۲)، پایه پولی را نشان می‌دهد:

$$\mathrm{mb}_t = dc_t + fr_t \qquad (۵۲)$$

فرض می‌شود که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به میزان فروش مستقیم ارز حاصل از نفت توسط دولت به بانک مرکزی بستگی دارد:

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega_{or} or_t \qquad (۵۳)$$

فرض می‌شود که دولت ω_{or} درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به‌وسیله بانک مرکزی تبدیل به ریال می‌کند و بقیه درآمدهای نفتی $(1-\omega_{or})$ را نیز بر اساس قانون به‌حساب صندوق توسعه ملی واریز می‌شود. بنابراین می‌توان موجودی حقیقی صندوق توسعه ملی را نیز به شکل رابطه (۵۹-۵) نشان داد:

$$ndf_t = \frac{ndf_{t-1}}{\pi_t} + (1-\omega_{or}) or_t \qquad (۵۴)$$

سیاست پولی

در ادبیات مربوط به الگوهای متعارف تعادل عمومی تصادفی پویا برای سیاست‌گذار پولی، از قاعده تیلور نرخ بهره استفاده می‌شود. لیکن در اقتصاد ایران به دلیل قانون بانکداری بدون ربا، این امکان وجود ندارد، بنابراین قاعده سیاست‌گذاری بر اساس رشد پایه پولی در نظر گرفته می‌شود (درگاهی و هادیان، ۱۳۹۶). با پیروی از کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) فرض می‌شود که سیاست‌گذار پولی نرخ رشد حجم پول را به‌نحوی تعیین می‌کند که هم‌زمان دو هدف حداقل سازی انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف دنبال شود. اما بانک مرکزی هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی که برای عموم اعلام شود، ندارد. براین اساس در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی فرض می‌شود که تورم هدف یک متغیر مشاهده ناپذیر بوده و تنها در اختیار سیاست‌گذاران است و سایر کارگزاران

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اقتصادی اطلاعی از آن ندارند. فرض می‌شود که این تورم هدف ضمنی از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول به‌صورت رابطه (55)پیروی می کند که در آن ضریب ρ_{π^*} نزدیک به یک است. بنابراین امید ریاضی شرطی تورم هدف در دوره‌ی t بسیار نزدیک به امید ریاضی تورم هدف در دوره گذشته است.

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad , \quad \varepsilon_t^{\pi^*} \sim N\left(0, \sigma_{\eta^*}^2\right) \tag{۵۵}$$

با توجه به توضیحات فوق‌الذکر، تابع عکس‌العمل بانک مرکزی به‌صورت لگاریتم خطی به شکل رابطه (۵۶) تعریف می‌شود:

$$\dot{mb}_t = \rho_{mb}\dot{mb}_{t-1} + \gamma_\pi\left(\pi_t - \pi^*\right) + \gamma_y\left(y_t\right) \tag{۵۶}$$

۳-٤. شرط تسویه بازار

با مشخص شدن ساختار و اجزاء الگو، آخرین رابطه در الگو شرط تسویه بازار است. بازار کالای نهایی زمانی در تعادل است که تولید برابر تقاضای مصرفی خانوارها، تقاضای سرمایه‌گذاری و مخارج دولت باشد. با ترکیب قیود بودجه خانوار و دولت، شرط تسویه بازار کالاها و خدمات به‌صورت رابطه (۵۷) خواهد بود:

$$y_t + or_t = c_t + g_t + i_t \tag{۵۷}$$

۳-۵. حل الگو

الگو ارائه‌شده با استفاده از نرم‌افزار داینار (Dynare) در محیط متلب (Matlab) محاسبه‌شده است. مقادیر پایدار محاسبه‌شده، به‌صورت مقادیر اولیه در الگو قرار داده‌شده و پس از محاسبه مقادیر وضعیت باثبات متغیرهای درون‌زا، پارامترهای الگو با استفاده از رویکرد بیزی و در قالب الگوریتم متروپولیس-هستینگز برآورد شده است. بزرگ‌ترین مزیت رویکرد بیزی، انطباق بهتر نتایج حاصل از الگو با شرایط واقعی و دخالت مستقیم داده‌های واقعی در برآورد پارامترهای الگو است. در این رویکرد ابتدا باید

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اطلاعات اولیه (پیشین) برای پارامترها در نظر گرفته شود. برای تحصیل اطلاعات پیشین پارامترهای الگو می‌توان از مطالعات انجام‌شده یا برآورد مدل‌های رگرسیون ساده استفاده شود. درصورتی‌که اطلاعات پیشین کاملاً دقیق باشند، روش بیزی تبدیل به کالیبراسیون می‌شود. اما چنانچه این اطلاعات کاملاً نادرست باشد، رویکرد بیزی به روش حداکثر درست‌نمایی تبدیل خواهد شد و چگالی پسین پارامترها معادل تابع درست‌نمایی حاصل از داده‌های مورداستفاده خواهد بود. در غیر این شرایط روش بیزی روشی بین کالیبراسیون و حداکثر درست‌نمایی است (توکلیان و صارم ۱۳۹۶).

سری زمانی داده‌های تعدیل فصلی شده مورداستفاده در این مطالعه فصل اول سال ۱۳۷۰ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۶ را در برمی‌گیرد. کلیه داده‌ها پس از فصل زدایی با استفاده از فیلتر هدریک_ پرسکات روند زدایی شده و جزء ادواری آن‌ها برای تخمین توزیع پسین مورداستفاده قرارگرفته است. قبل از برآورد پارامترها به روش بیزی باید اشاره شود که برخی از پارامترهای الگو کالیبره شده‌اند که جدول (۱) مقادیر این پارامترها را ارائه می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

جدول ۵. پارامترهای کالیبره شده

نسبت مخارج مصرفی خصوصی به تولید غیرنفتی $(\bar{c}/\bar{y})$	۰/۶۶	نسبت مخارج دولت در بخش سلامت به کل مخارج بخش سلامت $(\overline{gh}/\overline{ex_h})$	۰/۳۲
نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید غیرنفتی $(\bar{\imath}/\bar{y})$	۰/۲۸	نسبت مخارج دولت در بخش آموزش به کل مخارج بخش آموزش $(\overline{ge}/\overline{ex_e})$	۰/۷۴
نسبت مخارج دولت به تولید غیرنفتی $(\bar{g}/\bar{y})$	۰/۳۱	نسبت مخارج بخش خصوصی در بخش سلامت به کل مخارج بخش سلامت $(\overline{ch}/\overline{ex_h})$	۰/۶۸
نسبت درآمد نفتی به تولید غیرنفتی $(\overline{or}/\bar{y})$	۰/۲۵	نسبت مخارج بخش خصوصی در بخش آموزش به کل مخارج بخش آموزش $(\overline{ce}/\overline{ex_e})$	۰/۲۶
نسبت مخارج دولت در بخش سلامت به کل مخارج دولت $(\overline{gh}/\bar{g})$	۰/۰۵۲	نسبت مخارج دولت در بخش آموزش به کل مخارج دولت در بخش سرمایه‌انسانی $(\overline{ge}/\overline{ghum})$	۰/۷۶
نسبت مخارج دولت در بخش آموزش به کل مخارج دولت $(\overline{ge}/\bar{g})$	۰/۱۷	نسبت مخارج دولت در بخش سلامت به کل مخارج دولت در بخش سرمایه‌انسانی $(\overline{gh}/\overline{ghum})$	۰/۲۴
نسبت سایر مخارج دولت به کل مخارج دولت $(\overline{gother}/\bar{g})$	۰/۷۷۸	نسبت سایر مخارج جاری دولت به سایر مخارج دولت $(\overline{gother_c}/\overline{gother})$	۰/۷
نسبت مخارج جاری دولت در بخش آموزش به کل مخارج دولت در بخش آموزش $(\overline{ge_c}/\overline{ge})$	۰/۸۳۹	نسبت سایر مخارج عمرانی دولت به کل سایر مخارج دولت $(\overline{gother_\imath}/\overline{gother})$	۰/۳
نسبت مخارج عمرانی در بخش آموزش به کل مخارج دولت در بخش آموزش $(\overline{ge_\imath}/\overline{ge})$	۰/۱۶۱	نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به سرمایه‌گذاری کل $(\bar{\imath}/\overline{it})$	۰/۶۷
نسبت مخارج جاری دولت در بخش سلامت به کل مخارج دولت در بخش سلامت $(\overline{gh_c}/\overline{gh})$	۰/۸۲۵	نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به سرمایه‌گذاری کل $(\overline{g\imath}/\overline{it})$	۰/۲۳
نسبت مخارج عمرانی دولت در بخش سلامت به کل مخارج دولت در بخش سلامت $(\overline{gh_\imath}/\overline{gh})$	۰/۱۷۵	نرخ استهلاک سرمایه خصوصی	۰/۰۱۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

همان‌طور که اشاره شد، برای برآورد پارامترها به روش بیزی ابتدا باید اطلاعات پیشین، شامل توزیع، میانگین و انحراف معیار هر پارامتر تعیین شود. جدول (۲) توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترها را ارائه می‌کند. برای دستیابی به اطلاعات پیشین پارامترها در این پژوهش از دو روش استفاده‌شده است. در صورت وجود پارامتر موردنظر در مطالعات انجام‌شده، برآورد موجود به‌عنوان اطلاعات پیشین پارامتر لحاظ شده است. همچنین در مورد سایر پارامترها از طریق برآورد مدل رگرسیون کمکی، اطلاعات پیشین برآورد شده است. برای انتخاب نوع چگالی پیشین نیز بر اساس ویژگی‌های پارامتر موردنظر تصمیم‌گیری می‌شود. به‌عبارت‌دیگر برای انتخاب چگالی پیشین مناسب دامنه پوشش چگالی‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به‌عنوان‌مثال چگالی نرمال دامنه اعداد حقیقی را پوشش می‌دهد. لذا، این چگالی برای توضیح ویژگی پارامترهایی که می‌توانند مقادیر مثبت و منفی داشته باشند مناسب است و یا چگالی بتا، علاوه بر پارامترهای میانگین و انحراف معیار، توسط حد پایین و حد بالا تعیین می‌شود. بنابراین برای برآورد پارامترهایی مناسب است که حد پائین و حد بالا دارند؛ برای مثال، اگر پارامتری بین صفر و یک باشد، چگالی پیشین بتا برای آن مناسب‌ترین انتخاب است (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶).

با توجه به اهداف پژوهش پارامترهای تعیین‌کننده سرمایه‌انسانی، به‌ویژه پارامترهای معادلات مربوط به طلاق، اعتیاد و جرم، از اهمیت فراوانی برخوردار است. برای برآورد آن‌ها از نتایج فصول گذشته استفاده‌شده است. بر اساس نتایج فصل سوم، نرخ طلاق (تعداد طلاق در استان به ازای هر هزار نفر جمعیت ۱۰ سال به بالا) با بیکاری و تورم رابطه مثبت و با تولید سرانه استان رابطه منفی معنادار دارد. از ضرایب به‌دست‌آمده به‌عنوان میانگین پیشین رابطه طلاق در پژوهش حاضر استفاده‌شده است. بر اساس نتایج فصل چهارم نرخ جرم با تولید سرانه و مخارج دولت رابطه منفی و با بیکاری رابطه مثبت دارد. بر اساس نتایج فصل پنجم نرخ شیوع اعتیاد با تولید سرانه رابطه منفی و با بیکاری و تورم رابطه مثبت معنادار دارد. در این مطالعه از ضرایب برآورد شده، به‌عنوان میانگین پیشین در برآورد بیزی استفاده گردید.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد برای منظور کردن اثر آسیب‌های اجتماعی بر سرمایه‌انسانی، یک شاخص ترکیبی آسیب‌های اجتماعی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی بر اساس سه شاخص طلاق و اعتیاد و جرم ساخته شد. همچنین برای برآورد شاخص سرمایه‌انسانی نیز یک الگوی داده‌های ترکیبی مورد برآورد قرار گرفت که در آن نسبت تولید واقعی به نیروی کار استان، به‌عنوان شاخص سرمایه‌انسانی، متغیرهای توضیح‌دهنده الگو شامل شاخص آسیب‌های اجتماعی، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار به‌عنوان شاخص آموزش و شاخص امید به زندگی به‌عنوان شاخص سلامت است.

شکل (۲) چگالی پیشین و برآورد چگالی پسین پارامترها بر پایه الگوریتم متروپولیس هستینگز را نمایش می‌دهد. در نمودار (۲)، تفاوت موجود بین توزیع پیشین و پسین بیانگر میزان اطلاعاتی است که در داده‌ها وجود دارد. بنابراین، هرقدر توزیع پیشین و پسین شباهت بیشتری به هم داشته باشند به معنی آن است که یا اطلاعات پیشین درباره این پارامترها کاملاً صحیح بوده یا اینکه با استفاده از داده‌های مورداستفاده نمی‌توان این پارامترها را برآورد نمود.

جدول ۲. برآورد پارامترهای الگو

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مأخذ	برآورد
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	بتا	۰/۹۶۲۲ (۰/۰۱۲۵)	توکلیان (۱۳۹۳)	۰/۹۳۶۳
δ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۵۲ (۰/۰۵)	توکلیان (۱۳۹۳)	۱/۵۵۳۷
b	عکس کشش تراز حقیقی پول	گاما	۲/۶۹ (۰/۰۲۰۵)	توکلیان (۱۳۹۳)	۲/۷۱۷۴
γ	کشش جانشینی بین مصرف خصوصی و دولتی	بتا	۰/۱۹۹۰ (۰/۰۰۱)	توکلیان (۱۳۹۳)	۰/۱۹۸۷
φ	عکس کشش نیروی کار فریش	گاما	۵ (۰/۰۴۹۹)	گالی (۲۰۱۱)	۵/۲۵۶۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مأخذ	برآورد
θ_w	درصد نیروی کاری که دستمزد خود را تعدیل نمی‌کنند.	بتا	۰/۵ (۰/۰۲)	جوان و همکاران (۱۳۹۷)	۰/۴۸۳۴
ε_w	کشش جانشینی بین دستمزدها	گاما	۴/۵۸ (۰/۰۲)	جوان و همکاران (۱۳۹۷)	۴/۵۹۶۰
α	سهم سرمایه خصوصی از تولید	بتا	۰/۳۶ (۰/۰۰۹۸)	توکلیان (۱۳۹۳)	۰/۳۸۹۵
μ_p	درجهٔ گذشته‌نگر بودن تورم	بتا	۰/۶۰۱۹ (۰/۰۵۷۵)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۷۱۷۰
θ_p	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند.	بتا	۰/۶ (۰/۰۱۵۱)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۳)	۰/۶۲۸۵
θ_d	کشش سرمایه‌انسانی نسبت به آسیب‌های اجتماعی	گاما	-۰/۲۲۶ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	-۰/۲۴۵۸
θ_e	کشش سرمایه‌انسانی نسبت آموزش	گاما	۷/۹۹ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	۷/۹۸۰۵
θ_h	کشش سرمایه‌انسانی نسبت سلامت	گاما	۱۱/۷۹ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	۱۱/۲۴۰۰
σ_{div}	وزن شاخص طلاق در شاخص آسیب‌های اجتماعی	بتا	۰/۳۳۲ (۰/۰۵)	روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی	۰/۴۲۲۱
σ_{crime}	وزن شاخص جرم در شاخص آسیب‌های اجتماعی	بتا	۰/۳۲ (۰/۰۵)	روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی	۰/۴۲۹۶
σ_{add}	وزن شاخص اعتیاد در شاخص آسیب‌های اجتماعی	بتا	۰/۳۲۸ (۰/۰۵)	روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی	۰/۳۰۲۷
α_2	کشش طلاق نسبت به تولید	گاما	-۰/۰۳۱ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	-۰/۰۲۷۵
α_3	کشش طلاق نسبت به بیکاری	گاما	۰/۰۸۸ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	۰/۰۹۰۰
α_4	کشش طلاق نسبت به تورم	گاما	۰/۰۵۷	برآورد مدل GMM	۰/۰۶۳۷

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مأخذ	برآورد
			(۰/۰۲)		
β_2	کشش جرم نسبت به تولید	گاما	-۰/۹۲ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	۰/۸۸۱۸
β_3	کشش جرم نسبت به بیکاری	گاما	۰/۱۵ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	۰/۱۴۸۲
β_4	کشش جرم نسبت به تورم	گاما	۰/۵۴۶۱ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	۰/۵۹۲۷
γ_2	کشش اعتیاد نسبت به تولید	گاما	-۰/۰۸ (۰.۰۲)	برآورد مدل GMM	-۰/۰۸۰۹
γ_3	کشش اعتیاد نسبت به بیکاری	گاما	۰/۰۹ (۰.۰۲)	برآورد مدل GMM	۰/۰۹۹۷
γ_4	کشش اعتیاد نسبت به بودجه دولت	گاما	-۰/۱۰۱ (۰/۰۲)	برآورد مدل GMM	-۰/۱۰۳
γ_{ex_e}	ضریب اثرگذاری مخارج در بخش آموزش	بتا	۰/۰۱۵ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۰۱۲
γ_{ex_h}	ضریب اثرگذاری مخارج در بخش سلامت	بتا	۰/۰۲ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۰۳۲۷
$\omega_{g_i^e}^{or}$	ضریب اثرپذیری مخارج دولت در بخش آموزش از درآمدهای نفتی	بتا	۰/۳۶ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۳۵۳۵
$\omega_{g_i^h}^{or}$	ضریب اثرپذیری مخارج دولت در بخش سلامت از درآمدهای نفتی	بتا	۰/۳۲ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۲۹۲۲
$\omega_{g_i^{other}}^{or}$	ضریب اثرپذیری مخارج دولت در سایر بخش‌ها از درآمدهای نفتی	بتا	۰/۶۳ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۶۶۸۳
$\rho_{g_e_c}$	ضریب فرآیند خود رگرسیون مخارج جاری دولت در بخش آموزش	بتا	۰/۶۲ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۶۱۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مأخذ	برآورد
$\rho_{g_h_c}$	ضریب فرآیند خود رگرسیون مخارج جاری دولت در بخش سلامت	بتا	۰/۷۴ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۷۵۲۲
$\rho_{g_other_c}$	ضریب فرآیند خود رگرسیون مخارج جاری دولت در سایر بخش‌ها	بتا	۰/۹ (۰.۰۳)	برآورد مدل	۰/۸۷۴۶
$\rho_{g_e_i}$	ضریب فرآیند خود رگرسیون مخارج عمرانی در بخش آموزش	بتا	۰/۸۱۰ (۰.۰۲)	برآورد مدل	۰/۸۳۱۵
$\rho_{g_h_i}$	ضریب فرآیند خود رگرسیون مخارج عمرانی دولت در بخش سلامت	بتا	۰/۸۱ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۸۲۳۶
$\rho_{g_other_i}$	ضریب فرآیند خود رگرسیون مخارج عمرانی دولت در سایر بخش‌ها	بتا	۰/۵۴ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۵۶۹۹
ρ_{or}	ضریب فرایند خود رگرسیون تکانه درآمدهای نفتی	بتا	۰/۲۹۱ (۰/۰۱)	جوان و همکاران (۱۳۹۶)	۰/۲۸۱۰
ρ_a	ضریب فرایند خود رگرسیون تکانه فنّاوری	بتا	۰/۵۵ (۰/۰۵)	برآورد مدل	۰/۷۰۷۰
ρ_h	ضرایب فرایند خود رگرسیون بخش سلامت	بتا	۰/۶۸ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۷۶۱۲
ρ_e	ضرایب فرایند خود رگرسیون بخش آموزش	بتا	۰/۷۱ (۰/۰۲)	برآورد مدل	۰/۸۲۲۶
λ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۱/۰۷ (۰/۰۵)	توکلیان (۱۳۹۱)	-۰/۹۷۴۷
λ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۲/۹۵۸ (۰/۱۷)	توکلیان (۱۳۹۱)	-۲/۸۶۳۴

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

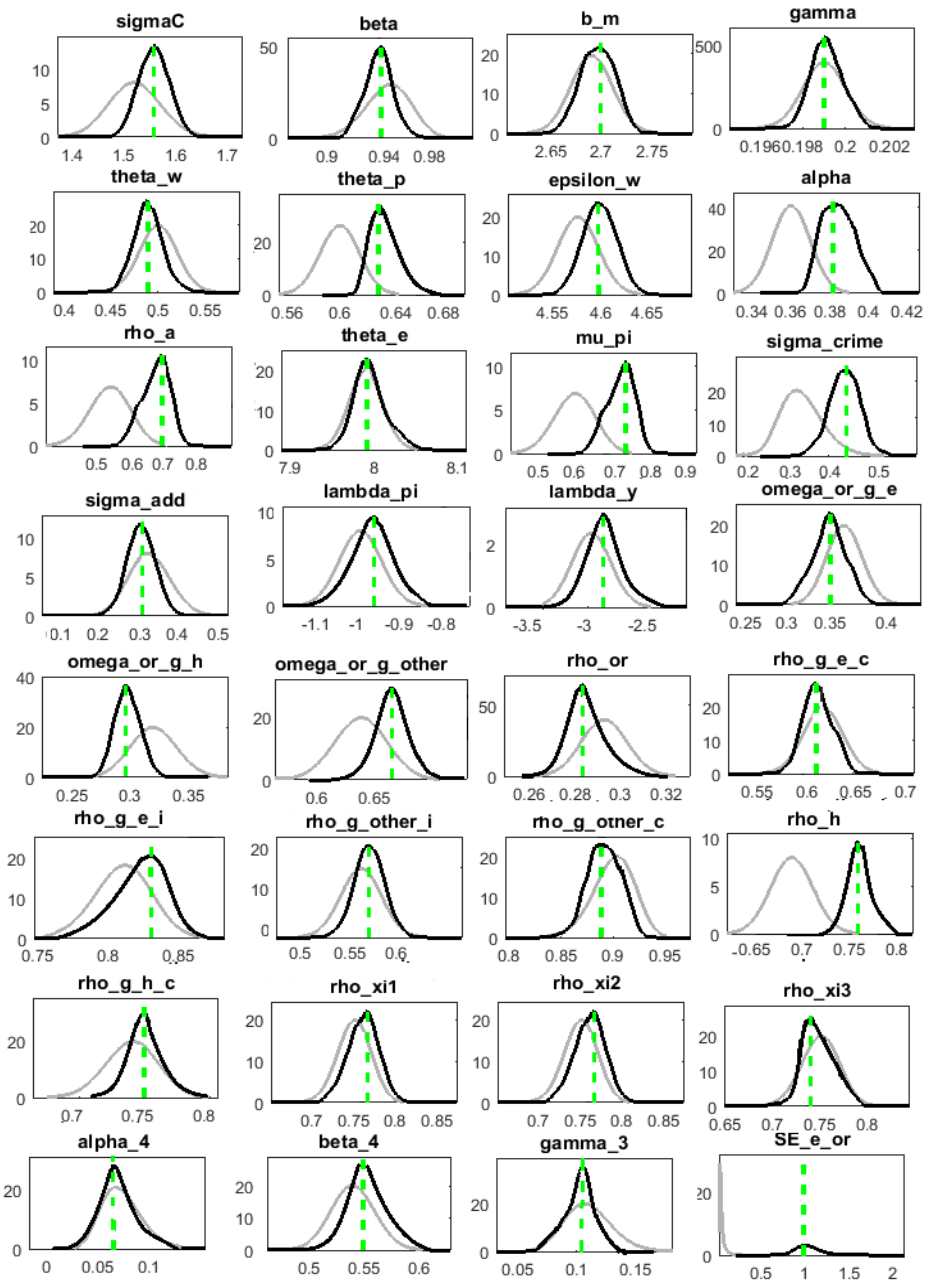
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مأخذ	برآورد
ρ_{π^*}	ضریب فرایند خود رگرسیون تکانه‌ی تورم هدف	بتا	۰/۲۴۵ (۰/۰۲۷۱)	منظور و تقی پور (۱۳۹۵)	۰/۲۵۷۹
ρ_{div}	ضریب فرآیند خود رگرسیون تکانه طلاق	بتا	۰/۷۵۰ (۰/۰۲)	-	۰/۷۶۴۷
ρ_{add}	ضریب فرآیند خود رگرسیون تکانه اعتیاد	بتا	۰/۷۵۰ (۰/۰۲)	-	۰/۷۳۵۹
ρ_{crime}	ضریب فرآیند خود رگرسیون تکانه جرم	بتا	۰/۷۵۰ (۰/۰۲)	-	۰/۷۶۸۲
σ_a	خطای استاندارد تکانه فنّاوری	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	-	۰/۰۲۵۷
σ_{or}	خطای استاندارد تکانه درآمدهای نفتی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	-	۰/۱۰۳۷
$\sigma_{g_e_c}$	خطای استاندارد تکانه مخارج جاری دولت در بخش آموزش	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	-	۰/۱۰۰۳
σ_{div}	خطای استاندارد تکانه طلاق	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	-	۰/۰۹۱۶
σ_{crime}	خطای استاندارد تکانه جرم	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	-	۰/۰۷۹۱
σ_{add}	خطای استاندارد تکانه اعتیاد	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	-	۰/۱۰۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]



شکل ۲. توزیع پیشین و پسین برخی شاخص‌های الگو

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

٤. آثار سیاست‌های کلان در شرایط آسیب‌های اجتماعی

درگاهی بیرانوند(۱۳۹۸) اثرات تکانه‌های مختلف در شرایط وجود آسیب‌های اجتماعی در جامعه مورد بررسی قرار دادند و نشان داده‌اند که میان متغیرهای اقتصاد کلان و آسیب‌های اجتماعی، چون طلاق، جرم و اعتیاد نوعی برهم کنش متقابل وجود دارد. مطالعه حاضر در جستجو بررسی فرضیه کاهش اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی دولت در شرایط حضور آسیب‌های اجتماعی در جامعه است. جهت بررسی این فرضیه، آثار تکانه‌های سیاست‌های مالی و پولی با فرض وجود آسیب‌های اجتماعی، با حالتی که شاخص آسیب‌های اجتماعی در مدل وجود نداشته باشد مقایسه خواهد شد.

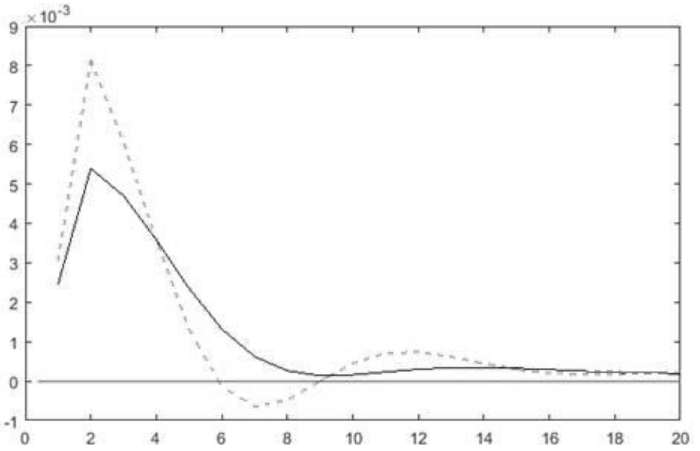
در ادامه آثار دو تکانه مثبت مخارج جاری و عمرانی دولت، به عنوان تکانه‌های سیاست مالی و تکانه مثبت عرضه پول، به عنوان تکانه سیاست پولی بررسی می‌شود.

٤-۱. آثار تکانه مثبت مخارج جاری دولت در بخش آموزش

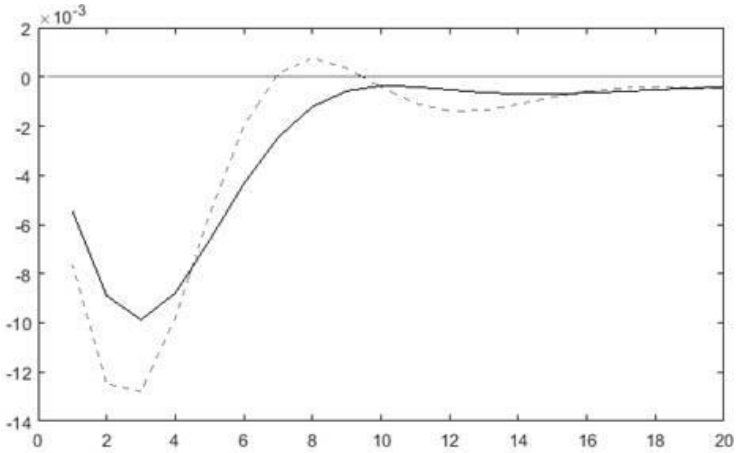
نمودار (۲) اثر تکانه مثبت مخارج جاری دولت در بخش آموزش را بر شاخص تولید نشان می‌دهد. خط نقطه‌چین عکس‌العمل تولید با فرض عدم وجود آسیب‌های اجتماعی و خط مشکی عکس‌العمل تولید با فرض وجود آسیب‌های اجتماعی است. نتایج نشان می‌دهد که اثر مثبت تکانه مخارج جاری دولت بر تولید در حالت وجود آسیب‌های اجتماعی کمتر است. نمودار (۳) اثر تکانه مثبت مخارج جاری دولت در بخش آموزش را در دو حالت بر شاخص تورم نشان می‌دهد. خط نقطه‌چین عکس‌العمل شاخص تورم با فرض عدم وجود آسیب‌های اجتماعی، و خط مشکی عکس‌العمل تورم را با فرض وجود آسیب‌های اجتماعی نمایش می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود اثر تکانه مخارج جاری دولت در بخش آموزش بر تورم، در حالت وجود آسیب‌های اجتماعی، بیشتر است. بنابراین همچنان‌که مشاهده می‌شود وجود آسیب‌های اجتماعی، باعث کاهش اثر مثبت مخارج دولت در بخش آموزش بر تولید شده و با اثر تورمی بیشتری همراه است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]



نمودار۲ تابع عکس العمل تولید به تکانه مخارج جاری دولت در بخش آموزش



نمودار ۳. تابع عکس العمل تورم به تکانه مخارج جاری دولت در بخش آموزش

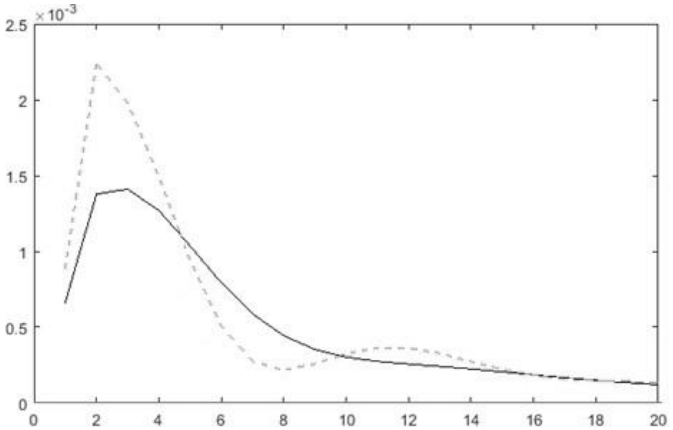
۲-٤. تکانه مثبت مخارج عمرانی دولت

نمودار (۴) اثر تکانه مثبت مخارج عمرانی دولت را بر تولید نشان می‌دهد. همانند موارد قبل، خط نقطه‌چین عکس‌العمل تولید در حالت عدم وجود آسیب‌های اجتماعی و خط مشکی، عکس‌العمل تولید را با فرض وجود آسیب‌های اجتماعی نمایش می‌دهند. چنان‌که مشاهده می‌شود در حالت وجود آسیب‌های اجتماعی، اثر مثبت تکانه مخارج عمرانی دولت بر تولید کاهش می‌یابد. نمودار(۵)

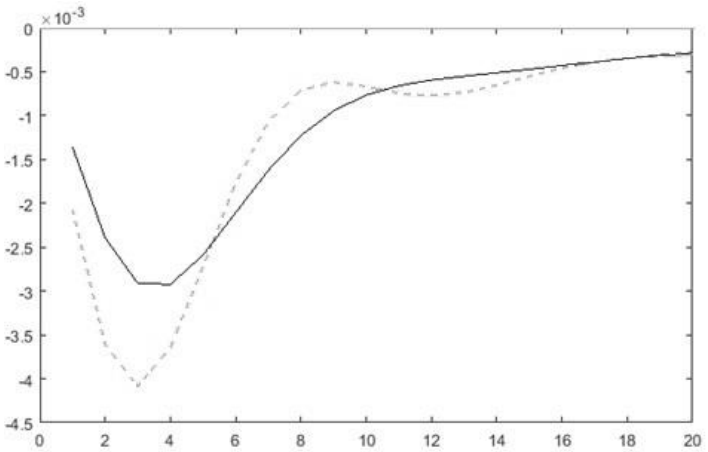
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اثر تکانه مثبت مخارج عمرانی دولت را بر تورم نشان می‌دهد. مقایسه نتایج حاکی از آن است که در حالت وجود آسیب‌های اجتماعی، اثر کاهندگی مخارج عمرانی دولت برتورم کمتر است. بنابراین وجود آسیب‌های اجتماعی، باعث کاهش اثر مثبت مخارج عمرانی دولت بر تولید شده و از سوی دیگر تورم را کمتر کاهش می‌دهد.



نمودار ۴. تابع عکس العمل تولید به تکانه مخارج عمرانی دولت



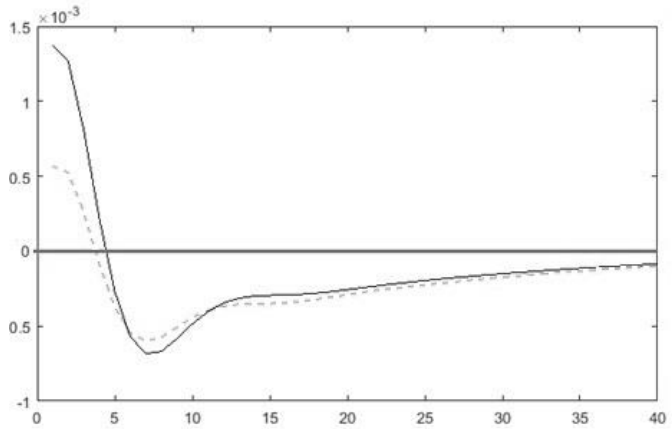
نمودا ۵. تابع عکس العمل تورم به تکانه مخارج عمرانی دولت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

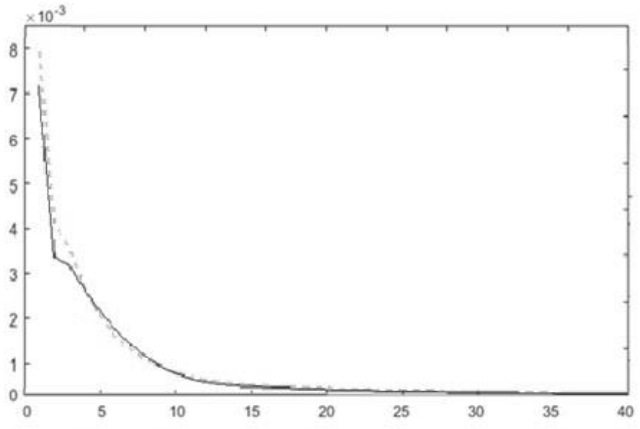
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

۳-٤. آثار سیاست‌های پولی در شرایط آسیب‌های اجتماعی

هدف از اجرای سیاست‌های پولی، ایجاد ثبات اقتصادی است. براساس ساختار الگوی پژوهش نمودار (۶) اثر تکانه مثبت پولی را بر شاخص تورم نشان می‌دهد. نتایج نشان دهنده آن است که تکانه مثبت پولی تورم را با فرض وجود آسیب‌های اجتماعی، بیشتر افزایش می‌دهد. نمودار(۷) اثر تکانه مثبت پولی را بر تولید نشان می‌دهد. آن‌گونه‌که مشاهده می‌شود، تکانه مثبت پولی تولید کوتاه مدت را، در حالت وجود آسیب‌های اجتماعی، کمتر افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر گسترش آسیب‌های اجتماعی منجر به کاهش اثربخشی سیاست‌های پولی در ثبات اقتصاد کلان می‌شود.



نمودار ۶. تابع عکس العمل تورم به تکانه مثبت پولی



نمودار ۷. تابع عکس العمل تولید به تکانه مثبت پولی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

۵. جمع‌بندی

پژوهش حاضر در جست‌وجوی شواهدی در تأیید کاهش اثربخشی سیاست‌های اقتصاد کلان در شرایط وجود ناهنجاری‌های اجتماعی در ایران بود. از این‌رو از ادبیات الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی بهره جست. در الگوی DSGE طراحی شده، آسیب‌های اجتماعی یکی از عوامل اساسی استهلاک در انباشت سرمایه انسانی در جامعه در نظر گرفته شد. این الگو شامل چهار بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و مقام پولی است. به دلیل امکان بررسی تعامل تحولات بازار نیروی کار و بیکاری با سرمایه انسانی و آسیب‌های اجتماعی، برخلاف نحوه فرموله کردن الگوهای متداول، عرضه نیروی کار درون‌زا فرض شد. بنابراین خانوار با حداکثرسازی ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری، نیروی کار با تخصص‌های مختلف را به بازار عوامل تولید عرضه کرده و کالاهای مصرفی را از بازار کالای نهایی خریداری می‌کند. همچنین فرض می‌شود که دو نوع بنگاه حداکثرکننده سود وجود دارد، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی که در فضای رقابت کامل و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه که در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. دولت نیز تلاش دارد که ضمن حفظ توازن بودجه‌ای، درآمدهای حاصل از مالیات، فروش اوراق مشارکت، نفت و سایر درآمدها را بین مخارج جاری و عمرانی خود تخصیص دهد. مقام پولی نیز نرخ رشد حجم پول را کنترل می‌کند.

نوآوری اصلی این پژوهش تبیین تعامل میان اقتصاد کلان و آسیب‌های اجتماعی است. تاکنون مطالعات محدودی به بررسی تجربی تعامل دو سویه اقتصاد و آسیب‌های اجتماعی پرداخته‌اند. از دیگر نوآوری‌های این پژوهش می‌توان به وارد کردن فرض وجود آسیب‌های اجتماعی در الگوهای DSGE اشاره کرد. اگرچه درون‌زا کردن سرمایه انسانی در این الگوها در برخی از مطالعات انجام شده است، لیکن در نظر گرفتن آسیب‌های اجتماعی به عنوان عامل استهلاک سرمایه انسانی نکته جدید این مطالعه است. در این پژوهش انباشت سرمایه انسانی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، تحت تأثیر آسیب‌های اجتماعی، آموزش و بهداشت در نظر گرفته شده است از سوی دیگر شاخص آسیب‌های اجتماعی نیز از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان چون درآمد سرانه، تورم و بیکاری تأثیر می‌پذیرد. پس از طراحی الگوی مورد نظر بررسی دو سناریو وجود و عدم وجود آسیب‌های اجتماعی در الگوی پژوهش، به بررسی این فرضیه پرداخته شد که آیا آسیب‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

اجتماعی باعث کاهش اثربخشی سیاست‌های مالی و پولی می‌شوند؟ نتایج پژوهش حاکی از تأیید این فرضیه است. نتایج نشان می‌دهد که اثر مثبت تکانه‌های مخارج جاری و عمرانی دولت، به عنوان سیاست مالی، بر تولید در حالت وجود آسیب‌های اجتماعی کمتر است. از سوی دیگر با گسترش آسیب‌های اجتماعی، اثر تورمی تکانه مثبت پولی بیشتر می‌شود در حالی که اثر آن بر افزایش تولید کوتاه مدت کمتر است.

بنابراین با توجه به نتایجی که در این پژوهش ارائه شد، فرضیه کاهش اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی دولت با افزایش آسیب‌های اجتماعی تأیید می‌شود.

بنابراین سیاست‌گذاران اقتصادی باید به این مهم توجه داشته باشند که تداوم ناهنجاری‌های اجتماعی با استهلاک بیشتر سرمایه‌انسانی و کاهش بهره‌وری، باعث کاهش اثربخشی سیاست‌های خواهد شد، از این‌رو همواره قبل از اتخاذ تصمیم سیاستی باید به پایش شرایط اجتماعی پرداخت و چه بسا شرایط اجتماعی نیز به عنوان پیش فرض در مدل تصمیم‌گیری وارد شوند.

منابع

ابوالحسنی، اصغر؛ ابراهیمی، ایناز؛ پورکاظمی، محمدحسین و ابراهیم بهرامی‌نیا (۱۳۹۵). "اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی". *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال هفتم، شماره۲۵، صص ۱۳۲-۱۱۳.

اشرفی، یکتا؛ سلیمی‌فر، مصطفی؛ عادلی، محمدحسین و حسین توکلیان (۱۳۹۷). "بررسی اثر مخارج دولت بر رفاه در ایران: کاربرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و ششم، شماره ۸۵، صص ۸۲-۳۳.

بهرامی، جاوید و نیره سادات قریشی (۱۳۹۰). "تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱، صص۲۲-۱.

توکلیان، حسین (۱۳۹۳). "برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال هفتم، شماره ۲۱، صص ۳۵۴-۳۲۹.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

توکلیان، حسین و مهدی صارم (۱۳۹۶). *الگوهای DSGE در نرم‌افزار DYNARE*. پژوهشکده پولی و بانکی.

جلالی نائینی و سید احمد رضا (۱۳۹۴). "سیاست پولی: مبانی نظری و ارزیابی عملکرد در ایران". *پژوهشکده پولی و بانکی*، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

جوان، موراشین؛ افشاری، زهرا و حسین توکلیان (۱۳۹۶). "اثر اختلالات بازار کار پویایی‌های اقتصاد کلان در چارچوب یک الگوی کینزی جدید". *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۸۴، صص۲۶۵-۲۲۹.

جوان، موراشین؛ افشاری، زهرا و حسین توکلیان (۱۳۹۷). "سیاست پولی بهینه و بازار کار: یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی". *مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، سال هفتم، شماره ۵۲، صص۲۸-۱.

درگاهی، حسن و مهدی هادیان (۱۳۹۶). "نقش سیاست‌های اقتصاد کلان در ثبات مالی اقتصاد ایران". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال بیست و دوم، شماره ۷۳، صص۸۲-۴۵.

درگاهی، حسن و مهدی هادیان (۱۳۹۵). "ارزیابی تعامل بخش‌های حقیقی و مالی در اقتصاد ایران: رویکرد DSGE". *اقتصاد و الگوسازی*، دوره ۷، شماره ۲۶، صص۳۲-۱.

درگاهی حسن و امین بیرانوند (۱۳۹۷). "بررسی رابطه آسیب‌های اجتماعی و رشد اقتصادی ایران با تأکید بر سرمایه انسانی در الگوی رشد درون‌زا: رویکردDSGE". *فصلنامه برنامه ریزی و بودجه*. ۲۳(۳)، صص۵۹-۱۰۰.

درگاهی، حسن و امین بیرانوند (۱۳۹۹). "عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر اعتیاد در ایران با تأکید بر ادوار تجاری". *فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی*. سال بیستم. شماره ۷۸، پاییز ۱۳۹۹، صص۱۶۹ – ۱۳۹.

درگاهی، حسن و امین بیرانوند (۱۳۹۹). "عوامل مؤثر بر جرم مالی در ایران با تأکید بر ادوار تجاری و آسیب‌های اجتماعی". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*.۹(۳۵)، صص ۱۲۷-۱۳۵.

درگاهی، حسن؛ قاسمی، مجتبی و امین بیرانوند (۱۳۹۷). "عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر طلاق در اقتصاد ایران با تأکید بر ادوار تجاری، آموزش و اشتغال زنان". *اقتصاد و الگوسازی*، سال نهم، شماره ۴، صص۱۲۰-۹۵.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

زمان‌زاده، حمید و محمدرضا جلالی نائینی (۱۳۹۱). "الگوسازی سلطه مالی و سیاست مالی در اقتصاد ایران رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا". *پژوهش‌های پولی و بانکی*، دوره ۵، شماره ۱۳، صص۳۴-۱.

شاهمرادی، اصغر و مهدی صارم (۱۳۹۲). "سیاست پولی بهینه و هدفگذاری تورم در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی، دوره چهل و هشتم، شماره ۲، صص ۴۲-۲۵.

صالحیان بهروز، محمد و علیرضا عرفانی (۱۳۹۷). "تحلیل سیاست پولی و مالی در چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی باز برای اقتصاد ایران". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات، سال سیزدهم، شمارهٔ ۴، صص ۱۵۹-۱۷۹.

فخر حسینی، سیدفخرالدین؛ شاهمرادی، اصغر و محمدعلی احسانی (۱۳۹۱). "چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره دوازدهم، شماره ۱، صص ۳۰-۱۰.

کمیجانی، اکبر و حسین توکلیان(۱۳۹۱). "سیاست گذاری پولی تحت سلطهٔ مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸، صص۱۱۷-۸۷

منظور، داود و انوشیروان تقی‌پور (۱۳۹۵). "تحلیل آثار شوک‌های پولی و مخارج مالی دولت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۵۱، شمارهٔ ۴.

نیلی، مسعود؛ درگاهی، حسن؛ نیلی، فرهاد و محمد کردبچه (۱۳۹۱). *دولت و رشد اقتصادی*. تهران: نشر نی.

Amato A. and M. Tronzano (2000), "Fiscal policy, debt management and exchange rate credibility:lessons from the recent Italian experience", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 24 No. 6, pp. 921-943.

Andresen Martin A. (2013). "Unemployment, Business Cycles, Crime and the Canadian Provinces". *Journal of Criminal Justice*, 41(4), pp. 220–27.

Barro R. J. (1991). "Economic growth in a cross section of countries". *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 407-443.

Bouakez H., Chihi F. and M. Normandin (2014), "Measuring the effects of fiscal policy", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 47, pp. 123-151.

Buonanno P. (2003). The Socioeconomic Determinants of Crime. A Review of the Literature. Working Paper Dipartimento di Economia Politica, Università di Milano Bicocca; 63.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

Burriel P., Fernández-Villaverde J. and J.F. Rubio-Ramírez (2010). MEDEA: a DSGE model for the Spanish economy. SERIEs, 1(1-2), pp. 175- 243.
Canh N. P. (2018). The effectiveness of fiscal policy: contributions from institutions and external debts. Journal of Asian Business and Economic Studies
Christiano Lawrence J., Mathias T. and W. Karl (2010). Involuntary Unemployment and the Business Cycle, mimeo.
Fischer S. (1993). "The role of macroeconomics factor in economic growth". *Journal of Monetary Economics*, 32(3), pp. 485-512.
Fischer S. (1997) "Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule". *Journal of Political Economy*. 85:(1). pp. 191-205.
Friedman M. and A.J. Schwartz (1963). A monetary history of the United States, 1867-1960. Princeton University Press.
Galí J. (2011). Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspective. MIT press.
Galí J., Smets F. and R. Wouters (2012). Unemployment in an Estimated New Keynesian Model. NBER Macroeconomics Annual, 26(1), pp. 329-360.
Gertler M. and A. Rose (1996). *Finance, Public policy, and growth*. In Caprio, J. & Atiyas, G. I. & Hanson, J. "Financial reform theory and experience". Cambridge: Cambridge University Press: 36-40.
Ghosh S. and K.C. Neanidis (2017). "Corruption, fiscal policy, and growth: a unified approach". *The BE Journal of Macroeconomics*, 17(2).
Goodfriend M. and B. McCallum (2007). "Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration". No 13207, NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research.
Gray Jeffrey S. (1997). The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection? Journal of Human Resources, 32 (3), 481–504.
Harwood H.J., Napolitano D.M., Kristiansen P.L. and J.J. Collins (1984). Economic Costs to Society of Alcohol and Drug Abuse and Mental Illness: 1980. Research Triangle Park, NC: Research Triangle Institute, 00-01
Hemming R., Kell M. and S. Mahfouz (2002), "The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity: a review of the literature", Working Paper No. WP/02/208, IMF, Washington, DC.
Holden T.D. (2010). Products, patents and productivity persistence: A DSGE model of endogenous growth (No. 512). University of Oxford, Department of Economics
Ivanyna M., Mourmouras A. and P. Rangazas (2016). "The Culture of Corruption, Tax Evasion, and Economic Growth". *Economic Inquiry*. 54(1), pp. 520–542.
Juillard M., Karam P.D., Laxton D. and P.A. Pesenti (2006). "Welfarebased monetary policy rules in an estimated DSGE model of the US economy". *European central bank working paper*, No. 613.
Kasselaki M.T. and A.O. Tagkalakis (2016), "Fiscal policy and private investment in Greece". *International Economics*, Vol. 147, pp. 53-106.
Kitson Gay C. and Leslie a Morgan. (1990). "The Multiple Consequences of Divorce: A Decade Review". *Journal Of Marriage And The Family*, 52 (4), pp. 913–24.
Kydland F.E. and E.C. Prescott (1982). "Time to build and aggregate fluctuations". *Econometrica*. 50(6), pp. 1345-1370.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

Kydland F.E. and E.C. Prescott (1990). "Business cycles: Real facts and a monetary myth". *Real business cycles: a reader*, 383. 20.

Kydland F.E. and E.C. Prescott (1996). "The computational experiment: an econometric tool". *The Journal of Economic Perspectives*, 10(1), pp. 69-85.

Kydland F.E. and E.C. Prescott (1991). "The econometrics of the general equilibrium approach to business cycles". *Scandinavian Journal of Economics*, 93(2), pp. 161–178.

Levine P., Melina G. and H. Onder (2016). Non-Renewable Resources, Fiscal Rules, and Human Capital. The World Bank.

Lucas Robert E. (1972). "Expectations and the neutrality of money". *Journal of Economic Theory*. 4(2), pp. 103-124.

Lucas Robert E. (1972). "Expectations and the neutrality of money". *Journal of Economic Theory*. 4(2), pp. 103-124.

Lucas Robert E. (1976). "Econometric policy evaluation: A critique". *In Carnegie-Rochester conference series on public policy* , Vol. 1, pp. 19- 46 .

Lucas Robert E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, No. 22, pp. 3–42.

Martinez-Vazquez J., Boex J. and J. Arze del Granado (2007), "Corruption, fiscal policy and fiscal management", in Martinez-Vazquez, J., Boex, J. and Arze del Granado, J. (Eds), Fighting Corruption in the Public Sector, Emerald Group Publishing Limited, pp. 1-10.

Merz M. (1995). "Search in the labor market and the real business cycle". *Journal of Monetary Economics*, 36(2), pp. 269-300

Minford L. (2015). *The Macroeconomic Effects of UK Tax, Regulation and R&D Subsidies: Testing Endogenous Growth Hypotheses in an Open Economy DSGE Model*. Doctoral dissertation, Cardiff University.

Phelps E. and J.B. Taylor (1977). "Stabilization properties of monetary policy under rational expectations". *Journal of Political Economy*, 85(1), pp. 163-190.

Robinson T. (2013). "Estimating and Identifying Empirical BVAR-DSGE models for small open economies". *Economic Research Department*, Reserve Bank of Australia.

Rodrik D. (1996). "Understanding Economic Reform Policy". *Journal of Economic Literature*, 34(1), pp. 9-41.

Sachs J.D. and A.M. Warner (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". NBER Working Paper No 5398. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Sargent T. and N. Walace (1975). "Rational Expectations, the Optimal monetary instrument and the optimal money supply rule". *Journal of Political Economy*. 83(2), pp. 241-254.

Sims C.A. (1980). "Macroeconomics and reality". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 1-48.

Smets F. and R. Wouters (2003). "An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area". *Journal of the European economic association*, 1(5), pp. 1123-1175.

Snowdon B. and H.R. Vane (2005). Modern macroeconomics: its origins, development and current state. Edward Elgar Publishing.

UNODC I. (2018). World Drug Report. United Nations, New York, NY.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]

UNODC I. (2019). World Drug Report. United Nations, New York, NY.
Walsh C.E. (2010). Monetary Theory and Policy. MIT Press.
Wei M. (2004). Human Capital, Business Cycles and Asset Pricing.
Woodford M., Robin C. and C.E. Walsh (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. Cambridge University press.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.321]