



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال ششم / شماره بیست‌و‌چهارم / زمستان ۱۳۹۶

بررسی اثر شوک سیاست پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در ایران

علیرضا برادران

دانشجوی دکتری مالی-بانکداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
a.baradaran92@gmail.com

غلامرضا زمردیان

استادیار عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۲۶

چکیده

صنعت از بخش‌های مهم و حیاتی اقتصاد کشورها محسوب می‌شود که توجه به آن جزء اهداف جوامع توسعه یافته و در حال توسعه است. در ایران نیز بر اساس آمارها بخش صنایع و معادن در مجموع حدود ۲۵ درصد از تولید ناخالص ملی را به خود اختصاص داده است. با وجود این سهم، صنعت در اقتصاد کشور طی دوران اجرای برنامه‌های توسعه و سیاست‌های تعدیل و تثبیت، از سیاست‌های کلان اقتصادی و به خصوص سیاست‌های پولی و مالی تاثیر فراوان پذیرفته است. با این رویکرد، مطالعه حاضر اثر شوک سیاست پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت را طی دوره ۹۳-۱۳۷۰ بررسی نموده است. جهت دسترسی به این هدف ابتدا نوسانات سیاست پولی و مالی در قالب فیلتر هودریک - پرسکات، الگوسازی و سپس به کمک مدل ARDL، اثرات آن‌ها بر ارزش افزوده بخش صنعت در کنار متغیرهایی چون موجودی سرمایه خالص بخش صنایع و معادن، نیروی کار شاغل در این بخش و هزینه‌های آموزش و پرورش مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از مطالعه حاضر بیان‌گر آن است که شوک مثبت سیاست پولی و مالی اثری مثبت بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد؛ اما شوک منفی سیاست پولی و مالی با ایجاد سردرگمی در میان فعالان اقتصادی، اثری منفی بر ارزش افزوده بخش صنعت می‌گذارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که موجودی سرمایه و نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن بر ارزش افزوده این بخش اثری مثبت دارند. بر این اساس می‌توان گفت ۱۰ درصد افزایش در موجودی سرمایه و نیروی کار، طی دوره بلندمدت ارزش افزوده بخش صنعت و معدن را به ترتیب به میزان ۷/۳ و ۵/۶ درصد افزایش می‌دهد. در نهایت نیز نتایج بیان‌گر آن است که مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش نیز اثری مثبت بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد؛ به طوری که ۱۰ درصد افزایش در مخارج دولتی سرانه، طی دوره بلندمدت سبب افزایش ارزش افزوده بخش صنعت به میزان ۳/۴ درصد می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: شوک سیاست پولی و مالی، ارزش افزوده بخش صنعت، فیلتر هودریک - پرسکات، الگوی ARDL.

۱- مقدمه

صنعت یکی از بخش‌های مهم و حیاتی اقتصاد هر کشور محسوب می‌شود که تأثیرات قابل توجهی بر روابط اجتماعی، سیاسی و اقتصادی درون کشوری و برون کشوری دارد، لذا توجه به آن برای افزایش رشد و توسعه، جزء اهداف بیشتر جوامع اعم از توسعه یافته و در حال توسعه قرار گرفته است (شهبازی و کریم‌زاده، ۱۳۹۳). بررسی آمارهای منتشر شده از سوی بانک مرکزی ایران نیز نشان می‌دهد که در سال‌های اخیر صنایع و معادن در مجموع حدود ۲۵ درصد از تولید ناخالص ملی اقتصاد ایران را به خود اختصاص داده است. بخش صنایع و معادن شامل زیربخش‌های صنعت و معدن، ساختمان و آب و برق و گاز می‌باشد. در این تقسیم‌بندی بخش ساختمان ۹/۸ درصد و بخش صنعت و معدن نیز ۱۳/۶ درصد از تولید ناخالص داخلی کشور سهم دارند. اگر از نظر بخشی به صنعت و معدن توجه شود، در این صورت با نگاهی به سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی، می‌توان گفت که بخش صنعت در همین حد در اقتصاد ایران نقش دارد. با این وجود باید توجه کرد که اهمیت بخش صنعت و معدن بیش از رقم سهم آن در اقتصاد ملی است (ایزدی و ایزدی، ۱۳۸۷). فراوانی نیروی کار تحصیل کرده و جویای کار، وجود زیرساخت‌های لازم برای توسعه، برخورداری کشور از ذخایر عظیم انرژی و هزینه پایین دسترسی به آن، بهره‌مندی از منابع اولیه صنعتی و معدنی فراوان دارای ظرفیت‌های خالی تولید و مزیت‌های رقابتی در تولید محصولات متعدد جهت بهره‌برداری در توسعه صادرات غیرنفتی کشور از نقاط قوت بخش صنعت در کشور به شمار می‌روند (شهبازی و کریم‌زاده، ۱۳۹۳). از سوی دیگر بخش صنعت، در پرتو ارتباطات پسین و پیشین قوی با بخش‌های دیگر نقش مهمی را در تولید و بهره‌وری سایر بخش‌های اقتصادی دارد. بخش صنعت و معدن از یک طرف، از محصولات تولیدی سایر بخش‌ها همچون نهاده واسطه استفاده می‌کند و رشد تولید این بخش به رشد تولید آن بخش‌ها کمک خواهد کرد. و از طرف دیگر، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مورد نیاز سایر بخش‌ها را تولید می‌کند که از این طریق نیز ممکن است به رشد تولید و بهره‌وری آن‌ها کمک برساند. بنابراین، ارتقای بهره‌وری در بخش صنعت و معدن هم به رشد تولید خود این بخش منتهی و هم به رشد تولید و بهره‌وری در سایر بخش‌ها کمک خواهد کرد (امینی و همکاران، ۱۳۸۶).

بخش صنعت در اقتصاد کشور، طی دوران اجرای برنامه‌های توسعه و سیاست‌های تعدیل و تثبیت، از سیاست‌های کلان اقتصادی و به خصوص سیاست‌های پولی و مالی تأثیر فراوان پذیرفته است. سیاست‌های پولی و مالی پیش‌بینی شده از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی کشورها می‌باشند که در رشد و توسعه اقتصادی نقش به‌سزایی ایفا می‌کنند. اما آن‌چه که در این میان از اهمیت فراوانی برخوردار است بحث ثبات و پایداری در سیاست‌های اقتصادی و پرهیز از شتاب‌زدگی در اجرای سیاست‌هاست. اهمیت ثبات در سیاست‌های دولت برای کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران دو چندان است چرا که این کشورها دارای بازارهای مالی نامنظمی بوده و تغییر در سیاست‌های دولت می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی را با مشکلات متعددی مواجه سازند. برخلاف سیاست‌های پولی و مالی پیش‌بینی شده، سیاست‌های پولی و مالی پیش‌بینی نشده از جمله بی‌ثباتی در رشد حجم نقدینگی سبب سردرگمی فعالان اقتصادی شده و اثری متفاوت بر اقتصاد دارند. به عنوان مثال تا زمانی که تورم قابل پیش‌بینی است، دیگر یک سرچشمه‌ی ناپایداری و نااطمینانی وجود ندارد و می‌توان

ریسک‌های اقتصادی را با ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و بدون توجه به این که این ریسک‌ها بر اساس ارزش‌های واقعی برآورد شده‌اند یا بر اساس ارزش اسمی، بازگو نمود. اما زمانی که شوک سیاستی مشاهده گردد و تورم غیرمنتظره و غیر قابل پیش بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود (زمردیان و همکاران، ۱۳۹۴).

نوسانات نامرتب و بی ثباتی‌ها در رشد حجم نقدینگی و همچنین مخارج مالی دولت دارای اثر روانی منفی بر شکل‌گیری انتظارات و میل به سرمایه‌گذاری در بخش صنعت دارد؛ مخصوصاً اگر این نوسانات ناشی از کسری بودجه دولت باشد که در ایران نیز عموماً چنین شرایطی برقرار می‌باشد (ابزری و همکاران، ۱۳۸۶). تورم آثار منفی بسیار زیادی بر عملکرد بنگاه‌ها از جمله حاشیه سود و کیفیت صنایع دارد به گونه‌ای که سطوح بالاتر تورم با حاشیه سود پایین‌تر همراه گردد (فلیجی پیربستی و طاهری هنجی، ۱۳۹۰).

با توجه به مطالب عنوان شده، اگر چه تاکنون مطالعات فراوانی در زمینه آثار سیاست‌های پولی و مالی پیش‌بینی شده بر بخش صنعت در کشور صورت گرفته است، اما در زمینه اثرات شوک‌های سیاستی ناشی از سیاست‌های پولی و مالی پیش‌بینی نشده تاکنون مطالعه جامعی صورت نگرفته است. لذا با توجه به ابلاغ سیاست‌های اصل ۴۴ و نظر به این که بخش صنعت نقش مهمی در اجرای صحیح خصوصی سازی در کشور دارد، مطالعه حاضر درصدد است تا با توجه به نقش دولت در ایجاد ثبات اقتصادی، اثرپذیری بخش صنعت ایران را از شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های پولی و مالی و با به عبارت دیگر بی ثباتی و شوک سیاست‌های پولی و مالی برای دوره زمانی ۹۳-۱۳۷۰ الگوسازی و بررسی نماید.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه تحقیق

سیاست‌های پولی و مالی از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی هستند که در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی نقش به‌سزایی ایفا می‌نمایند. سیاست‌های مالی از طریق برنامه‌های عمرانی و بودجه‌های سالیانه و درآمد‌های مالیاتی و غیر مالیاتی دولت تبیین و اعمال می‌شوند. سیاست‌های پولی نیز با هدف اثرگذاری بر اقتصاد معمولاً از طریق تغییر در حجم پول در جریان اعمال می‌شوند. تغییر در مخارج دولت و حجم پول از طریق ضریب فزاینده بر روی تولید بخش‌های مختلف اقتصادی اثر گذاشته و در نتیجه تغییر در سرمایه‌گذاری و ارزش افزوده را به دنبال خواهد داشت (شهبازی و کریمزاده، ۱۳۹۴). تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی از طریق مدل عرضه و تقاضای کل (AS-AD) قابل توضیح است. زمانی که اقتصاد در تعادل اولیه قرار دارد، با اجرای یک سیاست مالی انبساطی منحنی‌های IS و AD به سمت راست منتقل می‌شوند و در سطح عمومی قیمت‌های اولیه مازاد تقاضا ایجاد می‌شود و یک فشار صعودی بر روی قیمت‌ها وارد می‌شود؛ لذا قیمت‌ها افزایش می‌یابند. با افزایش قیمت‌ها منحنی تقاضای نیروی کار به سمت راست و منحنی عرضه نیروی کار به سمت چپ منتقل می‌شود و با فرض توهم پولی ناقص میزان انتقال منحنی تقاضای نیروی کار از انتقال منحنی عرضه نیروی کار بیشتر بوده و در مجموع اشتغال تعادلی افزایش می‌یابد و با افزایش اشتغال تعادلی تولید نیز افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، با افزایش قیمت‌ها عرضه واقعی پول کاهش یافته و منحنی LM نیز به سمت چپ منتقل می‌شود و از مقدار تقاضای کل کاسته می‌شود. افزایش قیمت‌ها تا جایی ادامه می‌یابد

که مازاد تقاضای ایجاد شده از دو ناحیه افزایش تولید و کاهش مقدار تقاضا از بین برود و اقتصاد مجدداً به تعادل برسند. بنابراین، دولت می‌تواند از طریق اجرای یک سیاست مالی انبساطی (از طریق ابزارهایی نظیر افزایش مخارج دولت، افزایش پرداخت‌های انتقالی، کاهش نرخ مالیات و کاهش مالیات مستقل) مقدار تولید تعادلی را تحت تأثیر قرار دهد. سیاست‌های پولی نیز از طریق جابجایی منحنی LM و تغییرات نرخ بهره بر مقدار تقاضای کل تأثیر می‌گذارد و واضح است که تغییر جایگاه این منحنی نیز می‌تواند به تغییر تولید حقیقی منجر شود و انتظار بر این است که با اجرای یک سیاست پولی انبساطی مقدار تولید تعادلی افزایش یابد. از دید کلاسیک‌ها، سیاست‌های پولی و مالی تأثیری بر مقدار تولید حقیقی ندارند ولی در حالت‌های عمومی و حدی کینزی اجرای سیاست‌های پولی و مالی بر مقدار تولید حقیقی اثرگذار است (رحمانی، ۱۳۸۷؛ شاکری، ۱۳۸۷).

نکته حائز اهمیت آن است که با اجرای سیاست‌های پولی و مالی سطوح قیمت‌ها در اقتصاد افزایش و لذا تورم ایجاد می‌گردد. سرمایه‌گذاران تورم را به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار در تصمیم‌گیری برای یک سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند. تا زمانی که تورم قابل پیش‌بینی است دیگر یک سرچشمه‌ی ناپایداری و ناطمینانی وجود ندارد و می‌توان ریسک موجود در اقتصاد را با ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و بدون توجه به این که این ریسک‌ها بر اساس ارزش‌های واقعی برآورد شده‌اند یا بر اساس ارزش اسمی، بازگو کرد. اما، زمانی که تورم غیرمنتظره و غیر قابل پیش‌بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود. در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی افزایش می‌یابد. در واقع سودآوری افزایش نیافته، بلکه سود اسمی تحت تأثیر تورم افزایش یافته است. زمانی که سود اسمی افزایش می‌یابد، قیمت اسمی سهام نیز افزایش خواهد یافت. اثر دیگر تورم این است که موجب کاهش ارزش ذاتی هر سهم می‌شود. در سال‌هایی که نرخ تورم بالا باشد، کیفیت سود واقعی شرکت‌ها (سود اقتصادی) پایین می‌آید. علاوه بر این، شرایط تورمی باعث کاهش قدرت خرید مردم می‌شود. افزایش هزینه‌های زندگی به گونه‌ای خواهد بود که فرصت سرمایه‌گذاری و پس انداز از آن‌ها گرفته شده و درآمدها بیشتر صرف هزینه‌های جاری می‌شوند. از سوی دیگر، کاهش سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تقاضا برای سرمایه‌گذاری می‌شود (سجادی و همکاران، ۱۳۸۹). بر اساس فرضیه‌ی فیشر^۱ (۱۹۳۰)، نرخ اسمی بهره مورد انتظار باید کلیه انتظارات تورمی را در خود منعکس کند تا بتوان به نرخ واقعی بهره دست یافت. نرخ واقعی توسط عواملی مانند بهره‌وری سرمایه و ترجیحات زمانی مصرف‌کننده تعیین می‌شود و مستقل از تورم مورد انتظار است. یکی از مهم‌ترین نظریه‌های موجود در زمینه‌ی تورم، نظریه پولی است. بر اساس این نظریه، تورم منحصراً معلول افزایش نامتناسب حجم پول است. طرفداران مکتب اصالت پول از قبیل لایدلر و پارکین^۲ (۱۹۷۵) معتقدند که "شرط لازم و کافی برای تورم مستمر، افزایش مستمر عرضه‌ی پول با نرخ بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضای پول، است". به طور خلاصه، می‌توان نظریه‌ی پولی تورم را در قضایای چندگانه زیر خلاصه کرد:

الف) تورم در بلندمدت یک پدیده‌ی پولی است. بدین معنا که نرخ رشد بالا و مستمر عرضه‌ی پول باعث ایجاد تورم می‌شود و رشد پایین عرضه‌ی پول سرانجام نرخ تورم را تقلیل می‌دهد.

ب) رابطه‌ی بین قیمت‌ها و عرضه‌ی پول در بلندمدت متناسب است. بدین معنا که ده درصد افزایش عرضه‌ی پول، سطح عمومی قیمت‌ها را ده درصد افزایش می‌دهد.

ج) رابطه‌ی علت معلولی از پول به قیمت است. یعنی این که تغییرات عرضه‌ی پول علت تغییرات قیمت است و نه معلول آن.

د) تراز اسمی پول "برون‌زا" و "کنترل پذیر" بوده و توسط مسئولین پولی تعیین می‌شود. به بیان دیگر، عرضه‌ی پول به طور درون‌زا تابع فعالیت‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی نیست (سجادی و همکاران، ۱۳۸۹).

نظریه‌های پولی خود به دو دسته‌ی نظریه‌ی پولی شماره یک و نظریه‌ی پولی شماره دو تقسیم می‌شوند. بر اساس مکتب پولی شماره یک، تورم همیشه و همه جا یک پدیده‌ی پولی است که از طریق رشد سریع‌تر عرضه‌ی پول نسبت به تولیدات حقیقی ایجاد می‌شود. افزایش در عرضه‌ی پول در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید واقعی و اشتغال می‌شود، اما آثار آن در بلندمدت بر متغیرهای حقیقی مرتفع گشته و تنها نرخ تورم بلندمدت را افزایش می‌دهد. بر اساس مکتب پولی شماره دو، تنها تغییرات غیر قابل پیش بینی عرضه‌ی پول دارای آثار حقیقی بر اقتصاد است و لذا نمی‌توان از آن به عنوان یک سیاست اقتصادی منظم استفاده کرد. بر این اساس، تغییرات پیش بینی شده‌ی عرضه‌ی پول تنها قیمت‌ها را به طور متناسب تحت تاثیر قرار می‌دهد (سجادی و همکاران، ۱۳۸۹). از دیدگاه کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، نظریه مقداری پول به عنوان نظریه قیمت بیان می‌شود. اقتصاددانان کلاسیک همچون اسمیت و سی معتقدند که پول در بلندمدت خنثی و بی‌اثر است، زیرا تعادل اشتغال کامل یک پدیده بلندمدت است. تورم از دیدگاه آنان فرآورده افزایش حجم پول در وضعیت تعادلی اقتصاد در اشتغال کامل است. این درحالی است که افزایش قیمت‌ها بر متغیرهای واقعی مانند تولید، اشتغال و دستمزد واقعی تأثیری ندارد. اقتصاددانان مکتب کلاسیک‌های جدید با در نظر گرفتن شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلایی معتقدند که بنگاه‌ها و اشخاص برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی از تمام اطلاعات موجود برای پیش بینی‌های اقتصادی استفاده می‌کنند. این چنین موجودی اطلاعات و پیش بینی توسط فعالان اقتصادی موجب می‌شود تا تنها سیاست‌های پولی غیرمنتظره در کوتاه مدت بر سطح تولید مؤثر شود. در بلندمدت این سیاست‌ها بر سطح تولید بی‌تأثیرند. در مکتب کلاسیک مالیات یک اهرم مالی خنثی محسوب می‌شود و باید به گونه‌ای وضع شود که انحرافی در تصمیمات اقتصادی افراد و بنگاه‌ها ایجاد نشود. از دیدگاه آن‌ها رعایت اصل تعادل در بودجه دولتی امری است لازم و افزایش بدهی دولت منجر به تورم و یا ورشکستگی مالی خواهد شد. با توجه به این که مخارج دولتی از کارایی لازم برخوردار نیست و گسترش دامنه دخالت دولت در اقتصاد منجر به تضعیف عملکرد دست نامریی و عدم تعادل در اقتصاد کلان خواهد شد، تعیین ابعاد بودجه دولتی در حداقل خود مناسب خواهد بود. از نظر کینز تمام فعالیت‌های اقتصادی، به ویژه سطح اشتغال به درآمد بستگی دارد. البته این بستگی به طور دائم و به صورت امر لازم و حتمی مصداق ندارد. کینز مسائل را در یک دوره کوتاه‌مدت مورد توجه قرار داده و تجزیه و تحلیل می‌کند. پیروان مکتب پولیون به رهبری میلتون فریدمن معتقدند که سیاست‌های کینزی به ویژه سیاست‌های مالی کارایی چندانی ندارند؛ مهمترین عامل تعیین کننده مخارج کل و

بالتبع درآمد ملی عرضه پول است و براین اساس بازار پول تعیین کننده درآمد ملی به حساب می‌آید؛ در حالی که براساس ادعای مالیون، درآمد ملی در بازار کالا تعیین می‌شود (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹).

صاحب‌نظران اقتصادی در مورد سیاست‌های اقتصادی و نتایج حاصل از آن اتفاق نظر ندارند؛ بعضی از اقتصاددانان، استدلال می‌کنند که سیستم اقتصادی شاهد شوک‌هایی است که مرتب بر عرضه و تقاضای کل وارد می‌شود. اگر سیاست‌گذاران برای تثبیت نظام اقتصادی از سیاست پولی و مالی استفاده نمایند، می‌توانند اثر شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید، تورم و بیکاری را حداقل نمایند. در مقابل، اقتصاددانانی مانند میلتون فریدمن فکر می‌کنند که سیستم اقتصادی اساساً پایدار است؛ این گروه از اقتصاددانان سیاست‌گذاری نامناسب اقتصادی را عامل اصلی نوسانات ناهنجار اقتصادی می‌دانند. دولت‌ها اغلب در جهت تحقق اهداف اقتصادی، از ابزارهای گوناگونی برای رسیدن به اهداف مورد نظر با توجه به وضعیت‌های موجود و محدودیت‌ها در قالب سیاست‌های پولی و مالی و درآمدی و سایر سیاست‌ها استفاده می‌کنند. اقتصاددانان مکتب کلاسیک و طرفداران انتظارات عقلایی، نیز معتقدند سیاست‌های پولی، هیچ تاثیری بر متغیرهای حقیقی از جمله تولید و اشتغال ندارد؛ ولی سایر مکاتب حداقل تأثیر سیاست‌ها را بر متغیرهای حقیقی در کوتاه‌مدت می‌پذیرند (شهبازی و کریم‌زاده، ۱۳۹۴).

تاکنون مطالعات گوناگونی در داخل و خارج از کشور در زمینه اثر سیاست پولی و مالی بر تولید و به خصوص تولیدات صنعتی صورت پذیرفته است. در ادامه به برخی از این مطالعات و نتایج حاصل از آن‌ها اشاره شده است.

از میان مطالعات انجام شده در داخل کشور، نادران (۱۳۸۳) اثر سیاست‌های اعتباری بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران را در کنار سایر سیاست‌های پولی و مالی مورد بررسی و آزمون قرار داد. نتایج این مطالعه حاکی از یک ارتباط مثبت، قوی و پایدار بین اعتبارات بانکی و ارزش افزوده صنعتی بوده است که وابستگی شدید تولیدات صنعتی به این متغیر سیاستی را نشان می‌دهد. از طرف دیگر، نتایج نشان می‌دهد که مخارج دولت در بخش صنعت هر چند در کوتاه‌مدت بر ارزش افزوده صنعت تأثیر مثبت دارد ولی در بلندمدت این نوع سیاست مالی دولت بر ارزش افزوده صنعت اثر منفی دارد. فلیچی پیربستی و طاهری هنجنی (۱۳۹۰)، با تلفیق رهیافت‌های سیستم دینامیکی و اقتصادسنجی تأثیر تورم را بر سوددهی کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران طی دوره ۸۶-۱۳۷۹ مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در بخش اقتصادکلان سطح نقدینگی و تقاضای کل اقتصاد بر تورم تأثیر مثبتی دارند و در بخش کارگاه‌ها تورم موجب افزایش بیشتر درآمدها نسبت به هزینه‌های بنگاه‌ها می‌شود و در نتیجه سود بنگاه‌ها افزایش می‌یابد. شهبازی و کریم‌زاده (۱۳۹۴)، تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران بررسی نمودند. بدین منظور در این مطالعه از داده‌های دوره ۸۹-۱۳۵۸ و مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت در کوتاه‌مدت مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است. سیاست‌های پولی در بلندمدت، تأثیر منفی و معنی‌داری بر ارزش افزوده صنعت دارند. در مقابل، تأثیر درآمدهای مالیاتی به عنوان متغیر جایگزین سیاست‌های مالی بر ارزش افزوده بخش

صنعت مثبت و معنی‌دار است که می‌تواند گویای تأثیرپذیری مالیات‌ها از رشد فعالیت‌های بخش صنعت باشد. به علاوه، مخارج دولت در بلندمدت بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر معنی‌داری ندارد که بیان‌گر این است که مخارج دولت مکمل سرمایه‌گذاری‌های بخش صنعت نبوده است.

از میان مطالعات خارجی نیز هافمن و همکاران^۳ (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای به بررسی بزرگی و میزان جهش نرخ ارز در اثر یک شوک غیرمنتظره پولی پرداختند. نتایج کار آن‌ها نشان داد که هر چه سطح پایداری و دوام شوک پولی کاهش می‌یابد، اقتصاد سریع‌تر به مسیر با ثبات خود بر می‌گردد. همچنین، نتایج نشان داد که میزان بزرگی جهش نرخ ارز واقعی رابطه کاملاً مثبتی با میزان پایداری شوک پولی دارد، در حالی که این رابطه در مورد نرخ ارز اسمی کاملاً بر عکس است. آن‌ها در بخش دیگری از مطالعه خود با در نظر گرفتن اطلاعات ناقص در بازار دارایی‌ها نتیجه گرفتند که چهار متغیر میزان سکون سیاست‌های اقتصادی^۴، درجه واکنش تولید حقیقی به تورم، درجه باز بودن اقتصاد^۵ و درجه انتقال نرخ ارز^۶ مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی موثر بر جهش پولی نرخ ارز به شمار می‌روند. آیدیم و ایگان^۷ (۲۰۱۰)، نیز با استفاده از داده‌های پانل مربوط به بانک‌های مختلف، اثر سیاست پولی و مالی را بر اقتصاد ترکیه بررسی نمودند. اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه به صورت فصلی و برای دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۰۸ بوده است. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان داد که سیاست پولی و مالی سبب گسترش اعتباردهی بانک‌ها شده و بدین طریق باعث رونق در تمام بخش‌های اقتصاد و از جمله بخش صنعت می‌گردند. ضمن آن که با توجه به نتایج مطالعه فوق، اثربخشی سیاست پولی از سیاست مالی بیشتر بوده است. مالیک^۸ (۲۰۱۱)، اثر سیاست پولی را بر صنعت ساخت و ساز مسکن در هند بررسی نمود. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که سیاست پولی با افزایش ضریب اعتباردهی بانک‌ها، بر طرف عرضه اقتصاد و نیز با افزایش سطح درآمدها بر طرف تقاضای اقتصاد اثر می‌گذارد. این امر به رشد معنی‌دار صنعت ساخت و ساز و نیز صنایع مرتبط به آن در کشور هند کمک فراوان نموده است. از و اوگیچی^۹ (۲۰۱۳)، با استفاده از مدل تصحیح خطا، تاثیر سیاست‌های مالی را بر تولید در بخش صنعت کشور نیجریه بررسی نموده و نشان دادند که مخارج دولت به طور معنی‌داری تولید بخش صنعت را تحت تاثیر قرار می‌دهد. کامان^{۱۰} (۲۰۱۴)، اثر سیاست پولی را بر رشد اقتصادی کشور کنیا بررسی نمود. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که اثرات شوک سیاست پولی بر تولید طی دوره‌های مختلف زمانی متفاوت است؛ به طوری که این اثر ابتدا منفی و پس از آن مثبت می‌شود. در مطالعه‌ای دیگر نیز در کشور نیجریه باکاره - آرامو و اوسوباسه^{۱۱} (۲۰۱۵)، اثر سیاست پولی و مالی را بر عملکرد بخش صنعت این کشور بررسی نمودند. در این مطالعه جهت دستیابی به اهداف مدنظر در مطالعه از الگوی تصحیح خطای برداری و روش جوهانسن استفاده شده است. بر اساس یافته‌های مطالعه دو سیاست فوق طی دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معنی‌داری بر عملکرد بخش صنعت دارند.

۳- روش شناسی و الگوی پژوهش

با توجه به ادبیات تحقیق بیان شده و همچنین با بهره‌گیری از نظریات مختلف اقتصادی و مطالعات تجربی مختلف صورت گرفته در داخل و خارج از کشور، الگوی عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران به لحاظ نظری به صورت رابطه رگرسیون (۱) در نظر گرفته شده است.

$$GDPI = f(SHOCK, Z, u) \quad (1)$$

در رابطه فوق، $GDPI$ بیان‌گر ارزش افزوده بخش صنعت بوده که توسط بردارهای $SHOCK$ و Z تبیین می‌شود. بردار $SHOCK$ شامل شوک‌های منفی و مثبت سیاست‌های مالی و پولی و بردار Z از متغیرهای کنترلی تشکیل شده است. u نیز نشان‌دهنده اجزاء اخلال الگو بوده که فروض کلاسیک را تأمین می‌کند.

در الگوهای مختلفی که توسط محققان به منظور تصریح معادله رشد اقتصادی (کلان یا بخشی) استفاده شده است، متغیرهای گوناگونی به عنوان تعیین‌کننده رشد تولید یا متغیرهای کنترل در بردار Z مطرح شده‌اند. برخی از این متغیرها عبارتند از: سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه انسانی، میزان اشتغال، آزادسازی تجاری، نرخ تورم، متغیرهای جغرافیایی و وفور منابع طبیعی، نرخ ارز، تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (مهرآرا و میری، ۱۳۸۹). بر این اساس در مطالعه حاضر نیز به منظور تصریح الگوی عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده بخش صنعت (رابطه ۱) تمامی متغیرهایی که بر اساس مبانی تئوریک اقتصادی موثر بوده‌اند شناسایی شده‌اند. با این وجود تصریح الگوی نظری فوق لزوماً به معنای وجود ارتباط حتمی میان تمامی متغیرهای یاد شده نبوده و ممکن است بر اساس شرایط زمانی و مکانی تحقیق لزوماً ارتباط معنی‌داری میان برخی از متغیرها شکل نگرفته باشد. لذا در ادامه به منظور تصریح الگوی نهایی از روش تجزیه و تحلیل اکتشافی اطلاعات^{۱۳} (EDA) استفاده و ارتباط میان ارزش افزوده بخش صنعت با تک تک متغیرهای توضیحی مدل مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. پس از طی فرایند اشاره شده متغیرهای موجودی سرمایه خالص بخش صنایع و معادن به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال)، نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن (نفر) و هزینه‌های آموزش و پرورش بخش دولتی به ازای هر هزار دانش‌آموز به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال) به عنوان متغیرهای کنترل در الگوی ارزش افزوده بخش صنعت مورد استفاده گرفته‌اند.

علاوه بر این جهت محاسبه شوک متغیرهای اقتصادی روش‌های متفاوتی در ادبیات وجود دارند. یکی از این روش‌های متداول استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات^{۱۴} است. این روش در سال ۱۹۸۰ توسط هودریک و پرسکات مطرح شد. یک سری زمانی که به آن سیگنال اصلی^{۱۴} نیز می‌گویند، به صورت مجموع دو جزء روند دائمی یا ترکیبات رشد همواری سری^{۱۵} g_t و ترکیبات چرخه‌ای c_t تعریف می‌شود.

$$X_t = g_t + c_t \quad (2)$$

این اجزای تشکیل دهنده سیگنال اصلی را که به صورت دو بخش روند و چرخه است، به آسانی نمی‌توان مشاهده کرد؛ از این رو، هرگونه تجزیه‌ای لزوماً براساس مفاهیم تصنعی^{۱۶} صورت می‌گیرد. بر همین اساس نیز هر روشی از روندزدایی به نحوی با تعریفی دلخواه از آن چیزی شروع می‌شود که به عنوان روند و چرخه باید استخراج شود. فیلتر هودریک-پرسکات به لحاظ اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و همچنین اجزای سیکلی متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت به سزایی برخوردار بوده و بیشترین کاربرد را دارد. منطق استفاده از فیلتر هودریک پرسکات آن است که این روش، یک روند مشاهده شده از سری زمانی را به اجزای دائمی و موقت تفکیک می‌نماید. ترکیبات رشد یا روند دائمی در این تجزیه با حل مسئله بهینه‌یابی زیر به دست می‌آید (هودریک و پرسکات، ۱۹۹۷).

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (X_t - g_t)^2 + \alpha \sum_{t=2}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \quad (3)$$

که در آن T تعداد مشاهدات، α پارامتر شاخص هموارسازی است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. به عبارت دیگر در حالت حدی که α به سمت صفر میل می‌کند روند، همان سری زمانی حقیقی خواهد بود. در حالت حدی دیگر که α به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، روند سری زمانی تبدیل به خط راست می‌شود. مقدار α برای آمارهای سالانه برابر با ۱۰۰ و برای آمارهای فصلی برابر با ۱۶۰۰ می‌باشد. با توجه به اهداف تحقیق به ترتیب متغیرهای مخارج دولت به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال) و حجم نقدینگی واقعی (میلیارد ریال) به منظور استخراج شوک‌های سیاست‌های مالی و پولی به کار گرفته شده‌اند. بر اساس روش فوق، شوک‌های سیاست‌های مالی و پولی ایران به صورت زیر تعریف می‌شود که ابتدا اندازه روند زمانی متغیرهای مخارج دولت به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال) و حجم نقدینگی واقعی (میلیارد ریال) ایران را بر اساس فیلتر هودریک پرسکات استخراج و آن‌ها را HPM_2 و $HPGS$ می‌نامیم که همان شوک‌های پیش‌بینی شده یا شوک‌های قابل انتظار است. شوک‌های پیش‌بینی نشده متغیرهای نامبرده هم از تفاضل متغیرهای مخارج دولت و حجم نقدینگی و شوک‌های پیش‌بینی شده آن‌ها حاصل می‌شود (هودریک و پرسکات، ۱۹۹۷).

$$\begin{aligned} SHM_2_t &= M_2_t - HPM_2_t \\ SHGS_t &= GS_t - HPGS_t \end{aligned} \quad (4)$$

سپس شوک‌های مثبت و منفی بر اساس رویکرد زیر به دست می‌آیند:

$$\begin{aligned} POSM_2_t &= \text{MAX}(0, SHM_2_t) \\ NEGM_2_t &= \text{MIN}(SHM_2_t, 0) \\ POSGS_t &= \text{MAX}(0, SHGS_t) \\ NEGGS_t &= \text{MIN}(SHGS_t, 0) \end{aligned} \quad (5)$$

بنابراین الگوی کلی رشد اقتصادی در بخش صنعت ایران به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LGDP_t = f(POS_{2t}, NEG_{2t}, POS_{3t}, NEG_{3t}, LCAP_t, LLAB_t, LGSEUD_t) \quad (6)$$

که در آن متغیرهای توضیحی به ترتیب شوک مثبت سیاست پولی، شوک منفی سیاست پولی، شوک مثبت سیاست مالی، شوک منفی سیاست مالی، لگاریتم موجودی سرمایه خالص بخش صنایع و معادن به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال)، لگاریتم نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن (نفر) و لگاریتم هزینه‌های آموزش و پرورش بخش دولتی به ازای هر هزار دانش‌آموز به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال) می‌باشند. در رابطه مذکور تا حد امکان متغیرها به صورت لگاریتمی بیان شده‌اند تا ضرایب آن‌ها به صورت کشش تفسیر شود. در مطالعه حاضر با معرفی و تبیین فرم تابعی الگوی عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران (رابطه (۶))، ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها در قالب الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار گرفته است. الگوی ARDL ابتدا توسط پسران و پسران^{۱۷} (۱۹۹۷) ارائه و سپس توسط پسران و اسمیت^{۱۸} (۱۹۹۸)، پسران و شین^{۱۹} (۱۹۹۹) و پسران و همکاران^{۲۰} (۲۰۰۱) بسط داده شده است. به علت وجود محدودیت‌های استفاده از روش‌های انگل-گرنجر، یوهانسن-جوسیلوس و مدل‌های تصحیح خطا^{۲۱} (ECM)، این افراد در مطالعات خود کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق، درصد دستیابی بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند (سیدیکی^{۲۲}، ۲۰۰۰). مزیت به کارگیری روش ARDL بر سایر روش‌ها این است که صرف‌نظر از ماهیت ایستایی متغیرهای موجود در مدل از نوع $I(0)$ و $I(1)$ می‌توان رابطه‌ی همگرایی بین متغیرها را نیز بررسی کرد (پسران و پسران، ۱۹۹۷). همچنین در مورد نمونه‌های کوچک، این روش دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالایی نسبت به سایر روش‌هاست (پسران و شین، ۱۹۹۹). لذا برآوردهای روش ARDL به دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند. همچنین این روش، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به طور همزمان تخمین می‌زند (سیدیکی، ۲۰۰۰).

یک الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده به طور کلی به صورت $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$

نشان داده می‌شود. به طور مشخص اگر Y متغیر وابسته و X متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL به صورت ذیل خواهد بود:

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q)X_{it} + \delta'w_t + U_t \quad (7)$$

رابطه (۷)، الگوی پویای کوتاه‌مدت بین متغیرها را نشان می‌دهد که در آن:

$$\alpha(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (8)$$

$$\beta(L, q) = \beta_0 + \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q$$

α_0 مقدار ثابت، L عملگر وقفه، P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته Y و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل X و برداری از متغیرهای قطعی، نظیر روندهای زمانی یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت می‌باشد. تعداد وقفه‌های بهینه به منظور برآورد الگوی ARDL به کمک معیارهای آکاییک^{۲۳}، شوارتز بیزین^{۲۴} و حنان کویین^{۲۵} مشخص می‌شود (پسران و شین، ۱۹۹۹). به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه از آزمون کرانه‌ها^{۲۶} استفاده می‌شود. آزمون کرانه‌های ARDL براساس برآورد حداقل مربعات معمولی^{۲۷} یک الگوی تصحیح خطای نامقید^{۲۸} به منظور تحلیل هم‌انباشتگی بنا نهاده شده است. برای این منظور در مطالعه حاضر، رابطه UECM براساس متغیرهای معرفی شده در رابطه (۵) به شکل زیر می‌باشد:

(۹)

$$DLGDPI_t = a_1 + b_{1i} \sum_{i=1}^p DLGDPI_{t-i} + b_{2i} \sum_{i=0}^{q1} DLCAP_{t-i} + b_{3i} \sum_{i=0}^{q2} DLLAB_{t-i} + b_{4i} \sum_{i=0}^{q3} DLGSEDU_{t-i} + b_{5i} \sum_{i=0}^{q4} DNEGLM_{t-i} + b_{6i} \sum_{i=1}^{q5} DPOSLM_{t-i} + b_{7i} \sum_{i=1}^{q6} NEGLGS_{t-i} + b_{8i} \sum_{i=1}^{q7} NEGLGS_{t-i} + d_1 LGDPI_{t-1} + d_2 LCAP_{t-1} + d_3 LLAB_{t-1} + d_4 LGSEDU_{t-1} + d_5 NEGLM_{t-1} + d_6 POSLM_{t-1} + d_7 NEGLGS_{t-1} + d_8 POSLGS_{t-1} + \varepsilon_t$$

پس از انجام آزمون کرانه‌ها رابطه بلندمدت، که به صورت زیر می‌باشد برآورد می‌شود.

$$Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^k \lambda_i X_i + e_t \quad (10)$$

آخرین مرحله فرآیند ARDL، بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. مدل تصحیح خطا به صورت ذیل می‌باشد:

$$DY_t = \phi + \sum_{j=1}^p \phi_j DY_{t-1} + \sum_{m=1}^n \sum_{i=0}^q \beta_{m,i} DX_{m,t-i} + \lambda ECM_{t-1} + U_t \quad (11)$$

برای اجرای رویکرد آزمون کرانه‌ها، سه گام ضروری است. درگام نخست، وجود رابطه همجمعی بلندمدت در بین متغیرهای مورد مطالعه، بررسی می‌شود. بدین منظور از آزمون والد و آماره F استفاده می‌شود. به طوری که صفر بودن ضرایب تمام متغیرها در سطح با یک وقفه، در مقابل فرض مخالف صفر بودن این ضرایب آزمون می‌شود (تانگ^{۲۹}، ۲۰۰۳). بنابراین در مطالعه حاضر نیز برای بررسی فرض صفر $d_1 = d_2 = d_3 = d_4 = d_5 = d_6 = d_7 = d_8 = 0$ در معادله (۹) از آزمون والد و آماره F استفاده خواهد شد. در این مرحله، براساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مقدار بحرانی جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. اگر آماره F محاسباتی، از کرانه بالایی آماره بحرانی بیشتر باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی

مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی را نمی‌توان رد کرد. اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. گام دوم، تخمین کشش‌های روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آن‌ها است. این گام در صورتی اجرا می‌شود که در گام اول، وجود رابطه بلندمدت تایید شده باشد. سرانجام در گام سوم، کشش‌های کوتاه‌مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگوی $ARDL$ به دست می‌آیند (تانگ، ۲۰۰۳).

کلید آمار و اطلاعات مورد نیاز برای انجام مطالعه حاضر به صورت سری زمانی از گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی و همچنین مرکز آمار ایران برای دوره زمانی ۹۳-۱۳۷۰ جمع‌آوری شده است. این داده‌ها شامل حجم نقدینگی، مخارج مالی دولت، موجودی سرمایه خالص بخش صنایع و معادن، نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن و هزینه‌های آموزش و پرورش بخش دولتی به ازای هر هزار دانش‌آموز می‌باشند. همچنین در مطالعه حاضر جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد کلید مدل‌ها از نرم افزار $eviews9$ استفاده شده است.

۴- نتایج پژوهش

به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب ابتدا پایایی کلید متغیرهای الگو مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس در مطالعه حاضر جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون فیلیپس پرون (PP) استفاده شده است. جدول (۱) نتایج حاصل از این آزمون را در دو حالت مدل با عرض از مبدا و همچنین حالت عرض از مبدا و روند زمانی نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج این آزمون نشان می‌دهد تمامی متغیرهایی که در برآورد الگو مورد استفاده قرار گرفته‌اند، یا در سطح ایستا هستند ($I(0)$) و یا با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند ($I(1)$).

جدول ۱- بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در الگو با استفاده از آزمون PP.

متغیرها	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند زمانی	درجه ایستایی
LGDP	-۰/۱۸	-۱/۸۹	I(1)
LGDP Δ	-۴/۸۷***	-۴/۷۳***	I(1)
LCAP	-۰/۹۳	-۲/۰۷	I(1)
LCAP Δ	-۳/۹۸***	-۴/۴۱***	I(1)
LLAB	-۰/۵۳	-۱/۵۵	I(1)
LLAB Δ	-۲/۶۶	-۳/۵۸**	I(1)
LGSEDU	-۱/۳۳	-۲/۷۷	I(1)
LGSEDU Δ	-۱۰/۱۳***	-۱۰/۴۱***	I(1)
SHLM2	-۳/۰۷**	-۳/۱۷**	I(0)
SHLM2 Δ	-۴/۱۷***	-۴/۳۴***	I(0)
SHLGS	-۳/۱۴**	-۳/۱۸**	I(0)

متغیرها	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند زمانی	درجه ایستایی
LGDPi	-۰/۱۸	-۱/۸۹	I(1)
LGDPiΔ	-۴/۸۲***	-۴/۷۳***	
LCAP	-۰/۹۳	-۲/۰۷	I(1)
LCAPΔ	-۳/۹۸***	-۴/۴۱***	
SHLGSΔ	-۴/۵۲***	-۴/۵۹***	

مأخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌دار در سطح ۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد

به منظور برآورد الگو در چارچوب الگوی ARDL لازم است تا با استفاده از آماره‌های آکائیک (AIC)، شوآرتز-بیزین (SCB) و یا حنان کویین (HQ) تعداد وقفه بهینه مدل تعیین و سپس وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس در مطالعه حاضر به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، از آن جا که داده‌های مورد بررسی کمتر از ۱۰۰ بوده، از معیار SCB استفاده شده است. پس از تعیین وقفه بهینه جهت انجام آزمون کرانه‌ها، آماره F محاسبه و با مقادیر بحرانی مقایسه شده است. نتایج حاصل در جدول (۲) گزارش شده است. با توجه به نتایج جدول فوق از آن جا که مقدار آماره محاسباتی F برابر با ۵/۹۲ به دست آمده و در سطح معنی‌داری یک درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱) می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد نمود.

جدول ۲- مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها

۰/۱		۰/۰۵		۰/۰۱	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
۲/۷۲	۳/۷۷	۳/۲۳	۴/۳۵	۴/۲۹	۵/۶۱

مأخذ: پسران و همکاران، ۲۰۰۱

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت، این رابطه برآورد و نتایج حاصل در جدول (۳) گزارش شده است. همان طور که از نتایج جدول فوق مشاهده می‌شود همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری نیز در سطح بالایی معنی‌دار می‌باشند. دلیل اصلی این موضوع را شاید بتوان به استفاده از روش تجزیه و تحلیل اکتشافی اطلاعات (EDA) در مطالعه حاضر نسبت داد. چرا که در مطالعه حاضر پس انتخاب متغیرها بر اساس تئوری سعی شده است تا با انجام یک پیش مطالعه از طریق روش EDA، متغیرهای اثرگذار بر ارزش افزوده بخش صنعت شناسایی و در مدل لحاظ گردند. همچنین از آن جا که برخی از متغیرهای لحاظ شده در مدل به صورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب آن‌ها برابر کشش بوده و به صورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگو نشان می‌دهد که در بلندمدت بیشترین تاثیر بر ارزش افزوده بخش صنعت به ترتیب مربوط به متغیرهای لگاریتم موجودی سرمایه بخش صنعت و معدن، شوک مثبت حجم نقدینگی (سیاست پولی)، نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن، شوک مثبت مخارج دولت (سیاست مالی)، شوک منفی مخارج دولت (سیاست مالی)، مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش و شوک منفی حجم نقدینگی (سیاست پولی) می‌باشد. نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که موجودی سرمایه بخش صنعت بر ارزش افزوده این بخش اثری مثبت و مستقیم دارد. از لحاظ آماری اثر این متغیر بر ارزش افزوده بخش در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت با فرض ثابت بودن سایر عوامل، ۱۰ درصد افزایش در موجودی سرمایه، طی دوره بلندمدت سبب افزایش ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به میزان ۷/۳ درصد می‌گردد. نتایج حاصل از مطالعه محمدزاده و رهنمای قراملکی (۱۳۹۱) و لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۴) نیز این موضوع را تأیید نموده است. بر این اساس مشخص است که دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی در بخش صنعت، با تجهیز و تخصیص بهینه منابع سرمایه‌گذاری در اقتصاد ملی امکان‌پذیر است و برای رسیدن به این هدف، بازارهای مالی گسترده و عمیق به ویژه بازار سرمایه کارآمد ضروری است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اثر نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن بر ارزش افزوده این بخش اثری مثبت و مستقیم است. از لحاظ آماری اثر این متغیر در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت با فرض ثابت بودن سایر عوامل، ۱۰ درصد افزایش در نیروی کار شاغل در بخش صنعت، طی دوره بلندمدت سبب افزایش ارزش افزوده بخش صنعت به میزان ۵/۶ درصد می‌گردد. نتایج حاصل از مطالعه عمادزاده و همکاران (۱۳۸۸) و لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۴) نیز این موضوع را تأیید نموده است.

مطابق با نتایج جدول (۶) شوک مثبت حجم نقدینگی بر ارزش افزوده بخش صنعت اثری مثبت و مستقیم دارد. از لحاظ آماری اثر این متغیر در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار است. همچنین بر اساس نتایج شوک مثبت مخارج دولت نیز بر ارزش افزوده بخش صنعت تاثیر می‌گذارد. این متغیر دارای اثری مثبت بر ارزش افزوده بخش صنعت می‌باشد. از لحاظ آماری اثر این متغیر در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است. از سوی دیگر نتایج مطالعه حاضر بیان‌گر آن است که شوک منفی سیاست پولی و مالی هر دو بر ارزش افزوده بخش صنعت تاثیر منفی می‌گذارند. از لحاظ آماری نیز اثر دو متغیر فوق در سطح احتمال ۱۰ و ۵ درصد معنی‌دار است. لذا با توجه به نتایج فوق مشخص است که هر گونه شوک مثبت یا منفی در سیاست پولی و مالی ارزش افزوده بخش صنعت را در دوره بلندمدت تحت تاثیر قرار می‌دهد. نتایج حاصل از مطالعه شهبازی و کریم‌زاده (۱۳۹۴)، هافمن و همکاران (۲۰۰۷)، آیدیم و ایگان (۲۰۱۰)، کامان (۲۰۱۴) و باکاره - آرامو و اوسوباسه (۲۰۱۵) نیز این موضوع را تأیید نموده است. سیاست‌های پولی و مالی می‌توانند آثار مثبت و منفی بر بازارهای مختلف بگذارند. به عنوان مثال افزایش حجم پول چنان‌چه پیش‌بینی شده و مطابق با رشد تولید باشد می‌تواند تقاضا برای تولیدات صنعتی را در بازار افزایش دهد و از این طریق به رشد و شکوفایی بخش صنعت کمک نماید. اما گاهی اوقات سیاست‌های پولی و مالی پیش‌بینی نشده از جمله بی‌ثباتی در رشد حجم نقدینگی سبب سردرگمی فعالان اقتصادی شده و اثری متفاوت بر بازار دارد. اگر تورم به خوبی قابل پیش‌بینی شدن باشد،

تولیدکنندگان، سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی به سادگی تورم را در تصمیم‌گیری خود لحاظ می‌کنند و از این طریق بازار به حالت تعادل می‌رسد. لذا، تا زمانی که تورم قابل پیش بینی است دیگر یک سرچشمه‌ی ناپایداری و نااطمینانی وجود ندارد. اما زمانی که شوک سیاستی مشاهده گردد و تورم غیرمنتظره و غیر قابل پیش بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود. نوسانات نامرتب و بی ثباتی‌ها در رشد حجم نقدینگی دارای اثر روانی منفی بر شکل گیری انتظارات و میل به سرمایه‌گذاری در بخش غیرواقعی اقتصاد است مخصوصاً اگر این نوسانات ناشی از کسری بودجه دولت باشد که در ایران نیز عموماً چنین شرایطی برقرار می‌باشد.

در نهایت نیز نتایج بیان‌گر آن است که مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش اثری مثبت و مستقیم بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد. از لحاظ آماری اثر این متغیر در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت با فرض ثابت بودن سایر عوامل، ۱۰ درصد افزایش در مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش، طی دوره بلندمدت سبب افزایش ارزش افزوده بخش صنعت به میزان ۳/۴ درصد می‌گردد. نتایج حاصل از مطالعه لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۴) و از و اوگیچی (۲۰۱۳) نیز این موضوع را تأیید نموده است. نیروی انسانی متخصص و دانش مدار جزء دارایی‌های سازمان‌ها و موسسات تولیدی و به عنوان مهمترین مزیت رقابتی و کمیاب‌ترین منبع در اقتصاد دانش محور امروزی محسوب می‌شوند. ارائه محصولات و خدمات متفاوت و با کیفیت، کاهش هزینه‌ها، خلاقیت و نوآوری و افزایش رقابت‌پذیری از مزایای وجود منابع انسانی کیفی و دانش- مدار است. از این رو با توجه به افزایش سرمایه‌گذاری‌های دولت در زمینه رشد کمی و کیفی دانشگاه‌ها و موسسات آموزشی و فنی حرفه‌ای در کشور اثر مثبت مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش بر ارزش افزوده بخش صنعت دور از انتظار نیست.

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده صنعت با استفاده

از الگوی ARDL

متغیر	عنوان	ضریب	آماره t
LCAP	لگاریتم موجودی سرمایه بخش صنعت و معدن	۰/۷۳	۴/۴۸***
LLAB	لگاریتم نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن	۰/۵۶	۵/۴۹***
LGSEDU	مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش	۰/۳۴	۲/۴۲***
NEGM2	شوک منفی لگاریتم حجم نقدینگی (سیاست پولی)	-۰/۲۸	-۲/۰۳*
POSM2	شوک مثبت لگاریتم حجم نقدینگی (سیاست پولی)	۰/۶۳	۲/۲۵**
NEGLGS	شوک منفی لگاریتم مخارج دولت (سیاست مالی)	-۰/۳۸	-۲/۱۶**
POSLM2	شوک مثبت لگاریتم مخارج دولت (سیاست مالی)	۰/۴۶	۲/۰۹**
intercept	عرض از مبدا	-۸/۳	۱۵/۸۲***

ماخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌دار در سطح ۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد * معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

مولفه‌های اعتبارسنجی الگوی ARDL که در جدول (۴) گزارش شده‌اند اعتبار بالای مدل تحت بررسی را تأیید می‌کنند. همان گونه که از نتایج جدول مذکور مشاهده می‌شود ضریب تعیین (R^2) بیان‌گر قدرت توضیح دهنده‌گی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۹۹ درصد) از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی‌داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. همچنین با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۴)، الگوی برآورد شده دارای شرایط صحیح آماری است و تمامی فروض کلاسیک را تأیید می‌کند و هیچ گونه مشکلی را از نظر خود همبستگی، فرم تابعی مناسب، واریانس ناهمسانی و نرمال بودن توزیع اجزاء اخلال نشان نمی‌دهد.

جدول ۴- نتایج مولفه‌های اعتبارسنجی الگوی ARDL

Test Statistics	LM Version	F Version
Serial Correlation	۰/۴۱ (۰/۶۷)	۱/۳۴(۰/۵۱)
Functional Form	۰/۴۷ (۰/۴۹)	۰/۱۷ (۰/۶۹)
Normality	۱/۵۵(۰/۴۶)	Not applicable
Heteroscedasticity	۰/۳۲(۰/۵۷)	۰/۳۴(۰/۵۶)
Unit root tests for residuals		I(۰)
$R^2 = ۰/۹۹$		$F = ۷۹۰/۶۵(۰۰/۰)$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی سرعت تعدیل و یا به عبارت دیگر سرعت حرکت به سمت تعادل بلندمدت، به طور معمول از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود. وجود همجمعی و یا به عبارت دیگر ارتباط بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط داده و سرعت تعدیل و حرکت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. لذا با توجه به نتایج و با اطمینان از وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگوی عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده بخش صنعت، الگوی تصحیح خطا برآورد و نتایج حاصل از آن در جدول (۵) ارائه شده است. بررسی نتایج جدول مذکور نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا مطابق انتظار منفی، کوچک‌تر از یک و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. مقدار این ضریب برابر $-۰/۷۵$ می‌باشد که نشان دهنده آن است که حدود ۷۵ درصد عدم تعادل متغیر ارزش افزوده بخش صنعت از مقادیر بلندمدت آن پس از گذشت کمی بیش از یک دوره از بین می‌رود. بر این اساس و با توجه به نتایج به دست آمده مشخص است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در این الگو نسبتاً سریع صورت می‌گیرد. به طوری که اگر به علت هر گونه شوکی در اقتصاد الگو از تعادل اولیه خارج گردد، زمانی به اندازه کمی بیش از یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت باز گردد.

جدول ۵- برآورد الگوی تصحیح خطای عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده بخش صنعت به کمک الگوی ARDL.

متغیر	عنوان	ضریب	آماره t
DLCAP	تفاضل لگاریتم موجودی سرمایه بخش صنعت و معدن	۰/۵۵	۳/۴۶***
DLLAB	تفاضل لگاریتم نیروی کار شاغل در بخش صنعت و معدن	۰/۸۱	۴/۸۸***
DLGSEDU	تفاضل مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش	۰/۱۶	۲/۲۷**
DNEGM2	تفاضل شوک منفی لگاریتم حجم نقدینگی (سیاست پولی)	-۰/۲۱	-۱/۹۳*
DPOSM2	تفاضل شوک مثبت لگاریتم حجم نقدینگی (سیاست پولی)	۰/۴۷	۲/۳**
DNEGLGS	تفاضل شوک منفی لگاریتم مخارج دولت (سیاست مالی)	-۰/۲۸	-۲/۶۴**
DPOSLM2	تفاضل شوک مثبت لگاریتم مخارج دولت (سیاست مالی)	۰/۳۵	۲/۶۸**
ECM	جزء تصحیح خطا	-۰/۷۵	-۵/۵۶***

ماخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌دار در سطح ۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد * معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

به منظور بررسی وجود یا عدم وجود تقارن در اثرگذاری شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت از آزمون والد استفاده شده است که نتایج آزمون‌های اشاره شده در جدول (۶) و (۷) ارائه شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد فرضیه وجود تقارن در اثرگذاری شوک‌ها در هر دو حالت سیاست‌های پولی و مالی رد خواهد شد. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که شوک‌های مثبت و منفی پولی و مالی در طی زمان اثرات متفاوتی بر رشد بخش صنعت ایران بر جای خواهند گذاشت.

جدول ۶- نتایج آزمون والد مبنی بر عدم تقارن شوک‌های پولی

فرضیه صفر: اندازه ضرایب شوک‌های منفی و مثبت سیاست پولی برابر است.

آماره آزمون	مقدار محاسباتی
F-statistic	۶/۳۲***
Chi-square	۶/۳۲***

ماخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌دار در سطح ۱ درصد

جدول ۷- نتایج آزمون والد مبنی بر عدم تقارن شوک‌های مالی

فرضیه صفر: اندازه ضرایب شوک‌های منفی و مثبت سیاست مالی برابر است.

آماره آزمون	مقدار محاسباتی
F-statistic	۹/۷۵***
Chi-square	۹/۷۵***

ماخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌دار در سطح ۱ درصد

۵- نتیجه‌گیری و بحث

نتایج بیان‌گر آن است که بخش صنعت در ایران از شوک‌های مثبت و منفی در سیاست پولی تاثیر می‌پذیرد؛ به عبارت دیگر تغییرات غیرمنتظره در سیاست پولی می‌تواند بر بخش صنعت اثر بگذارد. با توجه به آن که بازار پول از پویاترین بازارهای اقتصادی است، عدم تعادل در این بازار به سرعت به سایر بازارها انتقال می‌یابد و سبب بی‌ثباتی و نااطمینانی در این بازارها می‌شود. نااطمینانی اقتصادی نقدینگی را به سمت دارایی‌های حقیقی سوق می‌دهد که تعادل در بازار دارایی‌های موردنظر را بر هم می‌زند و لذا افزایش قیمت دارایی‌های حقیقی از جمله مسکن و طلا را به همراه خواهد داشت و از سوی دیگر با کاهش سرمایه‌گذاری نقدینگی را از بخش تولید که وظیفه تامین مالی آن به طور عمده بر عهده بورس اوراق بهادار است، خارج می‌کند. این امر به کاهش تولید، رشد اقتصادی و اشتغال در آینده می‌انجامد. در نتیجه کنترل حجم نقدینگی موجود در اقتصاد متناسب با نیازمندی‌های اقتصادی کشور و هدف برنامه‌ریزی شده تورم، می‌تواند از ایجاد شوک‌های قیمتی و همچنین ایجاد بی‌ثباتی در بازار سرمایه و به خصوص بازار سهام و به تبع آن از اثرات منفی آن بر بخش صنعت بکاهد. در این راستا وزارت اقتصادی و دارایی نقش مهمی را در تنظیم و هدایت فعالیت‌های بازار پول و هماهنگی سیاست‌های پولی با مجموعه سیاست‌های کلان اقتصادی دولت بر عهده دارد. این نهاد می‌تواند جهت هماهنگ‌سازی جریان‌های پولی با جریان‌های واقعی، کارآمدسازی شبکه بانکی کشور و همچنین ایجاد زمینه‌های لازم برای به کارگیری موثر سیاست پولی را در دستور کار قرار دهد.

نتایج بیان‌گر آن است که بخش صنعت در ایران از شوک مثبت و منفی در سیاست‌های مالی دولت تاثیر می‌پذیرد؛ لذا تغییرات غیرمنتظره در سیاست مالی دولت می‌تواند بر این بخش اثرات قابل توجهی بگذارد. با توجه به بزرگی دولت در اقتصاد ایران و همچنین تاثیرپذیری تصمیمات اقتصادی دولت از سیاست، نقش دولت بر بی‌ثباتی اقتصادی چشمگیر است. بنابراین کوچک‌سازی یا منطقی کردن اندازه دولت، کاستن از حجم تصدی فعالیت‌های اقتصادی دولت، کاهش بار مالی و افزایش کارایی دولت می‌تواند بر افزایش ثبات اقتصادی کشور بیافزاید و لذا از آثار و پیامدهای آن بر بازار بکاهد. در این راستا ایجاد و حفظ محیط باثبات اقتصاد کلان، جایگزین کردن انضباط مالی به جای بی‌ثباتی مالی در بودجه دولت سیاستی مناسب به نظر می‌رسد. با توجه به آن که کسری بودجه دولت در گسترش پایه پولی و ایجاد تورم نقش به‌سزایی دارد، کاهش کسری بودجه و محدودسازی نوسان‌های آن می‌تواند در ثبات اقتصادی کشور مفید باشد. همچنین با دنبال کردن سیاست‌های اقتصادی بلندمدت و تصمیم‌گیری‌های برنامه‌ریزی شده و غیرغافلگیرانه می‌توان محیط اقتصادی باثبات‌تری را برای صنایع کشور فراهم کرد. زیرا در وضعیت روزمره بودن سیاست‌ها و مشخص نبودن وضعیت بلندمدت، واحدهای اقتصادی به دلیل نداشتن دورنمای روشن اقتصادی برای آینده تصمیم‌گیری‌های خود را به تاخیر انداخته و از برنامه‌ریزی‌های بلندمدت خودداری می‌کنند.

نتایج حاصل از مطالعه بیان‌گر آن است که موجودی سرمایه بخش صنعت بر ارزش افزوده این بخش اثری مثبت و مستقیم دارد؛ به طوری که با افزایش موجودی سرمایه و لذا سرمایه‌گذاری در بخش صنعت ارزش افزوده این بخش به طور قابل توجهی افزایش می‌یابد. با این وجود باید به این مساله توجه نمود که به دلیل رکود

اقتصادی و نیز ریسک‌های متعدد اقتصادی و غیراقتصادی حاکم بر اقتصاد کشور، تشویق به سرمایه‌گذاری در اقتصاد بسیار دشوار است. بخش خصوصی برخلاف بخش دولتی در زمینه‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کند که سود بیشتری عایدش شود. به همین دلیل طی سال‌های اخیر در کشور، بخش اعظم سرمایه‌گذاری این بخش از بخش‌های واقعی اقتصاد فاصله گرفته و به فعالیت‌های خدماتی اغلب غیرمولد (مثل واسطه‌گری) سوق یافته است. در چنین شرایطی تنها با بهبود فضای کسب و کار و لذا هموارسازی سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصادی همچون کشاورزی، صنایع و معادن و نفت و گاز از طریق در نظر گرفتن مشوق‌های مالی و غیر مالی، می‌توان انتظار داشت که سرمایه‌گذاری در این بخش‌ها افزایش یابد و لذا با تسریع رشد اقتصادی کشور، مشکلاتی همچون بیکاری و فقر در کشور کاهش پیدا کند.

نتایج حاصل از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که، مخارج دولتی سرانه در آموزش و پرورش در کنار سایر عوامل تولید همچون کار و سرمایه، از طریق بهبود کیفیت نیروی کار و ارتقاء سطح تکنولوژی بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت تأثیری مثبت می‌گذارد. سرمایه‌گذاری در جهت بهبود کیفیت نیروی انسانی سبب می‌شود تا نیروی کار، ماهرتر، کارآزموده‌تر و تواناتر گردد. بهبود و ارتقاء سطح تکنولوژی نیز سبب مولدتر و کارا تر بودن عامل سرمایه می‌شود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که کشورهای مختلف به ویژه کشورهای در حال توسعه از جمله ایران با اتخاذ سیاست‌های کلان آموزشی و نیز افزایش بودجه سرانه آموزش، برگزاری دوره‌های آموزش رسمی به خصوص دوره‌های آموزشی فنی و حرفه‌ای، به افزایش مهارت و تخصص افراد و به عبارتی دیگر، کیفیت نیروی کار بپردازند و بدین وسیله قابلیت‌ها، توانایی‌ها و استعداد‌های نیروی کار را بهبود ببخشند.

فهرست منابع

- * ابزری، مهدی، صمدی، سعید و تیموری، هادی. ۱۳۸۶. بررسی عوامل مؤثر بر ریسک و بازده سرمایه‌گذاری در محصولات مالی. نشریه روند، ۵۵: ۱۵۲-۱۲۳.
- * ابونوری، اسماعیل، خانعلی‌پور، امیر و عباسی، جعفر. ۱۳۸۸. اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۵۰: ۱۰۱-۱۲۰.
- * ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاره. ۱۳۸۵. اثر شاخص اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی ایران با استفاده از مدل ARDL. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۲۱: ۲۲۸-۲۰۹.
- * امینی، علیرضا، رشتی ناریسی، امین و مصلی، شهرام. ۱۳۸۶. اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل (TFP) در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران با تأکید بر سرمایه انسانی.
- * ایزدی، حمیدرضا و ایزدی، مریم. ۱۳۹۰. استفاده از معیار شکاف بازار آزاد (BMP) جهت بررسی تغییرات نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش صنعت. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۱۵): ۸۰-۶۷.
- * رحمانی، تیمور. ۱۳۸۷. اقتصاد کلان. چاپ دهم. تهران: انتشارات برادران.

- * زمردیان، غلامرضا، شعبان‌زاده، مهدی. و شریعت‌زاده، ایرج. (۱۳۹۴). بررسی اثرپذیری بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۶(۲۵): ۱۰۶-۸۱.
- * شاکری، عباس. ۱۳۸۷. نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، جلد اول. چاپ اول. تهران: انتشارات پارس نویسا.
- * شهبازی، کیومرث. و کریم‌زاده، الهام. ۱۳۹۴. تاثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران در راستای سیاست‌های کلی بخش صنعت. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۲(۸): ۹۳-۱۱۰.
- * سجادی، حسین، فرازمنند، حسن. و علی صوفی، هاشم. ۱۳۸۹. بررسی رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۶: ۱-۲۶.
- * عمادزاده، مصطفی، دلالی اصفهانی، رحیم، صمدی، سعید. و محمدی، فرزانه. ۱۳۸۸. اثر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها. فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)، ۶(۱): ۱-۲۶.
- * فلیحی پیربستی، نعمت. و طاهری هنجی، مرضیه. ۱۳۹۰. تأثیر تورم و جهانی شدن بر سوددهی کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران تلفیق رهیافت‌های سیستم دینامیکی و اقتصادسنجی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹(۵۸): ۵۱-۷۸.
- * لطفعلی‌پور، محمدرضا، فلاحی، محمدعلی. و حسینی، سید سعید. ۱۳۹۴. اثر باز بودن تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع بزرگ ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۱۵(۲): ۹۵-۱۱۶.
- * نادران، الیاس. ۱۳۸۳. اثر سیاست‌های اعتباری بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران. جستارهای اقتصادی، ۱۱(۱): ۹-۴۲.
- * نوفرستی، محمد. ۱۳۸۷. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.
- * محمدزاده، پرویز. و رهنمای قراملکی، غلامحسین. ۱۳۹۱. بررسی تأثیر حجم سرمایه R&D داخلی و موجودی سرمایه خارجی بر ارزش افزوده در صنایع متوسط و بزرگ ایران. پژوهش‌های اقتصادی، ۱۲(۴): ۱۰۳-۱۲۴.
- * مهرآرا، محسن، و میری، اعظم السادات. ۱۳۸۹. رابطه میان درآمدهای نفتی و ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت: ایران، مکزیک و ونزوئلا. مجله تحقیقات اقتصادی، ۹۰: ۲۰۶-۱۸۳.
- * Aydın, B. and Igan, D. 2010. Bank Lending in Turkey: Effects of Monetary and Fiscal Policies. International Monetary Fund Working Paper.
- * Bakare-Aremu, T. A. and Osobase, A. O. 2015. Effect of Fiscal and Monetary Policies on Industrial Sector Performance- Evidence from Nigeria. Journal of Economics and Sustainable Development, 6(17): 67-83.
- * Bollerslev, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City. Empir Econ. J Econ. 79(3): 307-327.

- * Engle, R. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50(4):987-1007.
- * Eze, O. R. & Ogiji, F. O. (2013). Impact of Fiscal Policy on the Manufacturing Sector Output in Nigeria: An Error Correction Analysis. *International Journal of Business and Management Review (IJBMR)*, 1(3): 35-55.
- * Fomby, B.T. 1998. How to model multivariate time series data. Department of economics, Southern Methodist University, Dallas, USA.
- * Haffmann, M., Sondergaard, J. and Westelius, N. J. 2007. The Timing and Magnitude of Exchange Rate Overshooting, Working Paper.
- * Hodrick, R. J. and Prescott, E.C. 1997. Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29: 1-16.
- * Kamaan, C. K. 2014. The Effect of Monetary Policy on Economic Growth in Kenya. *International Journal of Business and Commerce*. 3(8): 11-24.
- * Laidler, D.E.W. and Parkin J.M. 1975. An Inflation Survey, *Economic Journal*, pp795.
- * Mallick, H. 2011. Monetary Policy, Construction Sector Output and Housing Prices in India: an Emerging Economy Perspective. *Applied Econometrics and International Development*, 11(1): 195-207.
- * Pesaran, M.H. and Pesaran, B. 1997. Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. Oxford University Press, Oxford.
- * Pesaran, M.H. and Shin, Y. 1999. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge Chapter 11.
- * Pesaran, M.H. and Smith, R.P. 1998. Structural analysis of cointegrating VARs. *Journal of Economic Survey*, 12: 471-505.
- * Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- * Siddiki, J. U. 2000. Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, *Applied Economics*, 32: 1977-1984.
- * Tang, T. C. 2003. An empirical analysis of China's aggregate import demand function. *China Economic Review*, 14:142-163

یادداشت‌ها

¹ Fisher

² Laidler and Parkin

³ Haffmann et al.

⁴ Policy Inertia

⁵ Degree of Openness

⁶ Exchange Rate Pass-through

⁷ Aydin and Igan

⁸ Mallick

⁹ Eze and Ogiji

¹⁰ Kamaan

¹¹ Bakare-Aremu & Osobase

¹² Exploratory Data Analysis

¹³ Hodrick and Prescott

¹⁴ Original signal

¹⁵ Smooth growth component

-
- ¹⁶ Conceptual artifact
¹⁷ Pesaran & Pesaran.
¹⁸ Pesaran & Smith.
¹⁹ Pesaran & Shin.
²⁰ Pesaran et al.
²¹ Error Correction Model
²² Siddiki
²³ Akaike (AIC)
²⁴ Schwarz-Bayesian (SBC)
²⁵ Hannan-Quinn (HQC)
²⁶ Bounds Test
²⁷ Ordinary Least Square (OLS)
²⁸ Unrestricted Error Correction Model (UECM)
²⁹ Tang