

بررسی مقایسه‌ای تأثیر سیاست‌های پولی و سیاست‌های سمت عرضه بر تولید بخش‌های کشاورزی، خدمات، صنعت و معدن در اقتصاد ایران

سید عبدالمجید جلاعی اسفندآبادی^۱، نسیم ایرانمنش^۲

۱. استاد اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۴/۳۰ پذیرش: ۱۳۹۸/۹/۹)

A Comparative Study of Monetary and Supply_Side Policies Effects on Agriculture, Services, Industry and Mining Production in Iranian Economy

Seyyed Abdolmajid Jalaee Esfand Abadi¹, *Nasim Iranmanesh²

1. Professor of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran

2. M.A. in Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran

(Received: 21/July/2019 Accepted: 30/Nov/2019)

Original Article

Doi: 10.30473/EGDR.2019.47600.5285

مقاله پژوهشی

Abstract:

This study investigates the impact of monetary policy and supply side policy on value added of economic sectors of Iran separately (agriculture, services, industry and mining) during 1974- 2018 in short run and long run. The econometric model used in this study is Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The results show that monetary policy has three different effects on the three economic sectors. In the short run, monetary policy is able to increase the value added of the two sectors of agriculture and services, but in the long run it can only increase the value added of the services sector and have no effect on the value added of agricultural sector, while the application of monetary policy, In short run and long run, has a negative impact on the value added of the industry. In contrast, the impact of the supply side policy in all three sectors and in both short and long run is positive, significant and tangible.

Keywords: Monetary Policy, Supply Side Policy, Value Added of Economic Sectors, Autoregressive Distributed Lag (ARDL).

JEL: E52, E23, C22.

چکیده:

این مقاله به بررسی تأثیر سیاست پولی و سیاست سمت عرضه بر ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی ایران به تفکیک (کشاورزی، خدمات و صنعت و معدن) در دوره زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۶، در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازد، الگوی اقتصادستنیجی بکار رفته در این پژوهش، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی در سه بخش اقتصادی سه تأثیر متفاوت ایفا می‌کند. سیاست پولی در کوتاه‌مدت قادر به افزایش ارزش افزوده دو بخش کشاورزی و خدمات است اما در بلندمدت تنها می‌تواند ارزش افزوده بخش خدمات را افزایش بدهد و تأثیری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ندارد، اما اعمال سیاست پولی چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت قادر است تأثیری منفی بر ارزش افزوده صنعت بگذارد. در مقابل تأثیر سیاست طرف عرضه در هر سه بخش و در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت، معنی دار و محسوس است.

واژه‌های کلیدی:

سیاست پولی، سیاست سمت عرضه، ارزش افزوده، بخش‌های اقتصادی، مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی.

C22, E23, E52: JEL

*Corresponding Author: Nasim Iranmanesh

* نویسنده مسئول: نسیم ایرانمنش
E-mail: nasimiranmanesh70@gmail.com

۱- مقدمه

از جمله موضوعات مهمی که به گونه وسیعی در اقتصاد کلان مطرح است، انتخاب سیاست‌ها و ابزارهای مناسب در جهت از بین بردن عدم تعادل و برقراری ثبات و پایداری و همچنین افزایش رشد و توسعه اقتصادی است (شاکری و همکاران، ۱۳۹۸: ۸۵). سیاست‌های پولی، مالی و سیاست‌های طرف عرضه از جمله سیاست‌هایی هستند که جهت دستیابی به اهداف عمده اقتصاد نقش اساسی دارند. اجرای سیاست‌های نامطلوب می‌تواند موجب بلا تکلیفی و در نهایت دلسُر شدن عاملان اقتصادی و سرمایه‌گذاران شود، بنابراین شناخت و آگاهی دقیق از ماهیت هر کدام از سیاست‌ها بسیار ضروری است.

نرخ بیکاری، از سیاست‌های پولی ابسطی استفاده کنند، نه تنها هیچ تأثیر مثبتی در وضعیت این متغیرها ایجاد نخواهد شد، بلکه با دامن زدن به تورم و افزایش سطح قیمت‌ها موجب تحمیل فاجعه‌ای دیگر بر اقتصاد خواهد شد، گذشته از اینکه اعمال این سیاست‌ها همیشه با صرف هزینه‌های کلانی همراه است.

در یک اقتصاد نمی‌توان گفت تنها به یک نوع سیاست نیاز داریم. همچنین استفاده طولانی مدت از یک نوع سیاست امکان پذیر نمی‌باشد، بنابراین چنانچه تعدادی از سیاست‌های کلان اقتصادی به طور دقیق و اصولی با هم اعمال شوند می‌توانند در جهت پیشبرد اهداف اقتصاد کاملاً مؤثر واقع گردند به طور مثال سیاست‌های پولی اگر بصورت مناسب اعمال شوند، می‌توانند در ثبت قیمت‌ها و در نتیجه شفافیت‌های بازارها و روان شدن تصمیم‌گیری‌های اقتصادی بسیار تأثیرگذار باشند. (محمدی‌پور و همکاران، ۱۳۹۹: ۹۵) تصمیم‌گیری‌های سهل و واضح می‌توانند هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی را کاهش دهند (پناهی و رنانی، ۱۳۸۱: ۱) و در نتیجه سرمایه‌داران را تشویق به سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف کنند. در کنار آن اعمال یکی از سیاست‌های طرف عرضه (به عنوان مثال افزایش سرمایه انسانی) می‌تواند با بهبود کیفیت عوامل تولید و افزایش کارایی آنها با همان میزان نهاده اولیه بازده بیشتری را شامل شود. این امر اقتصاد را قادر می‌سازد تا در مسیر رشد بلندمدت پایدار به استغال و درآمد واقعی بیشتر و بنابراین سطح بالاتری از رفاه دست یابد. نکته قبل توجه آن است که اعمال سیاست‌های پولی امری به غایت ساده است، بنابراین دولتها تحریک می‌شوند تا در هر شرایط بحرانی از جانب این سیاست‌ها مدد جویند اما با توجه به عوارض وسیع سیاست‌های ابسط پولی لازم است که ابتدا بررسی شود که آیا این سیاست قادر به تأمین این اهداف خواهد بود و سپس بر اساس آن خط مشی سیاست پولی طراحی و اعمال شود. همان‌قدر که اعمال سیاست پولی ساده و اثرگذاری آن سریع می‌باشد، در مقابل تحقق و تأثیرگذاری سیاست‌های طرف عرضه به خصوص برای اقتصادهای در حال توسعه دشوار و نیازمند زمان است به همین خاطر این سیاست در کشورهای در حال توسعه به طور قابل قبولی مورد استقبال قرار نگرفته است.

سیاست‌های سمت عرضه شامل هر سیاستی است که پتانسیل تولیدی اقتصاد و کمیت و کیفیت عوامل تولید را بهبود ببخشد، سیاست‌های سمت عرضه قادرند با انتقال منحنی عرضه کل به راست، به افزایش رشد اقتصادی به ویژه در بلندمدت کمک کنند بدون آنکه نرخ تورم را افزایش داده باشند. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و تکنولوژی‌های جدید، سیاست‌های محرك رقابت و ایجاد انگیزه و اصلاحات بازار کار از جمله سیاست‌های سمت عرضه می‌باشند. همچنین در بین سیاست‌های کلان اقتصاد، سیاست پولی از مهمترین ابزارهای سیاستی برای کنترل طرف تقاضا می‌باشد، به طور معمول با نک مرکزی در شرایط رکودی از سیاست‌های پولی ابسطی و در شرایط تورمی از سیاست‌های پولی اقتصادی برای برگرداندن ثبات به اقتصاد استفاده می‌کند (خلیل عراقی و همکاران، ۱۳۹۹: ۱۸). در اقتصاد عدم تأثیرگذاری سیاست پولی بر تولید را خنثایی پول می‌نامند. این موضوع یکی از جنبه‌ای برانگیزترین مباحث اقتصادی می‌باشد و مکاتب اقتصادی زیادی در پی موضع گیری نظری و فکری در برابر اندیشه پردازی در آن شکل گرفته‌اند که می‌توان گفت اکثر آنها موافق خنثایی سیاست‌های پولی (در قالب تغییر در حجم نقدینگی) در بلندمدت هستند اما درباره تأثیرگذاری آن در کوتاه‌مدت توافق نظری وجود ندارد. خنثایی یا ناخنثایی پولی در اقتصاد هر کشور به ویژه در بحث سیاست‌گذاری بسیار حائز اهمیت است (خلیل زاده و همکاران، ۱۳۹۹: ۸۰). به گونه‌ای که اگر با وجود خنثایی پول، مقامات در جهت افزایش سطح تولید یا در راستای کاهش

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- سیاست‌های پولی: بررسی دیدگاه مکاتب مختلف و وضعیت متغیرهای پولی

مکاتب اقتصادی نسبت به تأثیر و نقش پول بر تولید با توجه به زیرینا و مفروضات خود و بستر شکل‌گیری مطالعاتان رویکردهای متفاوتی داشته‌اند:

بر اساس نظریه کینزی‌ها سه نوع انگیزه معاملاتی، اختیاطی و سفنه بازی در رابطه با تقاضای پول مؤثر می‌باشد، کینزی‌ها عنوان می‌کنند که این تقاضای سفنه بازی پول است که می‌تواند اثر سیاست‌های پولی را به بخش حقیقی القا کند. به این صورت که افزایش در حجم اسمی پول، می‌تواند رخ بهره را کاهش دهد، در نتیجه با کاهش هزینه سرمایه‌گذاری موجب افزایش سرمایه‌گذاری و در نهایت افزایش تولید می‌شود (جل عاملی و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۲: ۱۱۵).

کلاسیک‌ها معتقدند که پول در بلندمدت خنثی است. این مکتب با اعتقاد به وجود دوگانگی در اقتصاد و جدایی بخش‌های حقیقی و اسمی، سیاست‌های پولی را به طور کامل خنثی می‌دانند. کلاسیک‌ها با استناد به نظریه مقداری پول؛ $MV = PY$ که در آن M حجم کل ذخایر پول، V سرعت گردش پول، P سطح عمومی قیمت‌ها و Y سطح محصول تولید شده در اقتصاد می‌باشد، عنوان می‌دارد که با فرض ثابت بودن سرعت گردش پول و تولید، هرگاه حجم پول در اقتصاد X درصد افزایش یابد، سطح عمومی قیمت‌ها نیز به همان مقدار افزایش می‌یابد. به این ترتیب پول در مکتب کلاسیک خنثی بوده و صرفاً تأثیرات خود را در بخش اسمی اقتصاد می‌گذارد (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴: ۱۲۷).

مکتب پولگرایان به شکل‌گیری انتظارات به صورت تطبیقی اعتقاد دارند، از نظر پولیون تا زمانی که انتظارات کامل نشود سیاست‌های پولی می‌توانند مؤثر باشند (فراهانی و ده‌آبادی، ۱۳۹۳: ۲۰۱۲). بنابراین بر اساس نظر پولیون سیاست‌های پولی تنها در کوتاه‌مدت می‌توانند بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار باشند.

مکتب کلاسیک‌های جدید با پیروی از انتظارات عقلایی معتقدند که سیاست‌های پولی نه تنها در بلندمدت بلکه در کوتاه‌مدت نیز بر تولید تأثیری ندارند و همچنین بین منحنی عرضه کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایزی قائل نمی‌شوند. بر اساس

بی‌تردید آگاهی از چگونگی تأثیرگذاری هر سیاست و میزان اثرگذاری آن بر تولید هر یک از بخش‌های اقتصادی بسیار حائز اهمیت است چرا که هر بخش به دلیل ساختار منحصر به فرد خود عکس العمل متفاوتی خواهد داشت بنابراین بررسی تأثیر هر عامل بر تولید هر بخش به تفکیک الزام‌آور می‌باشد.

با توجه به توضیحات فوق و همچنین با توجه به اینکه در دهه‌های اخیر میزان استفاده از سیاست‌های انساطی پولی توسط دولت شدت یافته است، این تحقیق به ذنبال پاسخگویی به این سوالات است که آیا سیاست‌های پولی می‌توانند تولید هر کدام از بخش‌های خدمات، کشاورزی و صنعت و معدن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش دهند؟ علاوه بر این با نظر به اینکه در اقتصاد ایران مانند اغلب اقتصادهای در حال توسعه به سیاست‌های سمت عرضه به ویژه با زیرشاخه اهمیت سرمایه انسانی کمتر توجه شده است، سؤال دیگری که در انتهای این پژوهش به آن پاسخ داده می‌شود این است که آیا سیاست‌های سمت عرضه قادر به افزایش تولید هر کدام از بخش‌های اقتصاد ایران هستند؟ و در نهایت اثرگذاری این سیاست‌ها با یکدیگر مقایسه می‌شود.

فرضیه‌های اصلی این تحقیق به این صورت است: فرضیه اول: سیاست‌های پولی در هر کدام از بخش‌های اقتصادی در کوتاه‌مدت بر تولید مؤثر اما در بلندمدت خنثی می‌باشند. فرضیه دوم: سیاست‌های سمت عرضه بر تولید در هر یک از بخش‌های اقتصادی مورد مطالعه در کوتاه‌مدت و در بلندمدت تأثیرگذار هستند.

در ادامه این پژوهش در بخش دوم و در راستای بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش، ابتدا به شناخت سیاست‌های سمت عرضه و سیاست‌های پولی پرداخته و از نظریات اقتصاددانان مختلف بهره‌گیری می‌شود و سپس پیشینه پژوهش مورد مطالعه قرار می‌گیرد، در بخش سوم روش شناسی و الگوی پژوهش مطرح می‌گردد، بخش چهارم به نتایج برآورد مدل اختصاص دارد و در نهایت در بخش پنجم نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

"معمای نقدینگی" معروف است. معمای نقدینگی ناشی از مجموعه‌ای از عوامل خرد و کلان و ساختاری یک کشور است که موجب می‌شود در حالی که نقدینگی موجود در اقتصاد یک کشور بسیار بالا است اما از کیفیت و کارآیی لازم برخوردار نباشد و در بین بخش‌های مختلف اقتصادی گردش نکند (تجفی و همکاران، ۱۳۹۶: ۶۷).

۲-۲- سیاست‌های سمت عرضه

سیاست‌های سمت عرضه از طریق انتقال منحنی عرضه کل (AS) ظرفیت‌های تولیدی اقتصاد را بهبود می‌بخشنده. به طور کلی این سیاست‌ها بر بهبود عملکرد بلندمدت ساختاری و رقابتی اقتصاد متمرک‌زند.

سیاست‌های سمت عرضه تنوع و گستردگی فراوانی دارند و می‌توان آنها را به دو گروه عمده تقسیم کرد:

- سیاست‌هایی که کارایی اقتصاد را افزایش می‌دهند: این سیاست‌ها با هدف افزایش جریان تولید جاری طراحی می‌شوند، نظیر بهبود کارایی سرمایه و نیروی کار و مانند آن. این گروه شامل سیاست‌هایی است که منجر به کاهش انحرافات ناشی از انعطاف ناپذیری‌های مربوط به نرخ ارز، قیمت کالا، انحصارات، مالیات‌ها و موانع تجارتی می‌شود.

- سیاست‌هایی که رشد و ظرفیت تولیدی را تحریک می‌کنند: این گروه شامل سیاست‌هایی است که رشد بلندمدت تولید و ظرفیت کل را افزایش می‌دهند و همزمان رشد تقاضا را کنترل می‌کنند. ابزارهای این گروه از سیاست‌ها محرک‌هایی نظیر پس‌انداز، تشکیل سرمایه ثابت، بهبود کیفی نیروی انسانی و انگیزه نوآوری تکنولوژیکی است (پروین، ۱۳۷۸: ۸).

راههای مختلفی برای دولت وجود دارد تا سیاست‌های سمت

- عرضه را محقق سازد، که به تعدادی از آنها اشاره می‌شود:
- استفاده از سیستم مالیات به عنوان مشوق برای کمک به تحریک عرضه، به جای تعییر تقاضا. به این معنا که کاهش نرخ مالیات مستقیم شامل مالیات شرکت‌ها و مالیات بر درآمد کمتر، به عنوان یک مشوق برای کارگران بیکار است تا آنها را به بازار کار برگرداند یا انگیزه کارکردن بیشتر برای کارگران فعلی تا آنها را شاغل باقی گذارد و نیروی کار بیشتری ایجاد شود تا به افزایش عرضه کمک کند. همچنین مالیات کمتر شرکت‌ها یک مشوق برای کارآفرینان است تا کسب و کار راه بیندازند.

نظريات اين گروه تنها سیاست‌های پولی پيش بينی نشده است که بر سطح تولید اثر می‌گذارد (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴: ۱۲۹).

مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی که به وسیله کیدلت و پرسکات بسط داده شد، همانند کلاسیک‌ها معتقدند که متغیرهای اسمی همچون عرضه پول و سطح عمومی قیمت‌ها نمی‌تواند بر روی متغیرهای حقیقی تأثیری داشته باشد و نوسانات در عوامل حقیقی فقط می‌توانند به وسیله تعییرات واقعی در اقتصاد توضیح داده شود (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴: ۱۲۹).

کیتیزی‌های جدید با وجود اعتقاد به شکل‌گیری منطقی انتظارات، معتقد به تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت هستند و چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها و اطلاعات ناقص در اقتصاد را عوامل اصلی این اثرگذاری می‌دانند (فراهانی و ده‌آبادی، ۱۳۹۳: ۲۰۱۲).

طرفداران مکتب اتریش مخالف دخالت دولت در اقتصاد می‌باشند و معتقدند که این مداخلات دولت، وضعیت را بدتر می‌کند، این مکتب پول را به صورت درون‌زا نسبت به تولید در نظر می‌گیرد. افزایش حجم پول پاسخی است به تولید افزایش یافته و به دلیل نیاز به پول بیشتر در نزد افراد و سرمایه‌گذاران. در این مکتب اعمال سیاست‌های پولی راه حلی برای افزایش سطح تولید نیست (جبل عاملی و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۲: ۱۱۷).

اقتصاد ایران به خصوص در سال‌های پس از انقلاب با کم شدن استقلال بانک مرکزی مواجه بوده است و موجب گردیده است که بانک مرکزی تابع دستورات دولت باشد، بنابراین هنگامی که دولت با کسری بودجه مواجه می‌شود پایه پولی را افزایش می‌دهد و در نتیجه روند فوق افزایش نقدینگی را موجب گردد. لذا به جهت کنترل نقدینگی و عرضه پول استقلال کامل بانک مرکزی بسیار مهم است.

در سال‌های اخیر بنگاه‌های تولیدی عدم دسترسی به اعتبارات و نقدینگی را یکی از مشکلات بخش تولید عنوان می‌کنند، این در حالی است که بسیاری از تحلیلگران اقتصادی بخش قابل ملاحظه‌ای از مشکلات اقتصادی از جمله تورم بالا را به دلیل حجم بالای نقدینگی می‌دانند. پدیده مازاد نقدینگی در سطح کلان و در عین حال کمبود آن در سطح خرد به

نرخ بهره تمایل به کاهش ارزش پول داخلی دارد. ارز ضعیف‌تر در بازارهای جهانی می‌تواند به تقویت صادرات کمک کند زیرا این محصولات برای خرید خارجی‌ها ارزان‌تر هستند. اما باید به دو مسئله در این زمینه توجه داشت اولاً تأثیر متصاد برای شرکت‌هایی که عمدتاً وارد کننده هستند اتفاق می‌افتد و به آنها صدمه می‌زند. دوماً این سیاست در کشورهای توسعه‌یافته‌ای اعمال می‌شود که غالباً نرخ تورم پایینی دارند و صادرات آنها وابسته به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای وارداتی نباشد و برای کشورهای در حال توسعه با تورم بالا مناسب نیست.

۲-۳-۲- مزايا و معایب سیاست‌های سمت عرضه

از نظر تئوری، سیاست‌های سمت عرضه باید بهره‌وری را افزایش داده و عرضه کل بلندمدت (LRAS) را به سمت راست تعییر دهن. تعییر AS به سمت راست باعث پایین آمدن سطح قیمت‌ها خواهد شد و با کارآمدتر کردن اقتصاد، سیاست‌های سمت عرضه به کاهش تورم فشار هزینه نیز کمک خواهد کرد. سیاست‌های طرف عرضه همچنین می‌توانند به کاهش بیکاری ساختاری و اصطکاکی و دستمزدهای واقعی کمک کنند و در نتیجه نرخ بیکاری طبیعی را پایین آورند. در واقع سیاست‌های عرضه با بهبود آموزش و پرورش، آموزش بیکاران و سایر روش‌های دیگر قادرند به کاهش بیکاری کمک کنند. به علاوه این سیاست‌ها از طریق افزایش عرضه کل باعث افزایش نرخ پایدار رشد اقتصادي می‌شوند. این امر باعث می‌شود بدون ایجاد تورم سرعت بالاتری از رشد اقتصادی ایجاد شود. از طرفی وجود سرمایه انسانی در شرکت‌ها آنها را مولودتر و رقابتی‌تر می‌کند، بنابراین آنها می‌توانند صادرات بیشتری داشته باشند. صادرات بیشتر نیز تراز پرداخت‌ها را بهبود می‌بخشد. با وجود تمامی مزايا فوق محدودیت‌هایی نیز برای استفاده از سیاست‌های سمت عرضه وجود دارد، از جمله آنکه؛ زمان تأثیرگذاری سیاست‌های سمت عرضه طولانی است، برخی سیاست‌ها مانند هزینه‌های آموزش و پرورش ممکن است برای ۲۰ تا ۳۰ سال بر اقتصاد تأثیر نگذارد، در رکود اقتصادي، سیاست‌های طرف عرضه نمی‌توانند مشکل اساسی که عدم تقاضا کل است را برطرف کنند، رشد بهره‌وری تا حد زیادی به شرکت‌های خصوصی و روندهای نوآوری فناوری بستگی دارد. غالباً محدودیت‌هایی همچون

- روش‌هایی جهت بهبود توانایی نیروی کار که با تأثیر مثبتی که بر روی بهره‌وری کارگران دارد موجب عملکرد بهتر طرف عرضه می‌شود. این امر انعطاف‌پذیری بازار کارگری را نیز بهبود می‌بخشد.

- ارتقاء سطح آموزش جهت بهبود مهارت‌ها و انعطاف‌پذیری که بهبود سرمایه انسانی نامیده می‌شود. سرمایه‌گذاری در تحصیل و آموزش، بهره‌وری کارگر را افزایش می‌دهد و به عنوان یک ابزار ضروری در سیاست‌های طرف عرضه مطرح می‌شود. یک دولت ممکن است این هدف را مستقیم دنبال کند یا بخش‌های خصوصی را برای پیگیری این هدف تشویق کند.

۲-۳-۳- بررسی مزايا و معایب سیاست‌های پولی و سیاست‌های سمت عرضه اقتصاد:

۲-۳-۱- مزايا و معایب سیاست‌های پولی

سرعت اعمال سیاست‌های پولی بالا است، پیاده سازی سیاست‌های پولی با استفاده از ابزارهایی که بانک مرکزی در اختیار دارد نسبتاً آسان است. دومین مزیت استفاده از سیاست پولی، انعطاف‌پذیری آن با توجه به اندازه تعییر مورد نیاز است. ذخایر را می‌توان با افزایش‌های کوچک یا بزرگ افزایش یا کاهش داد. بکارگیری سیاست‌های متفاوت پولی برای بهبود شرایط متفاوت مزیت دیگر این سیاست است برای مثال در شرایط تورمی با اعمال یک سیاست پولی انقباضی و در شرایط رکود اقتصادي با اعمال سیاست‌های پولی انبساطی می‌توان اقتصاد را به حالت پایدار برگرداند. از معایب سیاست‌های پولی می‌توان به استقرارض بیش از حد با نرخ بهره پایین و غیرواقعي اشاره کرد، این امر می‌تواند باعث ایجاد حباب سوداگرانه شود و به موجب آن قیمت‌ها خیلی سریع افزایش یافته و به سطوح بسیار نامشخصی برسند. افزودن پول بیشتر به اقتصاد نیز می‌تواند خطر ایجاد تورم خارج از کنترل را افزایش دهد. اعمال سیاست پولی انبساطی ممکن است در طی رکود عمیق نرخ بهره را به سطح بسیار پایین برساند و در شرایطی که ممکن است تقاضای اعتبار افزایش یابد، عرضه در سیستم به دام نقدینگی دچار شود. پس از اعمال یک سیاست انبساطی، کنترل عرضه پول در عمل ممکن است بسیار دشوار باشد. گاهی کشورها برای بهبود تراز تجاری خود با اعمال سیاست‌های پولی نرخ ارز را کاهش می‌دهند، افزایش عرضه پول یا کاهش

سرمایه فیزیکی مطرح شد و مدل‌های فراوانی به جهت بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی مطرح گردید که در ادامه به تعدادی از آنها اشاره می‌شود.

مانکیو و همکاران^۱ (۱۹۹۲) به طرح این موضوع پرداختند که چرا کشورهای مختلف به سطوح مختلفی از درآمد دست می‌یابند و نشان دادند که یک مدل ساده نئوکلاسیک قادر است تا ۸۰ درصد از تغییرات یک کشور در سرانه تولید ناخالص داخلی را توضیح دهد به ویژه اگر آن کشور در بحث سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری کرده باشد (جونز، ۱۹۹۶: ۱).

الگوی اجون و هویت^۲ (۱۹۹۸) این الگو از متغیرهای نیروی کار (L)، سرمایه فیزیکی (K)، فناوری (A) و تولید (Y) تشکیل شده است و در آن دو بخش تولید کالا و تولید تحقیق و توسعه مورد توجه است. در این الگو نسبت a_1 از نیروی کار در بخش تحقیق و توسعه و نسبت $1-a_1$ از نیروی کار در بخش تولید کالا استفاده می‌شود، همچنین از کل میزان سرمایه، نسبت a_K آن در بخش تحقیق و توسعه و باقی در بخش تولید کالا استفاده می‌شود. مقدار محصول تولید شده نیز از رابطه زیر بدست می‌آید:

(۱)

$$Y(t) = ((1 - a_k)K(t))^a (A(t)(1 - a_1)L(t))^{1-a} \quad 0 < a >$$

مدل ربلو^۳ (۱۹۹۱): ربلو مدل رشدی را به صورت $Y = AK$ معرفی کرد که اکنون به مدل AK معروف است. از خصوصیات این مدل می‌توان به درون‌زا بودن آن و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس آن اشاره کرد. ضریب A در این مدل برابر است با متوسط بهره‌وری نهایی، با توجه به اینکه در مدل رشد ربلو سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی یکجا انباشته می‌شوند، حداقل کردن مطلوبیت یا رسیدن به مسیر بهینه رشد با توجه به قید انباشت سرمایه مرکب صورت می‌پذیرد (فرشادفر و همکاران، ۱۳۹۳: ۳۰).

مدل لوکاس^۴ (۱۹۸۸): مقاله لوکاس در مورد مکانیک توسعه اقتصادی به ارائه مدلی توسط وی منجر شد که در آن با فرض اینکه همه نهاده‌های تولید قابل انباشت هستند، بازدهی نسبت

تحریم‌ها، محدودیت سرمایه و غیره وجود دارد که دولت نمی‌تواند رشد تغییرات فناوری و پیشرفت در شیوه‌های کار را تسريع کند.

در این پژوهش به جهت بررسی تأثیر سیاست‌های سمت عرضه بر تولید از یکی از مهمترین فاکتورهای این سیاست یعنی سرمایه انسانی استفاده می‌شود. آموزش، تجربه و سلامت سه بعد سرمایه انسانی هستند و در این میان آموزش مهمترین آنهاست. تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی از دو دیدگاه قابل تأمل است، اول آنکه سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با فرض ثابت بودن سایر شرایط توان تولید افراد را ارتقاء می‌دهد. این برداشت محور اصلی نظریه سرمایه انسانی است و بر مبنای آن هرقدر انباشت سرمایه انسانی بیشتر باشد انتظار می‌رود که تولید با شتاب بیشتری رشد یابد. محور دیگر تحلیل‌ها بر این مسئله تمرکز دارد که این سرمایه‌گذاری‌ها افزایش تولیدات را از ناحیه انتقال فناوری جدید و کاربرد آن محقق می‌سازد، در نتیجه هر قدر سرمایه انسانی از ناحیه آموزش بیشتر خواهد شد. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی باعث بهره‌برداری بیشتر و بهتر سرمایه فیزیکی می‌گردد. (برقندان و همکاران، ۱۳۹۰: ۴۰) در این مطالعه از افراد شاغل دارای تحصیلات عالی در هر بخش به عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده می‌شود. نیروی انسانی ماهر و متخصص یکی از مهمترین عوامل تولید است که نقش بسیار مؤثری در رشد و توسعه اقتصادی ایفا می‌کند. این شاخص بدین جهت مورد استفاده قرار گرفته است که این افراد مستقیماً در جریان تولید نقش دارند و همچنین بهره‌گیری از سایر شاخص‌ها از جمله هزینه‌های دولت در آموزش به علت جمعیت فراوان افراد بیکار دارای تحصیلات عالی منجر به نتایج غیرواقعی می‌شود.

۴-۴- مدل‌های رشد اقتصادی مبتنی بر سرمایه انسانی

شولتز در دهه ۱۹۵۰ اهمیت سرمایه انسانی را به عنوان فاکتوری مهم در تولید و برابر با سرمایه فیزیکی معرفی کرد. این دیدگاه در دهه‌های بعد بسیار قابل توجه قرار گرفت به طوری که از نظر میزان اهمیت، تخصص و مهارت نیروی کار همچون یک سرمایه تحت عنوان سرمایه انسانی در کار

1. Mankiw et al. (1992)

2. Jones (1996)

3. Aghion & Hewitt (1998)

4. Rebello (1991)

5. Lucas (1988)

$$\gamma_h = \frac{(\varphi - \rho - \sigma)(1 - \beta)}{\theta(1 + \omega - \beta) - \omega}$$

$$\gamma = \frac{(\varphi - \rho - \sigma)(1 - \beta + \omega)}{\theta(1 + \omega - \beta) - \omega}$$

اگر $\omega = 0$ باشد یعنی اثرات خارجی وجود نداشته باشد،
خواهیم داشت:

$$(7)$$

$\gamma_c = \gamma_k = \gamma_h = \gamma = \theta^{-1}(\varphi - \rho - \sigma)$
 نرخ رشد در رابطه فوق تقریباً معادل نرخ رشد در مدل AK است. تنها تفاوت در A و φ است. در مدل AK نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری A باعث پیشرفت و رشد در بلندمدت می‌شود؛ در حالی که در مدل انباشت سرمایه‌انسانی، φ یا پارامتر بهره‌وری دانش، این رشد را به ارمغان آورده است. همچنین پیداست که در فقدان پیشرفت‌های فنی بروزن، نرخ رشد بلندمدت توسط پارامتر انباشت سرمایه‌انسانی توضیح داده می‌شود (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱: ۷۳).

۲-۵- پیشینه پژوهش

در اقتصاد ایران در زمینه مقایسه عملکرد سیاست پولی و مالی مطالعات فراوانی صورت گرفته است اما پیرامون مقایسه سیاست‌های پولی و سیاست‌های طرف عرضه تاکنون مطالعه‌ای به صورت اخص انجام نشده است، اما چندین پژوهش مشخص با هدف تمرکز بر تأثیر سیاست پولی بر تولید و همچنین تعدادی مطالعه با هدف بررسی تأثیر سرمایه‌انسانی بر رشد اقتصادی انجام پذیرفته است که این بخش به تفکیک به شرحی اجمالی از آنها می‌پردازد.

۲-۱-۵- ادبیات سیاست پولی

در مطالعات بین‌المللی، پرشز و پالسا^۱ نقش سیاست پولی در ترویج رشد اقتصادی در آفریقای جنوبی را برای دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ با استفاده از آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون و آزمون جوهانسن بررسی می‌کند، نتایج نشان می‌دهد رابطه بلندمدت ناچیزی بین ابزارهای سیاست پولی و رشد اقتصادی وجود دارد و سیاست پولی به تنها یابی قادر به افزایش رشد نیست (پرشز و پالسا، ۲۰۱۴: ۷۶).

به مقیاس نسبت به نهادهای قابل انباشت، ثابت است. لوکاس بحای اینکه مثل مورد رومر روی عوامل جنبی تکیه کند، در تابع تولید به جای نیروی کار فیزیکی، سرمایه انسانی را معرفی می‌کند. از دید وی عوامل اقتصادی از طریق مطالعه و تحصیل، سرمایه انسانی انباشت می‌کند. در واقع لوکاس تابع تولید سرمایه انسانی را فرض می‌گیرد که در آن بازده نسبت به مقیاس نسبت به سرمایه انسانی ثابت است. از این رو تولید نهایی سرمایه انسانی که انگیزه فرد برای تحصیل، آموزش و مطالعه را تعیین می‌کند، ثابت است.

تابع تولید مدل لوکاس به صورت زیر است:

$$(2)$$

$$Y = AK^\beta H^{1-\beta}, \quad 0 < \beta < 1$$

که در آن Y نشان دهنده محصول ملی یا درآمد ملی، K بیانگر سرمایه فیزیکی و H نیز نشان دهنده نیروی انسانی آموزش دیده می‌باشد. اگر بخشی از زمان غیرفراغت افراد که صرف کار برای تولید محصول Y می‌شود را u و میانگین کیفیت نیروی کار را h و تعداد افراد را با L نشان دهیم، آنگاه تابع تولید مفروض برابر خواهد بود با:

$$(3)$$

$$Y = AK^\beta (uhL)^{1-\beta}$$

عبارت uhl اغلب سرمایه انسانی نامیده می‌شود. حال اگر h_α را متوسط سرمایه انسانی نیروی کار بدانیم، آنگاه تابع تولید برابر خواهد شد با:

$$(4)$$

$$Y = AK^\beta (uhl)^{1-\beta} h_\alpha^\omega$$

$$\Rightarrow Y = AK^\beta (uh)^{1-\beta} h_\alpha^\omega$$

عبارت h_α^ω اثرات خارجی را از طریق متوسط سرمایه انسانی ارائه می‌کند. اگر فرض شود که افراد یک جریان مصرف را انتخاب و یک تابع مطلوبیت را با توجه به قیود زیر حداکثر کنند:

$$(5)$$

$$K = AK^\beta (uh)^{1-\beta} h_\alpha^\omega - c - (\sigma + n)K$$

$$h = \varphi h(1 - u)$$

حال با استفاده از بهینه سازی پویا، نرخ رشد سرانه سرمایه (یا مصرف) و نرخ رشد سرمایه انسانی در وضعیت یکنواخت برابر خواهد شد با:

$$(6)$$

حاصل از این پژوهش سیاست پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده خنثی می‌باشد در نتیجه فرضیه انتظارات عقلایی نیز در ایران رد می‌شود (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴: ۱۲۵).

پیش‌بهار و رسولی بیرامی در مطالعه خویش برای آزمون خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت پول در اقتصاد ایران از رهیافت فیشر- سیتر استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که کلیت پولی M2 نسبت به متغیرهای واقعی تولید ناخالص داخلی و تولید کشاورزی به قیمت ثابت خنثی می‌باشد. نتیجه برای متغیر اسمی تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری بسته به نوع آزمون ریشه واحد استفاده شده می‌تواند متفاوت باشد و در مورد متغیر اسمی تولید کشاورزی به قیمت جاری خنثی بودن پول رد می‌شود. بنابراین یک سیاست پولی نمی‌تواند تغییری در تولید واقعی کشاورزی و تولید ناخالص داخلی ایجاد کند (پیش‌بهار و رسولی بیرامی، ۱۳۹۴: ۱۳۵).

جلب عاملی و گودرزی فراهانی در پژوهش خود طبق رویکرد کینگ و واتسون به بررسی خنثایی و ابرخنثایی پول در بلندمدت با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری برای داده‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات در حجم پول و نقینگی اثری بر تولید ندارد (جلب عاملی و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۲: ۱۰۹).

شهبازی و کریم‌زاده در مطالعه خود به بررسی تأثیر سیاست مالی و پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر ارزش افزوده بخش صنعت برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۸ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی پرداخته‌اند، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر این سیاست در کوتاه‌مدت مثبت اما سیاست پولی در بلندمدت تأثیر منفی بر تولید بخش صنعت دارد (شهبازی و کریم‌زاده، ۱۳۹۴: ۹۳).

دلایی اصفهانی و همکاران با استفاده از یک مدل الگویی مالی تعادل عمومی به بررسی تأثیر سیاست پولی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحلیل الگو حکایت از اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران دارد به طوری که با تغییر نرخ ذخایر قانونی تولید ناخالص به طور معکوس تغییر خواهد کرد (دلایی اصفهانی و همکاران، ۱۳۸۸: ۴۷).

نجفی و همکاران به بررسی خنثایی و ابرخنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۲ با استفاده از رویکرد فیشر- سیتر (۱۹۹۳) می‌پردازنند. نتایج حاکی

مولیو و لوت^۱ با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ مدل رگرسیون چندگانه را برای بررسی تأثیر عرضه پول و نرخ بهره بر رشد اقتصادی در کامبوج مورد استفاده قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که عرضه پول تأثیر مثبت بر روی رشد GDP دارد اما قدرت تأثیرگذاری آن بسیار ضعیف است (مولیو و لوت، ۲۰۱۵: ۴۰).

نیورکوا و اودهیما^۲ در پژوهش خود نقش سیاست پولی بر رشد اقتصادی تانزانیا را برای دوره ۱۹۷۵-۲۰۱۳ با استفاده از روش ARDL بررسی می‌کنند، نتایج نشان می‌دهد که هنگامی که عرضه پول برای سنجش سیاست پولی استفاده می‌شود رابطه منفی بین سیاست پولی و رشد اقتصادی موجود می‌باشد (نیورکوا و اودهیما، ۲۰۱۷: ۲۰۷).

آفوئز و همکاران^۳ در مطالعه خود به بررسی تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی نیجریه در دوره ۱۹۸۶-۲۰۱۶ با استفاده از روش OLS و آزمون‌های ریشه واحد پرداخته است، نتایج نشان می‌دهد که نرخ سیاست پولی و عرضه پول تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصادی دارند (آفوئز و همکاران، ۱۰۱۸: ۱۲۳).

آوانی و اسلام^۴ در مقاله خود تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی پاکستان را برای سری زمانی ۱۹۷۲-۲۰۱۵ مورد تحلیل قرار داده‌اند، نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی بر روی قابل توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد (آوانی و اسلام، ۲۰۱۸: ۸۹).

از پژوهش‌های داخلی نیز به موارد زیر اشاره می‌شود: عجفری صمیمی و عرفانی با استفاده از رهیافت فیشر- سیتر و برای داده‌های سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۳۸ LRSN و LRN را با در نظر گرفتن شکستهای ساختاری مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که سیاست پولی در اقتصاد ایران خنثی می‌باشد اما ابرخنثی بودن آنرا نمی‌توان پذیرفت (عجفری صمیمی و عرفانی، ۱۳۸۳: ۱۱۷).

تشکینی و شفیعی تأثیرگذاری یا عدم تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی و همچنین آزمون فرضیه انتظارات عقلایی را برای دوره‌های ۱۳۸۲-۱۳۳۸ با استفاده از مدل SUR مورد بررسی قرار داده‌اند. به عنوان قسمتی از نتایج

2. Moolio & Lut (2015)

3. Nyorekwa & Odihihambo (2017)

1. Ufoeze et al. (2018)

2. Awan & Aslam (2018)

می‌دهد که سرمایه انسانی در رشد سرانه تولید نقش مثبت و قابل توجهی دارد (محمد علی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱). اودین و همکاران^۴ رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را با استفاده از آزمون ریشه واحد جوهانسون و OLS برای اقتصاد بنگلاڈش بررسی می‌کنند، ثبت نام مدارس عالی، هزینه‌های عمومی در آموزش و بهداشت، امید به زندگی از جمله متغیرهای سرمایه انسانی می‌باشند. تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان از وجود رابطه مثبت و قوی بین توسعه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی دارد. همچنین نشان دادند که امید به زندگی و آموزش عالی به جای آموزش متوسط به طور قابل توجهی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (اودین و همکاران، ۱۳۹۸: ۲۰).^۵

از مطالعات داخلی نیز می‌توان به این موارد اشاره نمود: تقوی و محمدی با استفاده از آمارهای مربوط به دوره ۱۳۸۱-۱۳۳۸ به بررسی تأثیر رشد شاخص‌های معروف سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند و این نتایج حاصل گردیده است که رشد سطح سواد در بزرگسالان و نیز رشد متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار تأثیر مثبت و معناداری روی رشد تولید ناخالص داخلی داشته است (تقوی و محمدی، ۱۳۸۶: ۱۵).

برقدان و همکاران تأثیر سرمایه انسانی را بر رشد اقتصادی برای دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۶ با استفاده از الگوی ARDL بررسی می‌کنند، متغیر مورد استفاده در این تحقیق تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی به عنوان شاخص سرمایه انسانی می‌باشد. نتایج نشان از تأثیر مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی دارد، همچنین میان متغیرهای سرمایه فیزیکی، نیروی کار، صادرات نفتی و صادرات غیرنفتی با تولید ناخالص داخلی نیز رابطه‌ای هم جهت برقرار است. (برقدان و همکاران، ۱۳۹۰: ۳۹).

فرشادفر و همکاران به بررسی تأثیر آموزش به عنوان شاخص سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی برای ۳۰ استان ایران و برای سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۵ با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای می‌پردازد، نتایج نشان می‌دهد که آموزش بر روی رشد اقتصادی اثر مثبت دارد (فرشادفر و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۷).

از آن است که خناصی پول در بخش خدمات ردمی‌شود و اعمال سیاست‌های پولی بر تولید حقیقی بخش خدمات بی‌تأثیر نیست (نجفی و همکاران، ۱۳۹۶: ۵۷).

۲-۵-۲- ادبیات سرمایه انسانی

در سطح بین‌الملل، مطالعات وسیعی در این زمینه انجام شده است که به تعدادی از آنها اشاره می‌شود:

ویلسون و بریسکو^۶ ارتباط بین آموزش و پرورش یک کشور را با رشد اقتصادی آن بررسی می‌کند. تجزیه و تحلیل اولیه آمار همه کشورهای عضو اتحادیه اروپا نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با رشد تولید ناخالص ملی همبستگی شگرفی دارد و نتیجه می‌گیرند که به طور کلی تأثیر سرمایه‌گذاری در آموزش و پرورش بر رشد اقتصادی مثبت و قابل توجه است (ویلسون و بریسکو، ۲۰۰۵: ۱۳).

آول^۷ به بررسی رابطه متقابل سرمایه انسانی و رشد اقتصادی برای دوره ۱۸۷۰-۲۰۰۰ برای اقتصاد سوئد با استفاده از آزمون علیت گرنجر می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که علیت دولطوفه از سرمایه انسانی به تولید ناخالص داخلی وجود دارد علاوه بر این با استفاده از مدل تصحیح خطأ برداری این مقاله نشان می‌دهد که سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در سوئد دارد (آول، ۲۰۱۳).

پلینسکا^۸ با استفاده از روش پانل برای کشورهای اتحادیه اروپا نشان داد که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی بر توسعه پایدار کشورها اثرگذار است و برای تحقق این هدف باید از یک سیستم آموزشی خوب و انتشار گسترده دانش در تولید بهره جست (پلینسکا، ۲۰۱۵: ۱۸۴).

آلتنر و تکتاز^۹ تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را برای ۳۳ کشور در حال توسعه برای سری زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۴ با استفاده از روش تحلیل داده‌های پنل بررسی کرده است، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کمتر از تأثیر سرمایه فیزیکی است (آلتنر و تکتاز، ۲۰۱۷: ۸۷). محمدعلی و همکاران^{۱۰} به بررسی تأثیر سرمایه انسانی برای ۱۳۲ کشور برای بیش از ۱۵ سال پرداخته‌اند، نتایج نشان

1. Wilson & Briscoe (2005)

2. Awel (2013)

3. Pelinesca (2015)

4. Altiner & Toktaz (2017)

5. Mohammad Ali et al. (2018)

ریمو^۱ (۱۹۹۵) نیز در پژوهش خود از این مدل رشد استفاده کرده است. طبق نظر ریمو تابع تولید در فرم کلی به شکل زیر است:

$$LY = F(K, L, HK) \quad (8)$$

که در آن Y برابر با تولید ناخالص داخلی، L برابر با نیروی کار شاغل، K برابر با سرمایه فیزیکی و HK نیز برابر با سرمایه انسانی می‌باشد. تابع وی کاب داگلاس بوده و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس به صورت زیر می‌باشد:

$$Y = AK^\alpha L^\beta HK^\gamma \quad (9)$$

که α ، β و γ کشش‌های تولیدی هر یک از نهادهای A پارامتر فناوری را نشان می‌دهد. با گرفتن لگاریتم از دو سمت این تابع معادله زیر حاصل می‌شود:

$$(10)$$

$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma \ln HK + \varepsilon$
علاوه بر عوامل مؤثر بر افزایش تولید و رشد اقتصادی که در مدل رشد لوکاس به آن اشاره شده است، در هر کشور نیز متناسب با شرایط خاص آن، عوامل دیگر نیز در روند افزایش تولید و نیز رشد و توسعه اقتصادی اثرگذارند، به این معنی که محققان ابتدا معادله حسابداری تولید و رشد اقتصادی را در نظر گرفته و سپس به منظور توضیح بهتر مدل متغیرهای دیگر را به الگو اضافه می‌کنند. در این تحقیق هم به پیروی از همین بحث علاوه بر عوامل مؤثر یاد شده در مدل رشد لوکاس حجم نقدینگی نیز به مدل اضافه می‌شود و رابطه آن با تولید هر بخش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

به منظور تبیین چگونگی اثر پذیری ارزش افزوده هر کدام از بخش‌های کشاورزی، خدمات و صنعت و معدن از متغیرهای یاد شده به تصریح رابطه زیر پرداخته می‌شود:

$$(11)$$

$$LVA_{(i)} = F(LL_{(i)}, LK_{(i)}, LHc_{(i)}, LM_2)$$

$i = 1, 2, 3$

که در آن

$LVA_{(i)}$ برابر با لگاریتم ارزش افزوده بخش i است.

$LL_{(i)}$ برابر با لگاریتم نیروی کار شاغل بخش i است.

$LHc_{(i)}$ برابر با لگاریتم شاخص سرمایه انسانی بخش i است

(برابر است با نیروی کار دارای تحصیلات عالی (متخصص) در هر بخش).

نادری به بررسی تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی ایران برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۳۸ پرداخته است، بر مبنای برآوردهای تحقیق مذکور، سرمایه گذاری فیزیکی، سرمایه گذاری آموزشی، نرخ رشد جمعیت، استهلاک و تحولات فنی از عوامل اصلی رشد اقتصادی در ایران هستند. همچنین میزان تأثیر سرمایه گذاری آموزشی بر رشد اقتصادی در وضعیت پایدار، حدود دو برابر میزان تأثیر سرمایه گذاری فیزیکی می‌باشد (نادری، ۱۳۹۳: ۹۳) لطفعلی‌پور و عرفان زاده به بررسی تأثیر نیروی انسانی ماهر و غیرماهر بر ارزش افزوده بخش صنعت برای دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۲ با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نیروی کار ماهر و غیرماهر به ترتیب به میزان ۰/۴۵ و ۰/۲۸ درصد ارزش افزوده بخش صنعت را افزایش می‌دهد. بنابراین سطح مهارت بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت دارد (لطفعلی‌پور و عرفان زاده، ۱۳۹۵: ۱).

سرلک و قیاسی به بررسی تأثیر سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری بر روی رشد اقتصادی کشورهای عضو آسه آن در بازده زمانی ۱۹۷۴-۲۰۱۴ با استفاده از روش گشتاورهای تعیین یافته و داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری بر روی رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه تأثیر معنی دار و مثبتی داشته است. اثر سرمایه انسانی به مرتب از اثر تغییرات ساختاری بر روی رشد اقتصادی این کشورها بیشتر بوده است (سرلک و قیاسی، ۱۳۹۶: ۵۱).

بررسی پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد که نتایج اثرگذاری سیاست پولی در هر دوره و با توجه به متغیرها و داده‌ها و روش تحقیق منتخب متفاوت بوده است و همچنین اثر مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی اثبات شده است اما میزان این اثرگذاری با توجه به عواملی همچون ساختار اقتصادی کشور مربوطه، متغیرهای انتخابی و روش برآورد متفاوت است.

۳- روش شناسی و الگوی پژوهش

چارچوب الگوی مورد استفاده در این مطالعه بر اساس مدل رشد لوکاس (۱۹۹۸) می‌باشد که در بخش قبل تشریح شد.

(۱۷)

$$\widehat{\Psi}_i = \frac{\widehat{\sigma}(\widehat{p}, \widehat{q}_1, \dots, \widehat{q}_k)}{1 - \widehat{\varphi}_1 - \widehat{\varphi}_2 - \dots - \widehat{\varphi}_p}$$

مدل کلی تصحیح خطاب مربوط به ARDL انتخاب شده به صورت زیر نوشته می‌شود:

(۱۸)

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & -\varphi(1, \widehat{p}) ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k B_{i0} \Delta x_{it} + \\ & \delta \Delta w_t - \sum_{j=1}^{\widehat{p}-1} \varphi_j^* \Delta y_{t-j} - \\ & \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\widehat{q}-1} B_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + U_t \end{aligned} \quad \text{که در آن} \quad (۱۹)$$

$$ECT_{t-1} = y_t - \sum_{i=1}^k \widehat{\theta}_i x_{i,t-1} - \widehat{\psi} w_t$$

و $\varphi^* B_{ij}$ پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل را در مسیر همگرایی بلندمدت نشان می‌دهد.

گام اول در آزمون کرانه‌ها تخمین رابطه ECM به وسیله روش حداقل مربعات معمولی به منظور آزمون وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F جهت معناداری ارتباط ضرایب سطوح تأخیری متغیرهاست. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها برای آزمون F فراهم گردیده است: کرانه پایین برای متغیرهای توضیحی (0) I و کرانه بالا (1) I در نظر گرفته شده است. اگر آماره F بزرگ‌تر از (1) باشد، بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم جود رابطه بلندمدت رد می‌شود. بر عکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از (0) I قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم بعد از اینکه آزمون هم‌جمعی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت ARDL برای y_t را تخمین زد.

۴- نتایج برآورد مدل ۴-۱- آزمون ریشه واحد

نخستین مرحله در برآورد یک الگوی سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرهای آن الگو است. به طور کلی هر سری زمانی هنگامی ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن طی زمان ثابت باشد و مقدار کواریانس بین دو دوره زمانی تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کواریانس نداشته باشد. به منظور بررسی

LM_2 برابر با لگاریتم حجم نقدینگی (حجم اسکناس و مسکوک در دست مردم به اضافه سپرده‌های دیداری و شبه پول).

$LK_{(i)}$ برابر با لگاریتم موجودی سرمایه خالص بخش ۱ ام. و همچنین ۱ نیز شماره مربوط به هر بخش را نشان می‌دهد که به ترتیب بخش (۱) کشاورزی و بخش (۲) خدمات و بخش (۳) مربوط به بخش صنعت و معدن است.

در این پژوهش از داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۹۶-۱۳۵۳ استفاده شده است. متغیرهای بکار رفته در این مطالعه از نماگرهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و همچنین سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور استخراج شده‌اند.

با توجه به روش اقتصادسنجی انتخاب شده در این مطالعه که روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است، مدل (۱۱) با توجه به وقفه‌های متغیرهای وابسته و توضیحی به صورت زیر نوشته می‌شود:

(۱۲)

$$\begin{aligned} LVA_t = & c + \sum_{j=1}^p B_1 LVA_{t-j} + \sum_{j=0}^q B_{2j} LKi_{t-j} + \\ & \sum_{j=0}^q B_{3j} LLi_{t-j} + \sum_{j=0}^q B_{4j} LHCi_{t-j} + \\ & \sum_{j=0}^q B_{5j} LM2_{t-j} \end{aligned}$$

چارچوب اقتصادسنجی در نظر گرفته شده برای این مطالعه به تبعیت از پسران و همکاران (۲۰۰۱) به شرح زیر است:

(۱۳)

$$\begin{aligned} \varphi(L, p)y_t = & \sum_{j=1}^k B_j(L, q_j)x_{jt} + \delta w_t + u_t \end{aligned} \quad \text{که در آن} \quad (۱۴)$$

$\varphi(L, p) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L - \dots - \varphi_p L^p$
 $B_i(L, q_i) = B_{i0} - B_{i1}L - \dots - B_{iq_i}L^{qi}$
 $i = 1, 2, \dots, k$

در معادلات بالا L اپراتور وقفه می‌باشد. ضرایب بلندمدت جهت بررسی واکنش y_t در برابر یک واحد تغییر در x_{it} بر اساس رابطه زیر تخمین زده می‌شود.

(۱۵)

$$\widehat{\theta}_i = \frac{\widehat{B}_i(1, \widehat{q}_i)}{\widehat{\varphi}(1, \widehat{p})} = \frac{\widehat{B}_{i0} + \widehat{B}_{i1} + \dots + \widehat{B}_{iq_i}}{1 - \widehat{\varphi}_1 - \widehat{\varphi}_2 - \dots - \widehat{\varphi}_p}$$

که در آن \widehat{p} و \widehat{q}_i مقادیر برآورد شده برای p و q_i هستند. همچنین ضرایب بلندمدت متغیرهای از پیش تعیین شده یا بروزنزای با وقفه‌های ثابت برابر است با:

(۱۶)

را افزایش می‌دهد. یک درصد افزایش در نیروی کار در بخش کشاورزی ارزش افزوده این بخش را ۱/۰۵ درصد افزایش می‌دهد. ارزش افزوده کشاورزی بیشترین تأثیرپذیری را از نیروی کار دارد که این امر نشان از کاربر بودن این بخش دارد که دلیل آن می‌تواند ساختار سنتی این بخش باشد. افزایش یک درصدی در سرمایه انسانی (نیروی شاغل متخصص) نیز قادر به افزایش ارزش افزوده به اندازه ۰/۳۶ درصد می‌باشد. علاوه بر این مهمترین پارامتر ارائه شده از برآورد الگوی تصحیح خطأ، ضریب تصحیح خطأ (CointEq(-1)) است که مقدار با وقfeه باقیمانده‌های مدل بلندمدت می‌باشد. ضریب تصحیح خطأ در صورتی که با علامت منفی ظاهرگردد، که انتظار می‌رود چنین باشد، نشانگر تصحیح خطأ و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. همان‌گونه که از جدول مشخص است، ضریب برآورده (CointEq(-1)) برابر با ۰/۶۴ می‌باشد و در سطح ۹۵ درصد معنادار است و مبین تعديل ۶۴ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره می‌باشد.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورده ضرایب پویای عوامل اثرگذار بر

ارزش افزوده بخش کشاورزی با استفاده از مدل تصحیح خطأ (ECM)

سطح احتمال	آماره t	ضریب	متغیر
۰/۱۶	۱/۴۱	۰/۴۱	
۰/۷۶	-۰/۲۹	-۰/۱۰	D(LK1)
۰/۰۰۱	۳/۶۱	۱/۰۲	D(LK1(-1))
۰/۰۰	۱۰/۰۹	۰/۲۳	D(LK1(-2))
۰/۰۰	۹/۸۱	۰/۲۲	D(LM2)
۰/۰۰۰۱	۴/۶۱	۱/۰۵	D(LM2(-1))
۰/۰۰۴۸	۳/۰۶	۰/۳۶	D(LL1)
۰/۰۰	-۱۰/۵۶	-۰/۶۴	D(LHC1)
			CointEq(-1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه رابطه بلندمدت جهت بررسی تأثیر کلی متغیرهای توضیحی مدل بر ارزش افزوده بخش کشاورزی برآورده شده و نتایج در جدول (۳) آمده است. نتایج حاصل از الگوی بلندمدت با توجه به ضرایب بدست آمده نشان می‌دهد که در بخش کشاورزی تمامی متغیرهای توضیحی به جز نقدینگی در سطح ۵ درصد معنی دار می‌باشند و اثرگذاری آنها هم جهت با ارزش افزوده این بخش است به این معنی که یک درصد تزریق سرمایه فیزیکی در این بخش و یک درصد افزایش نیروی کار به ترتیب ارزش افزوده این بخش را ۱/۴۳ و ۰/۳۸ درصد

ایستایی سری زمانی این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در هر سه بخش همه متغیرهای توابع مربوط به همه بخش‌های مورد مطالعه ترکیبی از (I(0) و (I(1)) هستند، باید با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد، برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از رهیافت خود توضیح با وقfeه‌های گسترده استفاده می‌شود.

۴-۲- بخش کشاورزی

۴-۲-۱- آزمون کرانه‌ها

پس از بررسی مانابعی متغیرها، به منظور تأیید یا عدم تأیید رابطه بلندمدت میان متغیرها آزمون پسران و دیگران (۱۹۹۶) استفاده می‌شود. نتایج حاصل در جدول (۱) گزارش شده است. با توجه به نتایج جدول، F محاسبه شده در آزمون هم‌جمعی برابر با ۳/۴۹ است و از حد بالای آماره جدول در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد بیشتر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی و رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود.

جدول ۱. مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها

آماره F	%۵		%۱۰	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
۳/۴۹	۲/۵۶	۳/۴۹	۲/۲۰	۳/۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲-۲- نتایج حاصل از برآورده مدل ARDL و الگوی تصحیح خطأ

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ضرایب کوتاه‌مدت به وسیله مدل تصحیح خطأ (ECM) و ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL برآورده می‌گردند. در جدول (۲)، معیار انتخاب وقfeه شوارتز می‌باشد و حداکثر وقfeه (۳) در نظر گرفته شده است. از آنجایی که مدل به صورت لگاریتمی تصریح شده است، ضرایب بدست آمده کشش کوتاه‌مدت ارزش افزوده هر بخش را نسبت به هر یک از عوامل تأثیرگذار بر آن نشان می‌دهد. ارزش افزوده بخش کشاورزی تحت تأثیر موجودی سرمایه خالص با دو وقfeه می‌باشد و ضریب این تأثیرگذاری ۱/۰۲ می‌باشد، حجم نقدینگی می‌تواند بر ارزش افزوده این بخش تأثیر مثبت بگذارد به طوری که یک درصد افزایش در حجم نقدینگی ۰/۲۳ و یک درصد افزایش نقدینگی با یک وقfeه ۰/۲۲ درصد ارزش افزوده

۴-۲-۴- آزمون ثبات و پایداری

به جهت بررسی وجود یا عدم وجود شکست ساختاری در پسمندی‌های مدل برآورد شده از آزمون پسمند تجمعی^۱ و مجدور پسمندی‌های تجمعی^۲ استفاده می‌شود. نمودارها نشان دهنده آزمون پایداری مربوط به جملات پسمند تخمین ARDL است. از آنجا که مقدار آماره آزمون از محدوده دو مقدار بحرانی خارج نشده، می‌توان ادعا نمود که پسمندی‌های مدل تخمین زده شده پایدار می‌باشند؛ بنابراین مدل از ثبات لازم برای تحلیل در بلندمدت برخوردار است و نتایج بدست آمده از تحقیق معتبر می‌باشند.

جدول ۴. نتایج مؤلفه‌های اعتبارسنجی ارزش افزوده کشاورزی

الگوی ARDL

آزمون نرمال بودن	آزمون خود همبستگی براش- گادفری	آزمون ناهمسانی واریانس براش- پیگن- گادفری
آماره جارکو- برا (احتمال)	آماره F (احتمال)	آماره F (احتمال)
.۰/۴۱۰۰(.۰/۹۷)	.۰/۴۴۹۰(.۰/۶۴)	.۰/۷۶۵۳(.۰/۶۵)

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳- بخش خدمات

۴-۳-۱- آزمون کرانه‌ها

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت و اثرات متقابل پویا بین متغیرها آزمون پسران و دیگران (۱۹۹۶) اعمال می‌شود. در نتایج حاصل از این آزمون مشاهده می‌شود که F محاسبه شده آزمون هم‌جمعی برابر با ۱۱/۲۴ است و از حد بالای آماره جدول در سطح ۵ و ۱۰ درصد بیشتر است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی و رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید نمی‌شود.

جدول ۵. مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها

F آماره	%۵		%۱۰	
۱۱/۲۴	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
	۲/۵۶	۳/۴۹	۲/۲۰	۲/۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. CUSUM Cumulative Sum Of Recursive Residual
2. CUSUMSQ Cumulative Sum Of Squares Of Recursive Residual

افزایش می‌دهد. وجود سرمایه فیزیکی و انباست آن و به کارگیری تجهیزات سرمایه‌ای در فعالیت‌های مختلف کشاورزی منجر به افزایش بهره‌وری عوامل تولید و در نتیجه افزایش تولید می‌شود. همچنین شاغلین دارای تحصیلات عالی (سرمایه انسانی موجود در این بخش) در بلندمدت نقش مهمی را در افزایش ارزش افزوده این بخش ایفا می‌کنند به طوری که افزایش یک درصدی در جذب نیروی کار تحصیل کرده یا سرمایه‌گذاری به جهت افزایش مهارت شاغلین این بخش قابلیت افزایش ۰/۴۸ درصدی را در ارزش افزوده کشاورزی ایجاد می‌کند. افزایش مهارت و تحصیلات نیروی کار با ارتقاء بهره‌وری و با استفاده بهینه از منابع تولید ارزش افزوده را افزایش می‌دهد. اما ضریب متغیر نقدینگی در این بخش معنی‌دار نمی‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی نمی‌تواند بر بخش حقیقی کشاورزی اثر بگذارد و تنها هزینه اعمال این سیاست‌ها به اقتصاد تحمیل می‌شود، همچنین در بخش کشاورزی تورم ناشی از اعمال یک سیاست پولی انساطی عاملی بازدارنده در این بخش محسوب می‌شود و قادر به افزایش ارزش افزوده این بخش نخواهد بود.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت عوامل اثرگذار بر

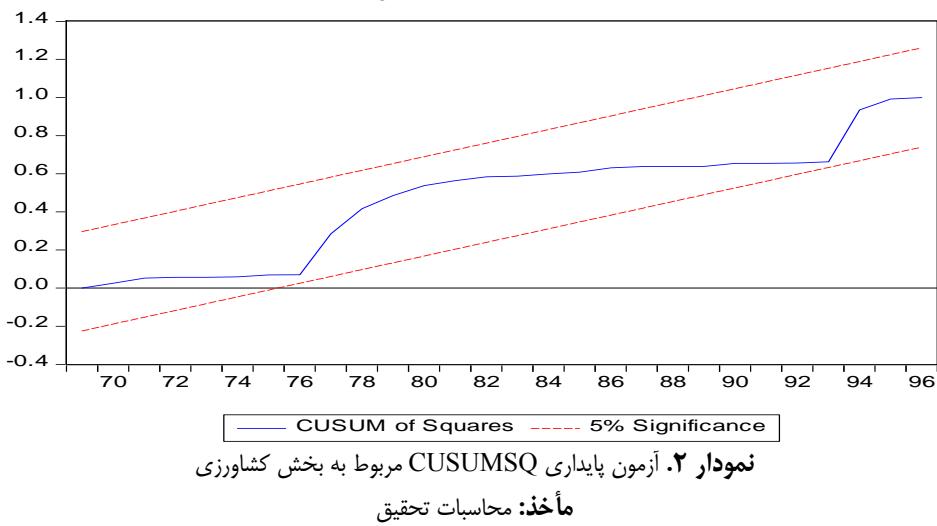
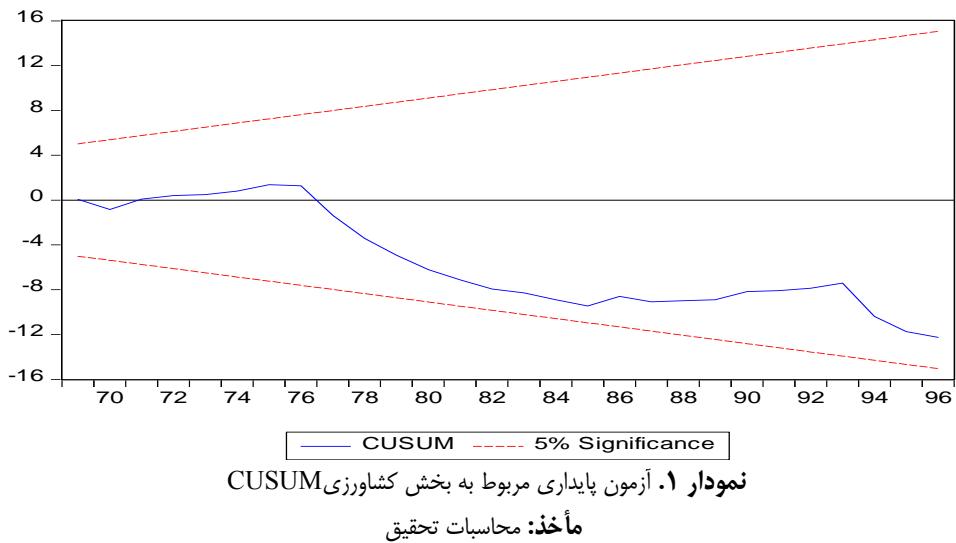
ارزش افزوده بخش کشاورزی با استفاده از الگوی ARDL

متغیر	ضریب	آماره ۱	سطح احتمال
LK1	۱/۴۱	۵/۱۲	.۰/۰۰
LM2	۰/۳۵	۰/۹۱	.۰/۳۶
LHC1	۰/۴۸	۲/۹۴	.۰/۰۰۶
LL1	۰/۳۸	۶/۱۹	.۰/۰۰
C	-۱۵/۴۰	-۲/۱۱	.۰/۰۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲-۳- نتایج آزمون‌های تشخیصی

مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگوی ARDL اعتبار مدل تحت بررسی را تأیید می‌کنند. همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، از آنجایی که احتمال مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی و تست‌های نرمالیتی و همچنین آزمون ناهمسانی واریانس، بزرگ‌تر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی و نرمال بودن جزء خطأ و عدم وجود همسانی واریانس در هر سه بخش را نمی‌توان رد کرد و مدل برآورده فروض مربوط به جمله اخلاق را تأمین می‌کند.



کوتاه‌مدت از طریق اعطای تسهیلات به زیر بخش‌های خصوصی این بخش موجب افزایش ارزش افزوده می‌شود. یک درصد افزایش در سرمایه انسانی موجود در این بخش قادر به افزایش $0.36/0$ درصدی ارزش افزوده در این بخش است. یک درصد افزایش نیروی کار نیز ارزش افزوده خدمات را $0.40/0$ درصد افزایش می‌دهد. آنچه در الگوی تصحیح خطای مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب (-1) ECM است که این ضریب برآورده در معادله بخش خدمات برابر با $-0.68/0$ می‌باشد و در سطح 95% درصد معنادار است چون $\text{prob} < 0.0000$ (کوچکتر از 0.05) می‌باشد و همچنین قدر مطلق آماره t بزرگتر از 2 می‌باشد و حدود $0.68/0$ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تبدیل شده و به سمت تعادل بلندمدت می‌رود.

۴-۲-۳- نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL و الگوی تصحیح خطای بخش خدمات

در تخمین ضرایب کوتاه‌مدت بخش خدمات معيار انتخاب وقهه بهینه آکائیک می‌باشد و حداکثر وقهه (3) در نظر گرفته شده است. با توجه به برآورد انجام شده، وقهه مرتبه اول ارزش افزوده موجب افزایش ارزش افزوده دوره کنونی با ضریب اثرگذاری $0.54/0$ درصد می‌شود. یک درصد افزایش در موجودی سرمایه فیزیکی ارزش افزوده خدمات را $0.48/0$ درصد افزایش می‌دهد. همچنین وقهه یک و دو این متغیر در سطح ده و پنج درصد می‌توانند با ضریب $0.46/0$ و $0.16/0$ تأثیرگذار باشند. یک درصد افزایش در حجم نقدینگی ارزش افزوده این بخش را $0.20/0$ درصد و وقهه مرتبه یک آن ارزش افزوده خدمات را $0.19/0$ درصد افزایش می‌دهد. یک سیاست پولی انساطی در

سیاست پولی در بخش خدمات در هیچ یک از دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید نمی‌گردد. اعمال سیاست‌های پولی انساطی در بلندمدت با کاهش نرخ بهره و احتمالاً افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی موجب افزایش تولید می‌شود.

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده بخش خدمات با استفاده از الگوی ARDL

سطح احتمال	t آماره	ضریب	متغیر
.۰۰۰	۵/۵۲	۱/۱۸	LL2
.۰۰۰	۵/۰۳	۰/۳۱	LM2
.۰۰۰	۶/۹۶	۰/۵۸	LHC2
.۰۰۰۱	۴/۶۸	۰/۶۸	LK2
.۰۷	۰/۳۸	۱/۵۶	C

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳-۳- آزمون‌های تشخیصی

جهت کسب اطمینان از برقراری فروض کلاسیک از آماره‌های تشخیص استفاده می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۹) احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی بیشتر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین کلیه فروض کلاسیک برقرار است.

۴-۳-۴- آزمون ثبات و پایداری

پایداری ضرایب برآورده شده به کمک آزمون‌های Cusum و CusumSq بررسی شده است. با توجه به نمودارهای پسماند تجمعی و مجدد پسماند تجمعی ملاحظه می‌گردد که این نمودارها از کرانه‌های تعیین شده در سطح ۵ درصد عبور نکرده است، بنابراین فرضیه صفر تأیید شده و ضرایب برآورده شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری می‌باشند.

جدول ۸. نتایج مؤلفه‌های اعتبارسنجی ارزش افزوده خدمات الگوی ARDL

آزمون نرمال بودن	آزمون خود همبستگی براش- گادفری	آزمون ناهمسانی واریانس براش- پیگن- گادفری
آماره جارکو- برآ (احتمال)	آماره F (احتمال)	آماره F (احتمال)
۰/۶۲۷۰(۰/۴۴)	۱/۷۴۲۲(۰/۱۹)	۱/۹۷۰۰(۰/۰۷)

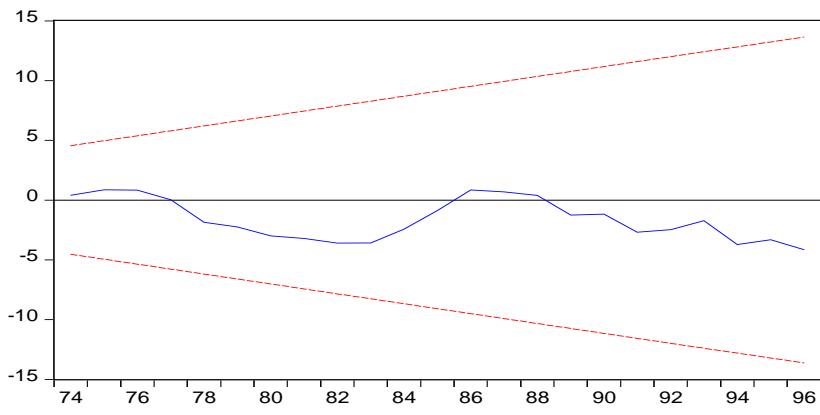
مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد ضرایب پویای عوامل اثرگذار بر ارزش افزوده بخش خدمات با استفاده از مدل تصحیح خطای (ECM)

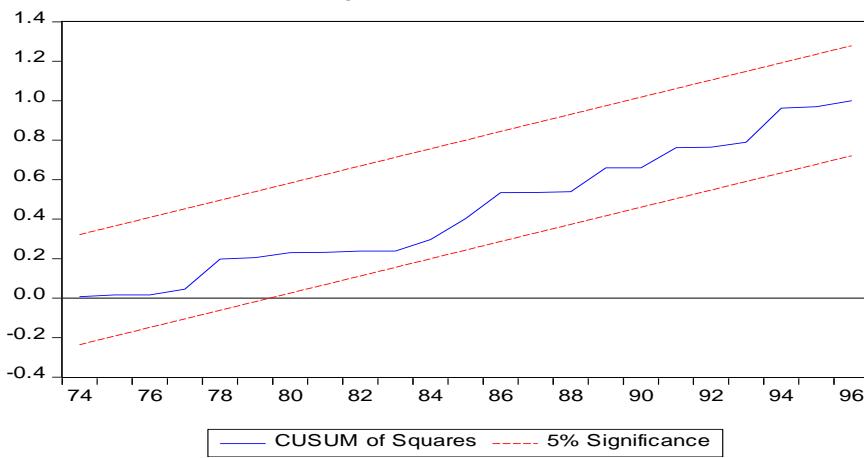
سطح احتمال	آماره t	ضریب	متغیر
.۰۰۰	۸/۲۳	۰/۵۴	
.۰۰۳	۲/۲۴	۰/۴۸	D(LVA2(-1))
.۰۰۹	۱/۷۶	۰/۴۶	D(LK2)
.۰۰۰۱	۴/۸۱	۱/۱۶	D(LK2(-1))
.۰۰۰	۸/۷۹	۰/۲۰	D(LK2(-2))
.۰۰۰	۸/۶۳	۰/۱۹	D(LM2)
.۰۰۰۲	۴/۳۷	۰/۳۶	LM2(-1))
.۰۰۱۵	۲/۶۰	۰/۴۰	D(LHC2)
.۰۰۰	-۹/۰۶	-۰/۶۸	D(LL2)
			CointEq(-1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که در بلندمدت اثرگذاری تمامی متغیرهای توضیحی در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود. ضریب موجودی سرمایه بیان می‌دارد که در بلندمدت با افزایش یک درصدی این متغیر، ارزش افزوده خدمات به میزان ۰/۶۸ درصد افزایش خواهد یافت. مشاهده می‌شود که ضریب سرمایه فیزیکی در این بخش کمتر از دو بخش دیگر می‌باشد زیرا به طور کل در بخش خدمات به نسبت دو بخش دیگر نیاز به سرمایه کمتر است، بنابراین کشش تولید نسبت به سرمایه در مقایسه با دیگر بخش‌ها کمتر است. متغیر نیروی کار بیشترین تأثیر را بر ارزش افزوده این بخش دارد به گونه‌ای که افزایش یک درصدی در آن ارزش افزوده این بخش را ۱/۱۸ درصد افزایش خواهد داد که بیشتر دلیل این امر کاربر بودن بخش خدمات است. یک درصد افزایش در سرمایه انسانی نیز به نوبه خود ۰/۵۸ درصد ارزش افزوده این بخش را افزایش می‌دهد، ضریب مثبت سرمایه انسانی نشان می‌دهد که خصوصیات کیفی نیروی کار می‌تواند تولید را بیشتر کند. با توجه به برآوردهای صورت گرفته در سال ۲۰۰۱ سهم بخش خدمات از تولید ناخالص کل کشور ۰/۵۶ درصد است، یعنی خدمات بزرگ‌ترین بخش اقتصادی کشور را تشکیل می‌دهد، بنابراین وجود یک بخش خدماتی کارآمد که از دانش و تکنولوژی و مهارت بالایی برخوردار باشد به رشد و توسعه کل اقتصاد کمک می‌کند. افزایش حجم نقدینگی نیز در بلندمدت ارزش افزوده خدمات را با ضریب ۰/۳۱، افزایش می‌دهد. بنابراین خشایی



نمودار ۳. آزمون پایداری CUSUM مربوط به بخش خدمات
مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۴. آزمون پایداری CUSUMSQ مربوط به بخش خدمات
مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۴-۲- نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL و الگوی تصحیح خطاب بخش صنعت

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، گام بعدی تخمین ضرایب پویا و همچنین ضرایب بلندمدت مدل می‌باشد. نتایج در جداول (۱۰) و (۱۱) آمده است. معیار انتخاب وقهه بهینه آکائیک می‌باشد و حداکثر وقهه (۳) در نظر گرفته شده است. با توجه به برآورد انجام شده یک درصد افزایش در موجودی سرمایه ارزش افزوده صنعت را ۰/۴۸ درصد افزایش می‌دهد. یک درصد افزایش در نیروی کار ارزش افزوده را معادل ۰/۴۷ درصد افزایش می‌دهد و یک درصد افزایش در سرمایه انسانی ارزش افزوده این بخش را ۰/۵۰ درصد افزایش می‌دهد.

۴-۴-۱- آزمون کرانه‌ها

به جهت تأیید رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل از آزمون باند استفاده می‌شود. F محاسباتی آزمون هم‌جمعی در بخش صنعت برابر با ۳/۴۹ می‌باشد و در سطح ۵ و ۱۰ درصد از حد بالای آماره جدول بیشتر است. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی و رابطه بلندمدت میان متغیرها تأیید نمی‌شود.

جدول ۹. مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها بخش صنعت

F آماره	%۵		%۱۰	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
۳/۴۹	۲/۵۱	۳/۳۰	۲/۲۰	۳/۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

صنعت را تا ۷۱/۰ درصد افزایش می‌دهد. سرمایه انسانی قادر است با ارتقای سطح مهارت و کارآمد کردن نیروی کار و افزایش قابلیت‌های آن موجب افزایش ارزش افزوده این بخش گردد. برابری ضرایب سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی گواه این مطلب است که در صنایع ایران سرمایه انسانی دقیقاً به میزان سرمایه فیزیکی مهم و تأثیرگذار است. تأثیر نیروی کار این بخش نیز مثبت، معنی‌دار و برابر با ۵۴/۰ درصد می‌باشد. ضریب حجم نقدینگی برابر ۱۲/۰- و در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد که نشان از وجود رابطه غیرمستقیم بین افزایش حجم نقدینگی و ارزش افزوده این بخش دارد. این نتیجه با ماهیت پولی بودن تورم در اقتصاد ایران توجیه‌پذیر است، تجربه نشان داده است که در اقتصاد ایران هر زمان که نقدینگی افزایش یافته است تورم نیز همزمان افزایش یافته است که با فرض ثابت بودن سرعت گردش پول موجب کاهش تولید می‌شود، یکی از دلایل این مسئله عدم انتقال نقدینگی به بخش مستعد آن است. بنابراین اعمال سیاست پولی در این بخش تأثیر معکوس بر رشد ارزش افزوده خواهد داشت.

۴-۴-۳- آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌های مربوط به فروض کلاسیک نیز برای اطمینان از کارایی برآورد معادله در جدول (۱۲) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهند که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی و نرمال بودن جزء خطأ و عدم وجود همسانی واریانس در هر سه بخش را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۱۲. نتایج مؤلفه‌های اعتبارسنجی ارزش افزوده صنعت و

معدن الگوی ARDL

آزمون نرمال بودن	آزمون خود همبستگی براش- گادفری	آزمون ناهمسانی واریانس براش- پیگ- گادفری
آماره جارکو- برا (احتمال)	آماره F (احتمال)	آماره F (احتمال)
۰/۱۲۰۳(۰/۰۵۸)	۰/۸۴۶۲(۰/۰۴۳)	۰/۹۴۰۱(۰/۰۴۸)

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۴-۴- آزمون ثبات و پایداری

پایداری ضرایب برآورد شده به کمک آزمون‌های Cusum و CusumSq بررسی شده است. با توجه به نمودارهای پسمند تجمعی و مجدد پسمند تجمعی ملاحظه می‌گردد که این نمودارها از کرانه‌های تعیین شده در سطح ۵ درصد عبور

جدول ۱۰. نتایج حاصل از برآورد ضرایب پویای عوامل اثرگذار ارزش افزوده بخش صنعت با استفاده از الگوی ARDL

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال
D(LK3)	۰/۴۸	۳/۸۶	۰/۰۰۴
D(LM2)	-۰/۰۸	-۱/۶۴	۰/۰۹
D(LHC3)	۰/۵۰	۶/۵۱	۰/۰۰
D(LL3)	۰/۴۷	۱/۷۰	۰/۰۹
CointEq(-1)	-۰/۰۱	-۴/۰۴	۰/۰۰۰۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه شد سرمایه انسانی در این بخش بیشتر از سایر متغیرها بر افزایش تولید اثرگذار است. علاوه بر این، این متغیر در بخش صنعت بیشتر از هر بخشی قابلیت تولید را افزایش می‌دهد. متغیر حجم نقدینگی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار در سطح ۵ درصد با ضریب ۰/۰۸ برابر باشد. ضریب برآورده CointEq(-1) در معادله صنعت می‌باشد. ضریب برآورده ۰/۰۵۱ برابر با ۰/۰۵۱- می‌باشد و در سطح ۹۵ درصد معنادار است چون prob آن (۰/۰۰۰۰) کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد و همچنین قدر مطلق آماره t بزرگ‌تر از ۲ می‌باشد. بنابراین حدود ۰/۰۵۱ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تعدیل شده و به سمت تعادل بلندمدت می‌رود.

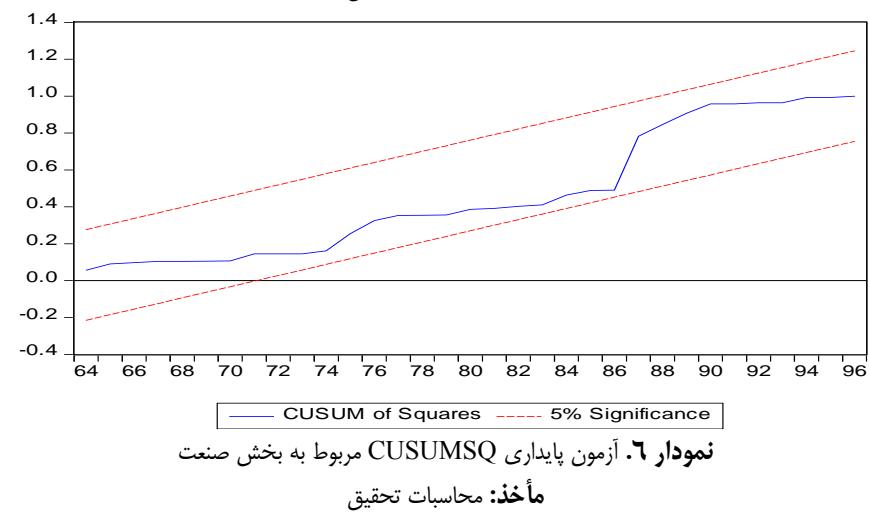
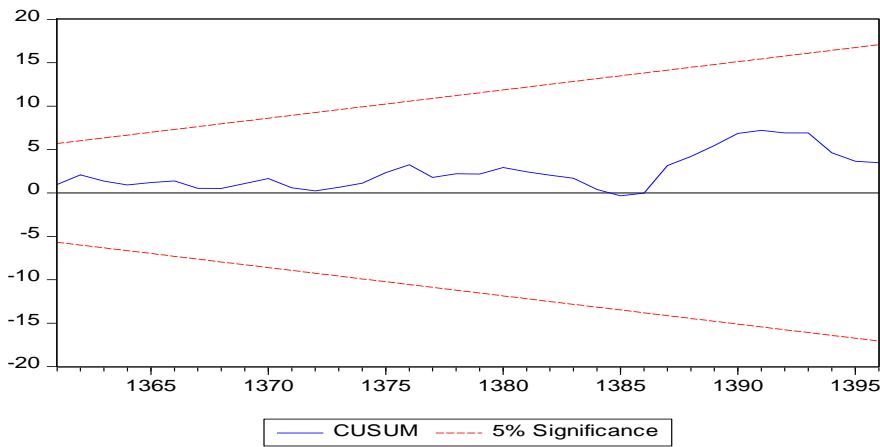
جدول ۱۱. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت عوامل اثرگذار ARDL بر ارزش افزوده بخش صنعت با استفاده از الگوی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال
LL3	۰/۵۴	۳/۲۸	۰/۰۰۲۳
LM2	-۰/۱۲	-۲/۲۸	۰/۰۲۸
LHC3	۰/۷۱	۲/۴۸	۰/۰۱۷
LK3	۰/۷۱	۱۲/۹۰	۰/۰۰۰
C	-۵/۱۸	-۴/۴۴	۰/۰۰۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۱۱) نشان می‌دهد که در بلندمدت اثرگذاری تمامی متغیرهای توضیحی در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود. موجودی سرمایه خالص با ضریب ۷۱/۰- تأثیرگذارترین متغیر بخش صنعت در بلندمدت است بنابراین چنانچه منابع سرمایه به شکل بهینه تخصیص یابد و ابزارها و سیاست‌هایی به کار گرفته شود تا میزان جذب سرمایه برای تهیه تجهیزات و ماشین آلات پیشرفته و جبران استهلاک سرمایه‌های پیشین در اولویت قرار گیرد، می‌تواند افزایش قابل توجه ۷۱ درصدی را در تولید صنعت ایجاد کند. افزایش یک درصدی در نیروهای تحصیل کرده و متخصص (سرمایه انسانی) نیز ارزش افزوده

نکرده است، بنابراین فرضیه صفر تأیید شده و ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری می‌باشند.



پولی می‌تواند به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیری مثبت و معنی‌دار به اندازه $0/20$ و $0/31$ درصد بر ارزش افزوده این بخش بگذارد. از آنجا که بخش خدمات به نسبت یک بخش نوپا در اقتصاد ایران محسوب می‌شود، لذا یک سیاست پولی انبساطی با کاهش نرخ بهره صاحبان مشاغل و شرکت‌ها را به افزایش سرمایه‌گذاری و گسترش کسب و کار خود ترغیب می‌کند. افزایش ارزش افزوده بخش خدمات نشان می‌دهد که با افزایش عرضه پول، توزیع درآمد می‌تواند به نفع فعالان این بخش تغییر کند اما با احتمال اثرات مخرب بر سایر بخش‌ها. در بخش صنعت و معدن رابطه میان حجم نقدینگی و ارزش افزوده چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت معکوس و با اندازه $0/08$ در کوتاه‌مدت و $0/12$ در بلندمدت می‌باشد. این نتایج را می‌توان با رابطه میان حجم پول و تورم توضیح داد، بر

۵- بحث و نتیجه‌گیری
این پژوهش به بررسی مقایسه‌ای تأثیر سیاست پولی و سیاست سمت عرضه بر هر یک از بخش‌های عمده اقتصاد ایران برای دوره $1353-1396$ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش حجم نقدینگی به عنوان فاکتور سیاست پولی در سه بخش اقتصاد سه تأثیر متفاوت به همراه دارد، با توجه به کانال‌های انتقال سیاست پولی و ویژگی‌های منحصر به فرد هر بخش اقتصادی محتمل است که واکنش این بخش‌ها به اعمال سیاست پولی متفاوت باشد. در بخش کشاورزی افزایش یک درصد حجم نقدینگی توسط سیاست‌گذاران قادر است در کوتاه‌مدت ارزش افزوده این بخش را $0/23$ درصد افزایش دهد اما اعمال این سیاست در بلندمدت هیچ تأثیری بر ارزش افزوده این بخش نخواهد گذاشت. در بخش خدمات نیز یک سیاست

این مسئله نشان می‌دهد که بدون دانش و مهارت بهبود در وضعیت تولید در هیچ‌کدام از بخش‌های اقتصادی امکان پذیر نیست، به طور کل افزایش تولید تنها در یک حالت بدون وجود سرمایه انسانی ممکن است؛ آن هم بسنده کردن به خام فروشی منابع طبیعی و سرمایه‌های ملی که در ظاهر تولید اقتصادی کشور را بالا می‌برد اما قادر به ایجاد رشد پایدار نخواهد بود. این نتایج با مطالعات عmadزاده و همکاران (۱۳۷۹: ۳)، لطفعلی‌پور و عرفان‌زاده (۱۳۹۵: ۱)، جهانگرد و شیشووani (۱۳۹۳: ۳۷)، برقدان و همکاران (۱۳۹۰: ۳۹) و نادری (۱۳۹۳: ۹۳) مطابقت دارد.

از نظر مقایسه دو سیاست پولی و سمت عرضه، می‌توان اذاعن نمود که با وجود آنکه سیاست‌های پولی می‌توانند در شرایط رکودی با تحریک تقاضا و در شرایط تورمی با کاهش سطح قیمت‌ها ثبات را به اقتصاد برگردانند، اما در شرایط کنونی که اقتصاد کشور در وضعیت رکود تورمی به سر می‌برد، اعمال سیاست‌های پولی ابسطاطی یا انقباضی، موجب افزایش نرخ تورم یا گسترش بیکاری می‌شود. علاوه بر این اعمال سیاست‌های پولی در شرایط حاضر که اقتصاد ایران از ثبات خاصی برخوردار نیست، می‌توانند به راحتی از مسیر اصلی خود منحرف شوند، بنابراین سیاست‌های پولی که به وسیله افزایش (یا کاهش) حجم نقدینگی اعمال شوند، در این شرایط راهکار مناسبی برای بهبود اوضاع اقتصادی نخواهند بود، در نتیجه بهتر است که به جهت تحریک تولید و افزایش رشد اقتصادی یا به جای سیاست‌های پولی، از سیاست‌های طرف عرضه که قادرند بدون تحریک تقاضا عرضه کل را افزایش دهند، استفاده شود یا چنانچه دولت بر اعمال سیاست‌های پولی اصرار دارد، لازم است که هنگام اعمال این سیاست‌ها، از سیاست‌های طرف عرضه به عنوان سیاست‌های مکمل نیز استفاده گردد تا به کنترل تورم کمک کنند. در این پژوهش از سیاست‌های سمت عرضه، شاخص سرمایه انسانی لحاظ شد تا مشاهده گردد در شرایطی که تأثیر سیاست‌های پولی بر تولید حقیقی با اما و اگر های فراوانی همراه است، بهبود سرمایه انسانی در همه بخش‌های اقتصادی تأثیری مثبت و محسوس به همراه دارد. نهادهای تولیدی نیز باید توجه داشته باشند که استفاده بیشتر از نیروی کار متخصص، ارزش افزوده آن نهاد را درصد قابل توجهی افزایش می‌دهد، همچنین به این مطلب نیز باید اشاره شود که با انبیاش سرمایه انسانی علاوه بر اینکه خود این متغیر به صورت مستقیم رشد اقتصادی را ارتقاء می‌بخشد، بلکه

اساس شواهد تجربی در اقتصاد ایران ماهیت پولی بودن تورم اثبات شده است، بنابراین افزایش حجم پول در اقتصاد (که با توجه به عدم استقلال بانک مرکزی می‌تواند به دلیل افزایش بدھی‌های دولت باشد)، قیمت‌ها را متناسب با خود افزایش می‌دهد. افزایش قیمت‌ها موجب نزول ارزش پول ملی و صعود نرخ ارز می‌شود، با توجه به وابستگی شدید تولید بخش صنعت به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی، هزینه تولید در این بخش به شدت افزایش می‌یابد و بر توان تولیدی آن اثر خواهد گذاشت. البته باید اذاعن نمود که چنانچه صادرات ایران (چه در بخش صنعت و چه در بخش‌های دیگر) مستقل از واردات بود، این افزایش نرخ ارز می‌توانست تراز تجاری را بهبود بخشد و حتی موجب افزایش سطح تولید ملی گردد. مشاهده می‌شود که در این حالت حتی یک سیاست پولی ابسطاطی می‌توانست محرك تولید باشد، اما تنها به عنوان یک شوک و برای مدت زمانی کوتاه می‌توانست مؤثر واقع شود. از پژوهش‌های انجام شده پیشین، پیش بهار و رسولی بیرامی (۱۳۹۴: ۱) در بخش کشاورزی و متفکرآزاد و همکاران (۱۳۹۵: ۱) نجفی و همکاران (۱۳۹۶: ۵۷) و تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۶: ۱) در بخش خدمات و شبازی و کریم‌زاده (۱۳۹۴: ۹۳) در بخش صنعت نتایج مشابه را کسب کرده‌اند.

در بعد دیگر تحقیق و در بررسی سیاست‌های سمت عرضه رابطه سرمایه انسانی به عنوان یکی از مهمترین ابزارهای اعمال این سیاست با ارزش افزوده بخش‌های مذکور مورد بررسی قرار گرفت و تأثیر مشابه و مثبت این متغیر بر هر سه بخش اقتصاد مشاهده گردید، ضرایب تأثیرگذاری سرمایه انسانی بر ارزش افزوده، در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب برابر با 0.36 و 0.48 درصد، در بخش خدمات برابر با 0.36 و 0.58 درصد و در بخش صنعت برابر با 0.50 و 0.71 درصد می‌باشد. از نتایج پیداگست که سرمایه انسانی در بخش صنعت دارای بیشترین و در بخش کشاورزی دارای کمترین اثرگذاری است. این امر می‌تواند به دلیل ساختار سنتی بخش کشاورزی ایران و گسترش قابلیت‌های بخش صنعت به خصوص در دهه‌های اخیر باشد. همچنین از نتایج مشاهده می‌شود که ضریب معناداری اعمال یک سیاست سمت عرضه در هر سه بخش در بلندمدت بزرگ‌تر از کوتاه‌مدت است، این امر به دلیل ماهیت سیاست‌های سمت عرضه است که زمان لازم برای تأثیرگذاری کامل آنها طولانی است. در تمامی بخش‌ها نقش سرمایه انسانی مهم و قابل توجه است،

غالباً منابع قفل شده در نظام بانکی هستند، با ابزارهایی مانند اوراق اجاره به سمت سرمایه‌گذاری و تأمین مالی بخش‌های اقتصادی هدایت کند.

آموزش و پرورش می‌تواند با بالا بردن سطح سرمایه انسانی، نیروی کار را انعطاف‌پذیرتر کند. این کار به وسیله دولت انجام‌پذیر است، یعنی دولت می‌تواند شرایط آموزش را فراهم کند و برای آن سرمایه‌گذاری کند. همچنین به شرکت‌ها انگیزه دهد تا آموزش شغلی و کارآموزی را تأمین کنند.

بهره‌گیری از تحقیق و توسعه (R&D) که به وسیله آن می‌تواند فناوری‌های جدید و تکنیک‌های تولید و بهره‌وری را توسعه بدهند. این کار نیز به کمک دولت انجام پذیر است، دولت می‌تواند بودجه برای تحقیق و توسعه در دانشگاه‌ها را تأمین کند و برای انگیزه به شرکت‌هایی که برای تحقیق و توسعه هزینه می‌کنند، معافیت مالیاتی در نظر بگیرد.

انباشت و استفاده بهینه از آن باعث افزایش بهره‌وری دیگر عوامل تولیدی خواهد شد.

با توجه به نتایج مذکور فرضیه اول پژوهش حاضر مبنی بر تأثیر گذاری سیاست پولی در کوتاه‌مدت و خنثی بودن آن در بلندمدت تنها در بخش کشاورزی تأیید می‌شود و در دو بخش خدمات و صنعت این فرضیه رد می‌شود. همچنین فرضیه دوم مبنی بر اثرگذاری سیاست سمت عرضه در کوتاه‌مدت و بلندمدت در تمامی بخش‌ها مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در این راستا توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌گردد: سیاست‌مداران به جای افزایش نقدینگی که به اعتقاد اقتصاددان ایران علت اصلی تورم سال‌های اخیر بوده است، می‌توانند با انتقال منابع پولی به بخش‌های مولد اقتصاد باعث تحریک تقاضا و تأمین سرمایه در گردش این بخش‌ها شوند. دولت می‌تواند با کنترل بانک‌ها، خلق اعتبارات بانکی را که

منابع

- تقی‌زاده، حجت؛ زمانیان، غلام‌رضا و هراتی، جواد (۱۳۹۶). "بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی با استفاده از رویکرد FVAR". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال ۴، شماره ۱-۲۶.
- جلب عاملی، فرخنده و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۲). "تأثیری دیگر بر خنثایی پول". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۱، شماره ۱۰۹-۱۳۸، ۶۸.
- جعفری صمیمی، احمد و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۳). "آزمون خنثی بودن و ابرخنثی بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران". *محله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۷-۱۳۸، ۱۱۷-۱۱۷.
- جهانگرد، اسفندیار و شیشوانی، مهرنوش (۱۳۹۳). "بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم سرمایه انسانی بر رشد فعالیت‌های اقتصادی ایران". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، دوره ۴، شماره ۱۳، ۴۸-۳۷.
- خلیل‌زاده، جواد، حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۹). "تأثیر مخارج دولت و حجم اعتبارات بانکی با لحاظ سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی در قالب یک مدل DSGE (مطالعه موردی ایران)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۹، ۹۲-۷۵.
- خلیلی عراقی، منصور؛ برخورداری دورباش، سجاد و گلوانی، امین (۱۳۹۹). "بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست
- برقندان، ابوالقاسم؛ برقندان، کامران؛ و ستوده‌نیا کرانی، سلمان و پازند، مجید (۱۳۹۰). "اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۲، ۵۶-۳۹.
- پروین، سهیلا (۱۳۷۸). "تأثیر سیاست‌های طرف عرضه اقتصاد ایران". *محله پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵-۳۸، ۱۲.
- پناهی، علی و رنانی، محسن (۱۳۸۱). "برآورد رابطه تعادلی و بلندمدت سطح عمومی قیمت‌ها و آزمون خنثایی پول در ایران". *دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان*، سال ۱۴، شماره ۲، ۳۲-۱.
- پیش بهار، اسماعیل و رسولی بیرامی، زهرا (۱۳۹۴). "آزمون خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت پول در اقتصاد ایران: زیربخش کشاورزی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال ۱۵، شماره ۳، ۱۵۰-۱۳۵.
- تشکینی، احمد و شفیعی، افسانه (۱۳۸۴). "متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول". *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، شماره ۳۵-۱۵۲، ۱۵۲-۱۲۵.
- تقوی، مهدی و محمدی، حسین (۱۳۸۶). "تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصاد ایران". *پژوهش‌نامه اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۳، ۴۵-۱۵.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و عرفان‌زاده، زهرا (۱۳۹۵). "بررسی و مقایسه تأثیر نیروی انسانی ماهر و غیرماهر بر ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی در ایران". *سومین کنفرانس جهانی مدیریت، اقتصاد، حسابداری و علوم انسانی در آغاز هزاره سوم*، ۱-۱۵.

متکرآزاد، محمدعلی؛ محسنی زنوزی، سید جمال الدین و محمد قلی‌پور تپ، امید (۱۳۹۵). "بررسی سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران". *دوفصلنامه اقتصاد پولی و مالی*، سال ۲۳، شماره ۱۲، ۱-۱۸.

محمدی‌پور، علی؛ سلمان‌پور زنوز، علی و فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۹). "بررسی تأثیر شوک‌های پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت بر اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۹، ۹۳-۱۱۲.

مهرگان، نادر؛ سپهیان قره بابا، اصغر و لرستانی، الهام (۱۳۹۱). "تأثیر آموزش علم و فناوری بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۲، شماره ۶، ۹۳-۷۱.

نادری، ابوالقاسم (۱۳۹۳). "آموزش و رشد اقتصادی در ایران: یک ارزیابی بنیادی از مسائل و چالش‌های نظری و روش شناسی". *فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۱۹، شماره ۳، ۱۲۹-۹۳.

نجفی، بنفشه؛ حکیمی‌پور، نادر و اکبریان، حجت (۱۳۹۶). "خنثیای پول در بخش خدمات اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۸، شماره ۳، ۷۸-۵۷.

Aghion, P. & Helpman, E. (1998). "Endogenous Growth Theory". Cambridge, MA: MIT Press.

Ali, M., Egbetokun, A. & Memon, M. (2018). "Human Capital, Social Capabilities and Economic Growth". *Pakistan Institute of Development Economics*, Islamabad, Pakistan and Working, 6(1), 1-18.

Altiner, V. & Toktaz, Y. (2017). "Relationship Between Human Capital and Economic Growth: an Application to

پولی و هدف گذاری تورمی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۹، ۲۸-۱۵.

دلالی اصفهانی، رحیم؛ خوش اخلاق، رحمان و موسوی محسنی، رضا (۱۳۸۸). "ازیابی اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسباتی تعادل عمومی". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳۳، دوره ۹، ۷۰-۴۷.

سرلک، احمد و قیاسی، مجتبی (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آسه آن". *فصلنامه اقتصاد کاربردی* دوره ۷، شماره ۶۲-۵۱.

شاکری بستان‌آباد، رضا؛ جلیلی، زهرا و صالحی کمرودی، محسن (۱۳۹۸). "تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال استان‌های صنعتی ایران: رهیافت مدل خودگردگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری SFAVAR". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۰۲-۷۹.

شهربازی، کیومرث و کریم‌زاده، الهام (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر سیاست پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران در راستای سیاست‌های کلی بخش صنعت". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی کلان*، سال ۲، شماره ۸، ۱۱۰-۹۳.

عمادزاده، مصطفی؛ خوش اخلاق، رحمان و صادقی، مسعود (۱۳۷۹). "نقش سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی". *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۴۹ و ۵۰، ۲۵-۳.

فرشادفر، زهرا؛ الهی، ناصر و مرادپور، مهدی (۱۳۹۳). "مطالعه رابطه میان آموزش به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی و رشد اقتصادی ایران: رویکردی استانی". *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، دوره ۲۰، شماره ۳، ۴۳-۲۷.

Dveloping Countries". *Journal of Economics and Finance*, 5(3), 87-98.

Awani, A. G. & Aslam, M. (2018). "Impact of Monetary Policy on Economic Growth-Evidence From Pakistan". *Journal of Management Social Sciences and Humanities*, 4(1), 89-109.

Awel, A. M. (2013). "The Long Run Relationship Between Human Capital and Economic Growth in Sweden". *MPRA Paper*, 45183, 1-21.

- Chowdhury, M. N., Uddin, M. J., Uddin, N. & Uddin, S. (2018). "Human Capital Development and Economic Growth in Bangladesh". *Journal of world Economic Research*, 7(2), 52-63.
- Farahani, M. & Deh Abadi, M. (2012). "Influence of Rise in Volume of Money on Economic Growth in Iran during (1988-2009)". *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2(12), 12192-12206.
- Jones, C. I. (1996). "Human Capital, Ideas, and Economic Growth". *Conference Paper, VIII Villa Mondragone International Economic Seminar on Finance, Research, Education, and Growth in Rome on June, 25-27*, 1-29
- Lucas, R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mankiw, G. N., Romer, D. & Weil, D. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-438.
- Moolio, P. & Lut, M. (2015). "The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Cambodia". *Journal of Management for Global Sustainable Development*, 1(1), 39-63.
- Nyorekwa Twinoburyo, E. & Odhiambo, N. M. (2017). "Can Monetary Policy Drive Economic Growth? Empirical Evidence from Tanzania". *Contemporary Economics*, 12(2), 207-222
- Olisaemeka Ufoeze, L., Odimgbe, S. O., Ezeabalisi, V. N. & Alajekwu, U. B. (2018). "Effect of Monetary Policy on Economic Growth in Nigeria: An Empirical Investigation". *Annals of Spiru Haret University Since 2000*, 9(1), 123-140.
- Pelinesca, E. (2015). "The Impact of Human Capital on Economic Growth". *Procedia Economics and Finance*, 22(13), 184-190.
- Precious, C. & Palesa, M. K. (2014). "Impact of Monetary Policy on Economic Growth a Case Study of South Africa". *Journal of Social Sciences*, 5(15), 76-84.
- Raymo, J. (1995). "Are Investments in Higher Education Productivity: Evidence from Japanese Time Series Data". *Osaka City University Economic Review*, 39(1).
- Reblo, S. (1991). "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy*, 99, 62-65.
- Wilson, R. A. & Briscoe, G. (2005). "The Impact of Human Capital on Economic Growth: a Review". Luxembourg: *Office for Official Publication of The European, Cedefop Reference Series*, 54, 13-61.