فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی ۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۳۴-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (15-34)

اثر حجم نقدینگی بر رشد اقتصادی در ایران (با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر)

ابوالقاسم اثنی عشری امیری[۱]، اصغر ابوالحسنی هستیانی[۲]، محمدرضا رنجبر فلاح[۳]، بیتا شایگانی[۴]، *سیدقربان علی‌زاده کلاگر[۵]

۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۴. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۵. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹۷/۹/۶ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۷)

The Effect of Liquidity Volume on Economic Growth in Iran (with Time Varying Parameter Model Approach)

Abolqasem Esnaashari Amiri[1], Asqar Abolhasani Histiani[2], Mohammad Reza Ranjbar Fallah[3], Bita Shaygani[4], *Seyed Ghorban Alizadeh Kolagar[5]

1. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
2. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
3. Assistant Professor of Economics, Payam-e-Noor University
4. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
5. Ph.D Student in Economics, Payam-e- Noor University

(Received: 27/Nov/2018 Accepted: 27/Jan/2019)

چکیده:

با توجه به اهمیت رابطه بین حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در سیاست‌گذاری بخش تولید، تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش تولید ناخالص داخلی در طول زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند سرمایه، نیروی کار و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون با پارامتر زمان متغیر و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند. با مقایسه روند تغییرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد نقدینگی می‌توان گفت که روند تغییرات این دو متغیر با هم متناسب نیست و این نشان می‌دهد که سیاست‌گذاری در بخش پولی کارا نبوده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی از استقلال عملیاتی مناسب برخوردار بوده و نرخ رشد نقدینگی، متناسب با نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تغییر کند.

واژه‌های کلیدی: حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی، رگرسیون زمان متغیر.
طبقه‌بندی JEL: E51، E23، O47.

Abstract:

Regarding the importance of the relationship between volume of liquidity and GDP in manufacturing sector policy making, using a time-varying parameter (TVP) regression model and Kalman filter approach, the present research studies the GDP's response to effective variables such as capital, labor force, and in particular liquidity volume during the period of 1978-2015. The results of estimating the regression model with time varying parameter and the study of the trend of the coefficients of explanatory variables over time show that these coefficients have not been constant over the period under study and have changed due to exogenous shocks such as revolution, war, oil price shocks, applied economic policies, structural changes, international political stances, and economic sanctions. By comparing the trend of changes in the GDP growth rate with changes in the rate of growth of liquidity, it can be said that the trend of changes in these two variables are not proportionate, showing that policy making in the monetary sector has not been efficient. Therefore, it is suggested that the central bank should have an appropriate operational independence and that the rate of liquidity growth vary proportionately with the rate of GDP growth.

Keywords: Liquidity Volume, GDP, Economic Growth, Time Varying Regression.
JEL: E51, E23, O47.

* **نویسنده مسئول:** سیدقربان علی‌زاده کلاگر
E-mail: malizadehkolagar@yahoo.com

*Corresponding Author: Seyed Ghorban Alizadeh Kolagar

۱- مقدمه

از جمله اهداف کلان در هر نظام اقتصادی، دستیابی به نرخ رشد بالا و باثبات است. با توجه به اهمیت رشد اقتصادی در پیشرفت جوامع، بررسی عواملی که بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند از اهمیت خاصی برخوردار است. از طرف دیگر تورم که یکی از مشکلات اساسی به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد، به طور عمده آثار نامطلوبی بر فرایند رشد اقتصادی دارد. بنابراین در مطالعه رشد اقتصادی، بررسی آثار تورم بر رشد اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، متغیر تولید از اهمیت خاصی برخوردار بوده و عرضه پول به‌خصوص حجم نقدینگی از جمله متغیرهای مهم اثرگذار بر تولید می‌باشد. مطالعات زیادی در زمینه اثرگذاری حجم پول بر تولید انجام شده است که در اغلب آنها شکست ساختاری به طور آشکار مورد بررسی قرار نگرفته است. اگر با توجه به شرایط حاکم بر متغیرهای اقتصادی، تغییر در روند متغیرها با تغییر در پارامترهای مدل همراه باشد، یا به عبارت دیگر اگر در پایداری پارامترهای مدل خللی ایجاد شود، این تغییرات حاکی از شکست ساختاری است. با توجه به وقوع تکانه‌ها و تغییرات سیاستی رخ داده در ایران در طول دوره مورد بررسی در این تحقیق، مانند جنگ تحمیلی، شوک‌های قیمتی نفت، تغییر سیاست‌های بازرگانی (از جایگزینی واردات در طول برنامه‌های اول و دوم توسعه به سیاست توسعه صادرات از آغاز برنامه سوم توسعه)، تغییر سیاست‌های ارزی و یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۱، اعمال محدودیت‌های ارزی و کنترل وارداتی، آزاد سازی تجاری و تحریم اقتصادی، امکان بروز شکست ساختاری در روند شکل‌گیری داده‌های سری زمانی مورد استفاده و تغییر در روابط بین متغیرها بسیار محتمل است. لوکاس[1] (۱۹۷۶: ۲۶) معتقد است که هر تغییر در رژیم سیاستی می‌تواند موجب شکست ساختاری در پویایی‌های تولید شود و هر تحلیل سیاستی که این شکست‌ها را لحاظ نکند، طبیعتاً اعتبار چندانی نخواهد داشت.

در روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت، پارامترهای یک مدل اقتصادی در طول زمان ثابت می‌باشد. از آنجایی که شرایط اقتصادی کشور متناسب با مقتضیات زمان، همواره در حال تغییر است و سیاست پولی در ایران ازتناسب نسبی برخوردار نیست، لذا ممکن است پارامترهای یک مدل رگرسیونی در طول زمان ثابت نباشد. چون روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت، توانایی لازم برای اعمال چنین تغییراتی را ندارند، در نتیجه اگر پارامترهای مدل در اثر تغییر سیاستی یا تغییر ساختاری واقعاً در طول زمان تغییر کنند ولی پارامترهای مدل، به روش رگرسیونی با ضرایب ثابت برآورد شوند، منجر به نتایج و تفسیر نادرست و گمراه کننده شده و هر تحلیل سیاستی که بر پایه این نتایج ارائه شود، صحیح نخواهد بود. بنابراین بررسی اینکه حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طول زمان برتولید دارد یا خیر، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا اگر تأثیر حجم نقدینگی بر متغیر فوق در طول زمان متفاوت باشد، آنگاه برآورد دقیق‌تر پارامترهای مدل رگرسیونی و کشش تولید نسبت به تغییرات نقدینگی با استفاده از روش‌های جدید مدل رگرسیونی با پارامترهای زمان متغیر، می‌تواند منجر به تحلیل‌های سیاستی دقیق‌تر و در نتیجه اتخاذ تصمیمات اقتصادی درست‌تر شود. این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. بخش اول به بیان مقدمه، اهمیت و ضرورت تحقیق و بخش دوم به مبانی نظری، اثرات سیاست‌های پولی بر تولید و پیشینه تحقیق اختصاص یافته و در بخش سوم به معرفی مدل و روش تحقیق و در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق پرداخته شده و بخش پایانی به بیان خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

از جمله اهداف کلان هر نظام اقتصادی، دستیابی به نرخ رشد بالا و باثبات اقتصادی، ایجاد اشتغال و کاهش نرخ تورم است. با توجه به اهمیت رشد اقتصادی، بررسی دلایل و عوامل مؤثر بر آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. ادبیات رشد اقتصادی نشان می‌دهد که عوامل گوناگونی بر رشد اقتصادی مؤثر هستند که مهمترین آنها سرمایه، نیروی کار و پیشرفت تکنولوژی می‌باشد. از سوی دیگر تورم که یکی از مشکلات اساسی به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد، به‌طور عمده آثار نامطلوبی بر فرایند رشد و توسعه اقتصادی دارد. بنابراین در مطالعه رشد اقتصادی، بررسی آثار تورم بر آن نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در مبانی نظری مدل‌های رشد اقتصادی در خصوص تأثیر تورم بر رشد اقتصادی، دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. بر اساس بعضی از نظریه‌های اقتصادی، بین نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی رابطه مثبت و بر اساس بعضی از نظریه‌های دیگر، رابطه منفی بین این دو متغیر وجود دارد. برخی از اقتصاددانان نیز معتقدند که یک سطح آستانه‌ای

1. Lucas (1976)

برای نرخ تورم وجود دارد، بدین معنی که در نرخ‌های پایین‌تر از سطح آستانه‌ای، رابطه بین نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی، مثبت و در نرخ‌های بالاتر از آن سطح، رابطه بین این دو متغیر منفی است.

۲-۱- عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی

رشد اقتصادی به معنی افزایش تولید و درآمد در یک اقتصاد می‌باشد که به عنوان معیاری برای مقایسه وضعیت اقتصادی مردم یک کشور نسبت به گذشته بکار می‌رود. نرخ رشد اقتصادی، معادل نرخ افزایش تولید سرانه حقیقی اقتصاد در نظر گرفته می‌شود که تولید سرانه حقیقی، از تقسیم تولید ناخالص ملی بر جمعیت به دست می‌آید. جونز[1] معتقد است که دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، به مفهوم افزایش درآمد ملی مبتنی بر اشتغال کامل یا افزایش ظرفیت بالقوه تولیدی است. آگاهی همگانی نسبت به مسئله رشد اقتصادی، عصر ما را تحت سیطره خویش قرار داده به طوری که اغلب بحث بر سر این است که تنها امید برای کاهش دادن فقر و یا ریشه کن کردن آن، رشد اقتصادی است نه توزیع مجدد درآمد یا ثروت (جونز، ۱۹۷۵، ۱۳۷۰: ۵۷).

یکی از منابع رشد اقتصادی، رشد نهاده کار است، یعنی رشد در تولید، به خاطر افزایش تعداد کارگران است. در کوتاه‌مدت بنگاه‌های اقتصادی می‌توانند با استخدام کارگر بیشتر، تولید را افزایش دهند، اما در بلندمدت، رشد نهاده کار تنها ناشی از رشد جمعیت می‌باشد. افزایش نسبت مشارکت نیروی کار نیز می‌تواند باعث افزایش نیروی کار شود. افزایش حجم پول(نقدینگی) نیز از دیگر منابع رشد اقتصادی محسوب می‌شود. سایر منابع رشد اقتصادی، عواملی هستند که میزان تولید برای هر واحد کارگر را افزایش می‌دهند، یعنی باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شوند که عبارتند از: آموزش کارگران، افزایش موجودی سرمایه، تغییرات تکنولوژیک، صرفه‌جویی مقیاس و تخصیص مجدد منابع.

۲-۲- خنثایی پول

در ادبیات اقتصادی، تأثیرناپذیری تولید از سیاست‌های پولی را خنثایی پول می‌نامند. پول آن هنگام خنثی است که به دنبال برهم خوردن تعادل اولیه (به دلیل تغییر در عرضه اسمی پول)، تعادل جدید هنگامی به دست آید که کلیه متغیرهای واقعی، همان مقادیر قبل از تغییر در عرضه پول را دارا باشند. بدیهی است که اگر مدل این شرایط را برآورده نکند، پول غیرخنثی است. متداول‌ترین ملاک برای ارزیابی و قضاوت در مورد اینکه آیا در یک مدل خاص، پول خنثی است یا خیر، تعیین این امر است که آیا تغییر در عرضه پول اسمی، منجر به تغییر در قیمت‌های نسبی و نرخ‌های بهره تعادلی می‌شود یا فقط موجب تغییر متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. این ملاک، ناشی از تعریف خنثی بودن پول است، زیرا تغییر در قیمت‌های نسبی یا نرخ‌های بهره، مستلزم تغییر در الگوهای مصرف و سرمایه‌گذاری خواهد بود و از این رو پول خنثی نخواهد بود، در حالی که اگر تغییر در بالانس‌های پولی اسمی، صرفاً سبب تغییر متناسب در سطح مطلق قیمت‌ها شود، در آن صورت کلیه متغیرهای واقعی به انضمام مقدار بالانس پولی واقعی، بدون تغییر خواهد ماند که در آن صورت پول خنثی خواهد بود. بحث خنثایی پول بر این مبنا است که اثرگذاری سیاست‌های پولی بر اقتصاد، تنها به تغییرات متغیرهای پولی منجر می‌شود و این سیاست‌ها، متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید را تغییر نمی‌دهند. به طور تقریبی بین اقتصاددانان اتفاق نظر وجود دارد که سیاست‌های پولی در بلندمدت خنثی است، اما در کوتاه‌مدت و میان‌مدت بین اقتصاددانان مکاتب مختلف در زمینه خنثایی پول اختلاف نظر وجود دارد.

۲-۳- مکانیزم تأثیرگذاری سیاست پولی بر تولید

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، متغیر تولید از اهمیت خاصی برخوردار است. صاحب نظران اقتصادی در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید اختلاف نظر دارند. تعدادی از اقتصاددانان معتقدند که اعمال سیاست‌های پولی، تنها تولید اسمی را تغییر می‌دهد و تأثیری بر تولید حقیقی نخواهد داشت. عده‌ای دیگر معتقدند که سیاست‌های پولی در شرایط خاصی علاوه بر تولید اسمی، تولید حقیقی را نیز در کوتاه‌مدت و حتی در بلندمدت تغییر می‌دهد. اقتصاددانان مکتب کلاسیک و چرخه‌های تجاری حقیقی اعتقاد دارند که پول خنثی است و سیاست‌های پولی تأثیری در متغیرهای حقیقی مانند تولید ندارد و اعمال سیاست پولی انبساطی، تنها متغیرهای اسمی اقتصاد را افزایش می‌دهد. در سایر مکاتب اقتصادی اعمال سیاست‌های اقتصادی به نحوی بر متغیرهای حقیقی تأثیر دارد (برانسون[2]، ۲۰۰۷: ۱۷۴).

1. Jones (1975)

2. Branson (2007)

اقتصاددانان مکتب کینزی مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی را در راستای مدل‌های ساختاری مطرح نمودند. بر این اساس افزایش عرضه پول، نرخ بهره را کاهش داده و سرمایه‌گذاری و درآمد ملی را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر چون دستمزدهای اسمی انعطاف کمی دارند، افزایش حجم پول باعث افزایش قیمت‌ها، کاهش دستمزدهای حقیقی و به تبع آن افزایش سطح اشتغال و تولید می‌شود. بنابراین سیاست پولی انبساطی، باعث افزایش قیمت‌ها و تولید می‌شود (شاکری، ۱۳۸۴: ۷۲). اقتصاددانان مکتب پولی اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی در کوتاه‌مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش دهد، ولی در بلندمدت اقتصاد به حالت تعادل اولیه برمی‌گردد و آثار افزایش عرضه پول فقط در افزایش قیمت‌ها منعکس می‌شود. اقتصاددانان کلاسیک جدید اعتقاد دارند که سیاست‌های مالی پیش‌بینی شده، بر متغیرهای حقیقی تأثیری ندارد، اما سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده، در کوتاه‌مدت بر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد (مشکین، ۱۹۸۲: ۲۷). از دیدگاه کینزین‌های جدید، پول خنثی نیست ولی سیاست پولی انبساطی در بلندمدت اثری بر تولید ندارد و فقط منجر به افزایش قیمت‌ها می‌شود. همچنین تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید به دلایلی مانند انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها و دستمزدها، نامتقارن است (منکیو و رومر[1]، ۱۹۹۱: ۴۹۲). مطالعات تجربی بسیاری نشان دهنده آن است که اثر سیاست‌های پولی انقباضی بر تولید بیشتر از اثر سیاست‌های پولی انبساطی است. اقتصاددانان مکتب پولی اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی از طریق کانال جعبه سیاه، درآمد ملی را افزایش می‌دهد، یعنی سیاست پولی علاوه بر کانال نرخ بهره، از طریق کانال‌های دیگر مانند کانال‌های اعتباری، درآمد ملی را تغییر می‌دهد (کلباسی، ۱۳۸۵: ۱۲۷).

ماسکارو و ملتزر[2] (۱۹۸۳: ۴۹۳) و ایوانس[3] (۱۹۸۴: ۲۰۸) بیان می‌کنند که رشد بی‌ثبات عرضه پول از طریق اثر بر کانال نرخ بهره، فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنها استدلال می‌کنند که نوسانات رشد پولی، باعث افزایش نوسانات در نرخ بهره شده و از این طریق ریسک اوراق قرضه افزایش می‌یابد. افزایش ریسک نگه‌داری اوراق قرضه، باعث افزایش تقاضا برای پول و افزایش نرخ بهره شده و در نتیجه سرمایه‌گذاری و تولید کاهش می‌یابد (سرلتیس و رحمان[4]، ۲۰۰۹: ۶۰۸). برخی از تئوری‌های اقتصادی دیگر بیان می‌کنند که افزایش در نوسانات عرضه پول، منجر به افزایش عدم اطمینان در مورد شرایط آینده اقتصادی و افزایش تقاضای احتیاطی پول شده و در نتیجه تولید ملی کاهش می‌یابد (بلانگیا[5]، ۱۹۸۴: ۲۴).

1. Mankiw & Romer (1991)
2. Mascaro & Meltzer (1983)
3. Evans (1984)
4. Serletis & Rahman (2009)

۲-۴- مروری کلی بر مدل‌های رشد اقتصادی

یک اقتصاد، زمانی دوره رشد پایدار را تجربه می‌کند که کلیه متغیرهای موجود در آن با نرخ تناسبی ثابت، در حال رشد باشند یا این متغیرها در حالت توقف قرار گیرند (یعنی نرخ رشد مساوی صفر باشد). بسیاری از الگوهای رشد اقتصادی در پی آن هستند تا مشخص کنند که آیا امکان دستیابی به رشد پایدار وجود دارد یا نه (بررسی مسئله وجود). مسئله دیگری که اغلب در این زمینه مورد بررسی قرار می‌گیرد این است که آیا نیروهایی در اقتصاد وجود دارند که گرایش به کشاندن نظام به سوی وضعیت پایدار داشته باشند یا نه (بررسی مسئله ثبات) (جونز، ۱۹۷۵: ۶۴). در مدل‌های نئوکلاسیکی، نرخ پیشرفت تکنولوژی به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است که تکنولوژی به عنوان کالای عمومی خالص محسوب می‌شود. به تعبیر رومر (۱۹۹۴: ۸) و لوکاس (۱۹۸۸: ۱۲)، اعتقاد به برون‌زا بودن تغییرات تکنولوژیکی و دسترسی یکسان کشورهای جهان به فرصت‌های تکنولوژیک، موجب شده است تا حقایقی مانند درون‌زا بودن نرخ جمعی اکتشاف و وجود سود انحصاری ناشی از کنترل اطلاعات، مورد توجه قرار نگیرد. در مطالعات جدید، عامل تکنولوژی به صورت جدی به عنوان عاملی درون‌زا مورد توجه قرار گرفت. الگوهای رشد درون‌زا در قالب دو دسته کلی با عناوین مدل‌های AK و R&D طبقه‌بندی می‌شوند. مدل‌های AK، از نخستین مدل‌های رشد درون‌زا محسوب می‌شوند که روی بازده ثابت نسبت به سرمایه با تعریفی کلی از سرمایه متمرکز شدند. یکی از بحث‌های مؤثر نظریه پردازان اقتصادی، حصول پیشرفت فناوری ناشی از تلاش برای اختراع و ابداع است که با حداکثرسازی سود فردی تأمین می‌شود. به همین دلیل پیدایش هر ابداعی، بهره‌وری را افزایش داده و منبع رشد بلندمدت شده است.

آرو و همکاران[6] (۱۹۶۱: ۲۳۴) با طرح *عمل کن و بیاموز*، معتقد است که کسب دانش و آموختن بر اساس تجربه، می‌تواند بهره‌وری و در نهایت روند تولید را بهبود بخشد. او با

5. Belongia (1984)
6. Arrow et al. (1961)

انتخاب سرمایه‌گذاری ناخالص تراکم یافته بـه عنـوان شـاخص تجربه، توانست الگوی رشد کاملی تـدوین کنـد. در ایـن الگـو تمامی سرمایه‌گذاری‌های قبلی اعـم از تمـام شـده یـا در حـال اتمام، به دلیل تجربه‌ای که برای ما باقی گذاشـته‌انـد، در رونـد تولید جاری سهم خواهند داشت. در این صورت وقتی که *عمـل کن و بیاموز*، یکی از منابع پیشرفت تکنولوژی باشد، نرخ ذخیره دانش فنی، نه فقط بـه نسـبت اسـتفاده از منـابع اقتصـادی در R&D وابسته است، بلکه به میزان تولیـد دانـش فنـی جدیـد ناشی از فعالیت انجام شده اقتصادی نیز بسـتگی دارد. افـزایش توانایی اجتماعی، باعث افـزایش قابلیـت‌هـا، صـرفه جـویی در اسـتفاده از سـرمایه فیزیکـی، سـهولت بهـره‌بـرداری از منـابع طبیعی،افزایش رشد اقتصادی و کاهش شکاف فنـاوری نسـبت به وضعیت پایدار می‌شود. از عـواملی کـه در افـزایش توانـایی اجتمـاعی مؤثرنـد مـی‌تـوان سـاختارهای اجتمـاعی، نهادهـای دموکراتیـک، باورهـا و رفتارهـای فرهنگـی، سـطح آمـوزش، مراقبت‌های بهداشتی اولیه، تغذیه مناسب و درجه آزادی تجارت خارجی را نـام بـرد کـه بایـد بـه عنـوان متغیرهـای تولیـد، در چارچوب مدل‌های رشد اقتصـادی مـورد بررسـی قـرار گیرنـد. مشارکت بیشتر در بازرگـانی بـین‌المللـی، باعـث تقویـت رشـد اقتصادی خواهد شد زیرا عموماً باور بـر ایـن اسـت کـه انتقـال فناوری بین‌المللی با جریان بازرگانی ارتباط دارد. واردات کالاها و خدمات تولید شده توسط طرف‌های تجـاری، باعـث اسـتفاده مؤثرتر از منابع موجود در کشـور وارد کننـده شـده و در نتیجـه سطح بهره‌وری را بالا می‌برد. هرچـه بخـش‌هـای بیشـتری از اقتصاد در معرض رقابت بین‌المللی قرار گیرند، میزان برخورد بـا فناوری برتر و فشار برای اتخاذ و تطبیق فنـاوری جهـت حفـظ قدرت رقابتی، بیشتر خواهد شد.

ریـورا بـاتیز[1] و رومـر (۱۹۹۱: ۵۳۷) در یـک الگـوی رشـد درون‌زا مطرح کردند کشورهایی که ادغـام بیشـتری در اقتصـاد جهانی دارند، از احتمال دسترسی به دانش بیشتری برخوردارند. در الگوی آنها اندوخته‌های دانش، بر نرخ رشد دانش نوین تأثیر گذاشته و باعث افزایش نرخ رشد بلندمدت خواهد شد. همچنین گسترش فناوری در اثر مبادله کالا و دانـش، شـرکت‌هـا را بـه توسعه فناوری‌های نوآورانه، نه تنها در بازارهای داخلی، بلکه در پهنه جهانی وادار می‌کند و از دوباره‌کاری پژوهش‌های صـنعتی که نوآوری چندانی ندارند، خواهد کاست (دژپسند، ۱۳۸۴: ۲۰).

۲-۵- نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی

فریدمن[2] (۱۹۷۷: ۴۵۶) با بررسی اثر نااطمینانی بر رشـد تولیـد، عنوان کرد که افزایش در نااطمینانی تورم، نرخ بیکاری را از دو طریق کاهش مـی‌دهـد: اول اینکـه نااطمینـانی تـورم، از دوره قراردادهایی که با توجه به نرخ تـورم شـاخص‌بنـدی نشـده‌انـد می‌کاهد و قراردادهای شـاخص‌بنـدی شـده را بـرای کـارگران باصرفه‌تر می‌کند. دوم اینکه نااطمینانی بـه مسـیر قیمـت‌هـای آتـی، از کارآمـدی مکـانیزم قیمـت‌هـا در هماهنـگ کـردن فعالیت‌های اقتصادی می‌کاهد. وی عنوان می‌کنـد کـه هرقـدر تغییرات تورم شدیدتر و دارای نوسانات بیشتری باشد، استخراج قیمت‌های نسبی از قیمت‌های مطلق دشوارتر می‌شود و این امر اثر منفی بر فعالیت‌های اقتصـادی و در نتیجـه رشـد اقتصـادی دارد.

چان[3] (۱۹۹۴: ۷۸) نیز عقیده دارد که نااطمینـانی تـورم بـا تأثیر بر نرخ‌های بهره، تصمیمات در مورد تخصیص منابع را در طی زمان تحت تأثیر قرار می‌دهد.طبق نظر او اگر رابطه مثبتی بین نااطمینانی تورم و نرخ تورم وجود داشته باشـد، نااطمینـانی تورم از طریق کاهش مصرف و سرمایه‌گـذاری، رشـد تولیـد را کاهش می‌دهد (فرنقی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵).

لاینتنر[4] (۱۹۷۵: ۲۶۷) معتقد است که تورم، ارزش حقیقـی وجوه داخلی را کاهش می‌دهد. بنابراین در شرایط تورمی بـرای هر مقیاس معین از پروژه سرمایه‌گذاری، بنگاه نیازمنـد مقـادیر بیشتری از اعتبارات جهت برطرف نمودن نیازهـای مـالی خـود است. همچنین بی‌ثباتی تورم، منجر بـه بـرهم زدن تصـمیمات مالی داخلـی بنگـاه مـی‌شـود. افـزایش اخـتلاف اطلاعـات در بازارهای مالی نیز منجر به کاهش سطح کارای سرمایه‌گـذاری می‌گردد و تولید ناخـالص داخلـی کشـور را کـاهش مـی‌دهـد. تصمیم‌گیری کارا در بازار اقتصادی، بسـتگی بـه سـیگنال‌هـای قیمتی واضح و آشکار دارد و همچنین بسیاری از تصمیم‌گیـری دربـاره مصـرف و سـرمایه‌گـذاری، ارتبـاط نزدیـک بـا سـاختار انتظـارات قیمتـی دارد. نااطمینـانی دربـاره قیمـت‌هـای آینـده، ارزش‌های حقیقی دریافت‌ها و پرداخت‌های آینـده را نـامطمئن می‌سازد، در نتیجه جهت مقابله با آثار منفـی نااطمینـانی تـورم، عاملان اقتصادی باید تصمیمات خود را تعدیل نمایند. در نتیجه تورم بالا، نااطمینانی به وجود می‌آورد که باعث تغییر اساسی در سیاست‌های اقتصادی می‌شود، بـرای مثـال بنگـاه‌هـا افـزایش

1. Rivera – Batiz & Romer (1991)

2. Friedman (1977)
3. Chan (1994)
4. Leintner (1975)

سرمایه‌گذاری خود را به تعویق می‌اندازند. بنابراین نااطمینانی تورم که به واسطه نرخ تورم بالا ایجاد می‌شود، منجر به انحراف تصمیمات مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در زمینه پس انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری شده و باعث کاهش مخارج سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود (صفدری و پورشهابی، ۱۳۸۸: ۶۷).

۲-۶- مروری بر مطالعات گذشته

تحقیقات متعددی در ارتباط با تأثیر نقدینگی بر تورم صورت گرفته است که هریک از آنها با در نظر گرفتن شرایط مختلف به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. اغلب این تحقیقات از روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت استفاده کرده‌اند. لوکاس (۱۹۷۶: ۲۶) تأکید می‌کند که عوامل و شاخص‌هایی که در مدل‌های اقتصادسنجی با اتکا بر رفتار گذشته واحدهای اقتصادی برآورد شده است، ضرورتاً برای رفتار آتی این واحدها صادق نخواهد بود.تغییر سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی این امکان را به وجود می‌آورد که واحدهای اقتصادی در شرایط گوناگون رفتار متفاوتی از خود بروز دهند. از این رو فرض ثبات شاخص‌ها در مدل‌های اقتصادسنجی فرض قابل قبولی نخواهد بود. برتری اصلی روش مدل رگرسیونی با پارامترهای زمان متغیر (که در این تحقیق از آن استفاده خواهد شد) نسبت به روش‌های قبلی، در تحلیل حساسیت تغییرات تولید و تورم است، به این مفهوم که در هر دوره زمانی، مشخص می‌کند که تغییرات در متغیرها (به‌خصوص حجم نقدینگی) چه تأثیری بر تولید و نرخ تورم دارد تا براساس آن در هر دوره زمانی معین تحلیل سیاستی صحیح انجام شده و منجر به اتخاذ تصمیم درست اقتصادی شود. پس از نقد لوکاس، متغیرهای جدیدی برای پیش‌بینی تورم مطرح شدند. نتایج ناشی از این مطالعات حاکی از آن بود که ارتباط تنگاتنگی بین حجم فعالیت‌های اخیر با نرخ تورم در آینده وجود دارد.

۲-۶-۱- مطالعات انجام شده داخلی

خضری و همکاران در مقاله‌ای با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) ترکیبی با روش‌های رگرسیونی پارامتر زمان متغیر (TVP) اقدام به بررسی توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، رشد مخارج دولت، نااطمینانی کوتاه‌مدت تورم، تغییرات نرخ ارز و سود بانکی بر روی تورم کردند که استفاده از چنین مدلی امکان بررسی اثرات متغیر زمانی متغیرهای مؤثر بر تورم را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند و از این جنبه مدل جدیدی در مطالعات تجربی اقتصاد ایران به شمار می‌رود (خضری و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۵).

حقیقت و قلی‌پورتپه با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۹:۴ به بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. برای محاسبه نااطمینانی رشد پول از مدل (GARCH) و برای بررسی تأثیر آن بر روی رشد اقتصادی از مدل (ARDL) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش نااطمینانی رشد پول، رشد اقتصادی کشور، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش می‌یابد. همچنین با مقایسه ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود که میزان تأثیرگذاری منفی نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است (حقیقت و محمدقلی‌پورتپه، ۱۳۹۳: ۶۳).

فرزین‌وش و همکاران در مقاله‌ای به بررسی اثربخشی نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۳۸ پرداختند. برای این منظور، مدل غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم و تابع لجستیک به کار گرفته شده است. برای تخمین این مدل از برآوردگر حداقل مربعات غیرخطی و از الگوریتم نیوتن-رافسون استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که مدل غیرخطی بر مدل خطی ارجحیت داشته و اثربخشی سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در وضعیت‌های بالا و پایین رشد درآمد حاصل از نفت متفاوت است (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۱: ۵).

معدلت با استفاده از مدل‌های رگرسیون با پارامتر زمان متغیر و مدل‌های فضا حالت با رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و تحلیل نوسانات در ارتباط میان تورم و تولید در طول زمان پرداخته تا منبع نوسانات در طول زمان در ارتباط میان تولید و تورم تعریف شود. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اثرات یک حجم مشخص از افزایش نقدینگی، در طول زمان اثرات یکسان بر تورم برجای نگذاشته است (معدلت، ۱۳۹۱: ۱۲۷).

غلامی و کمیجانی در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. آنها برای به دست آوردن نااطمینانی تورمی، از یک مدل Trivariate-GARCH استفاده کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که فرضیه فریدمن و بال مبنی بر اینکه افزایش تورم، نااطمینانی تورمی را افزایش می‌دهد، برای اقتصاد ایران پذیرفته می‌شود. بدین ترتیب، هر متغیری که موجب

افزایش نرخ تورم در ایران شود، موجب افزایش نااطمینانی تورمی و در نتیجه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین سیاست‌های مبتنی بر هدف‌گذاری تورم، می‌تواند در افزایش رشد اقتصادی مفید واقع شود (غلامی و کمیجانی، ۱۳۹۰: ۱).

کمیجانی و توکلیان تابع عکس العمل غیرخطی برای سیاست‌گذاری پولی در ایران را معرفی می‌کنند که براساس آن نرخ رشد حجم پول بر اساس شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف تعیین می‌شود و در این باره ضرایب اهمیت شکاف تولید و شکاف تورم در دوره رکود و رونق متفاوت‌اند. در نهایت به این نتیجه می‌رسد که در دوران رکود، حساسیت بانک مرکزی بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق بیشتر متوجه تورم است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۰: ۱۹).

درگاهی و شربت اوغلی با در نظرگرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست‌گذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی و تورم و رشد اقتصادی، با استفاده از روش کنترل بهینه، به قاعده سیاست‌گذاری بهینه بانک مرکزی دست می‌یابند. ضرایب برآوردی برای تورم و رشد اقتصادی در این قاعده هر دو مثبت‌اند که با مفهوم ابزار بودن نرخ رشد نقدینگی تناقض دارد (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹: ۱).

کمیجانی و نقدی به بررسی ارتباط متقابل تورم و تولید با استفاده از روش خودرگرسیون برداری برای ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که ریشه تورم در ایران فقط پولی نیست و مزمن بودن تورم در ایران به متغیرهای واقعی (یعنی تولید و در این مقاله به تولید بخشی) نیز ارتباط دارد. بر اساس نتایج این تحقیق، رابطه تولید و تورم یک رابطه بلندمدت است، یعنی افزایش تولید در بلندمدت موجب کاهش تورم می‌شود. در حالی که این رابطه، یعنی تولید بخشی و تورم در بخش خدمات نسبت به بخش‌های صنعت و کشاورزی، رابطه کوتاه‌مدت‌تری است (کمیجانی و نقدی، ۱۳۸۸: ۹۹).

کیانی و ابطحی با استفاده از داده‌های فصلی (۱۳۸۴–۱۳۶۷) به بررسی آثار نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های منفی بر رشد تولید همواره بیش از اثر تکانه‌های مثبت پولی است و تکانه‌های مثبت پولی در اقتصاد ایران، اثری بر رشد تولید ندارد و تکانه‌های کوچک پولی همواره بیش از تکانه‌های بزرگ پولی، تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کیانی و ابطحی، ۱۳۸۷: ۱۲۳).

منجذب به بررسی اثر بخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از آمار داده‌های فصلی (۱۳۷۴–۱۳۴۹) پرداخته است. نتیجه مطالعه حاضر نشان می‌دهد که پول و گسترش آن در کوتاه‌مدت بر تولید واقعی تأثیر دارد، اما این متغیر در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر خود را از دست می‌دهد (منجذب، ۱۳۸۵: ۱).

اصغرپور در تحقیقی با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی (۱۳۸۳–۱۳۳۸) به بررسی تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید پرداخته است. در این پژوهش، تولید ناخالص داخلی بدون نفت به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری سطح فعالیت‌های حقیقی اقتصادی در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تکانه‌های پولی منفی بیش از تکانه‌های پولی مثبت بر تولید تأثیر دارند و همچنین تکانه‌های بزرگ پولی نسبت به تکانه‌های کوچک پولی اثر بیشتری بر تولید دارند (اصغرپور، ۱۳۸۴: ۵).

نوفرستی به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران طی سال‌های (۱۳۷۷–۱۳۳۸) پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست پولی انبساطی اجرا شده قادر است به نحو محسوسی بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیر بگذارد و آثار مثبتی را از نظر بالا بردن سطح تولید و اشتغال و همچنین افزایش در اجزای تقاضای کل و در نتیجه ارتقاء رفاه عمومی داشته باشد (نوفرستی، ۱۳۸۴: ۱).

فاردار با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS به بررسی اثرگذاری نامتقارن تکانه‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تکانه‌های پولی منفی در دوره‌های رونق و رکود اثر معناداری بر رشد اقتصادی داشته است، اما تکانه‌های پولی مثبت در دوره‌های رونق و رکود اثر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته است (فاردار، ۱۳۸۲: ۶).

۲-۶-۲- مطالعات انجام شده خارجی

باتاچاریا[1] و همکاران در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد رگرسیون پارامتر زمان متغیر (TVPR)[2]، نرخ‌های رشد بخشی و کل واقعی را برای کشور هند برآورد کردند. آنها برای ارزیابی اهمیت عوامل متفاوت مشوق رشد، از سه نوع الگو استفاده کردند. الگوی "جهت تقاضا"، مجموعه عوامل شاخص‌های تولید را در نظر نمی‌گیرد، در حالی که در الگوی "جهت عرضه"، اطلاعات فقط از مجموعه شاخص‌های تولید به دست می‌آید. الگوی "مرکب"، شامل هر دو مجموعه متغیرهاست.

1. Bhattacharya et al. (2018)
2. Time Varing Parameter Regression

آنها دریافتند که الگوی TVPR از لحاظ پیش‌بینی عملکرد، به طور سازگاری بهتر از الگوی رگرسیون پارامتر ثابت و الگوی عاملی پویا برای هر سه تصریح عمل می‌کند (باتاچاریا و همکاران، ۲۰۱۸: ۱).

کاسمانن و واتاجا[1] در مطالعه‌ای به بررسی مجدد برخی از واقعیات و شواهد تجربی مربوط به محتوی پیش‌بینی کننده متغیرهای مالی برای رشد تولید ناخالص داخلی در شرایط اقتصادی تغییریافته کشورهای گروه هفت پرداختند. آنها بر کمک‌های پیش‌بینی کننده نرخ بهره کوتاه‌مدت واقعی و بازده واقعی سهام متمرکز شدند. نتایج پیش‌بینی کننده نشان می‌دهند که متغیرهای مالی هنگام بحران مالی، قدرت پیش‌بینی خود را باز می‌یابند. نرخ بهره کوتاه‌مدت واقعی به عنوان تنها عامل کمک کننده مهم برای پیش‌بینی فعالیت واقعی به هنگام شرایط نامساعد اقتصادی پدیدار می‌شود، گرچه عموماً استفاده از چند پیش‌بینی کننده مالی ارجحیت دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که محتوی پیش‌بینی کننده شاخص‌های مالی ممکن است در شرایط اقتصادی مساعد، دوباره کاهش یابد (کاسمانن و واتاجا، ۲۰۱۸: ۱).

هانیش[2] با استفاده از یک الگوی عاملی پویای ساختاری و داده‌های سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۵ که دربرگیرنده ۱۳۵ متغیر است، اثربخشی سیاست پولی ژاپن را با هدف نرخ بهره کوتاه‌مدت یا پایه پولی مورد بررسی قرار داد. در این مقاله معلوم شد که یک تکانه سیاست پولی انبساطی، به‌طور قابل توجهی فعالیت‌های اقتصادی واقعی و اسمی را افزایش می‌دهد. تکانه‌ای که نرخ بهره کوتاه‌مدت را کاهش می‌دهد، اثر مثبت قوی بر تولید و اثر ملایم بر قیمت‌ها دارد، در صورتی که تکانه‌ای که پایه پولی را افزایش می‌دهد، اثر مثبت ضعیف و نسبتاً موقتی بر تولید و اثر قوی بر قیمت کالاها و سهام دارد (هانیش، ۲۰۱۷: ۱۱۰).

سیریکانچاناراک[3] و همکاران در مقاله‌ای از الگوی زمان متغیر آستانه‌ای با دو رژیم که دارای مزیت فیلتر کالمن بوده و امکان تغییر ضرایب را در طی زمان فراهم می‌سازد استفاده کردند. چون داده‌های سری زمانی مالی، علایم قوی غیرخطی بودن را آشکار و چارچوب اقتصاد جهانی به وضوح در ابعاد مختلف تغییر کرده است، آنها این الگو را برای تجزیه وتحلیل اثر اعتبارات بانکی بر رشد GDP و تورم به کار گرفتند. الگوی رگرسیون آستانه‌ای، وقتی متناسب است که رابطه بین متغیر وابسته و مستقل، حداقل هنگام دوره پیش‌بینی ثابت باشد، در غیر این صورت مخصوصاً در چارچوب تغییر ساختاری در داده‌های اقتصاد کلان، باید از یک الگوی غیرخطی پارامتر زمان متغیر استفاده شود. یافته اصلی این مطالعه نشان می‌دهدکه اعتبارات بانکی، نقش مهم آشکاری در رشد اقتصادی و تورم ایفا می‌کند و در رفتار بین رژیم‌ها تفاوت وجود دارد (سیریکانچاناراک و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۳۳).

برگر و همکاران[4] با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۵۹ به بررسی مقدار زمان متغیر بودن پارامترهای یک مدل تجربی اقتصاد کلان تقلیل یافته برای اقتصاد آمریکا می‌پردازد. آنها از یک مدل اجزاء مشاهده نشده برای تجزیه تولید، تورم و بیکاری به اجزاء روند تصادفی و شکاف دور تجاری استفاده می‌کنند. در این مقاله از یک تصریح مدل تصادفی برای آزمون اینکه کدام پارامترها، زمان متغیرند و کدام یک از اجزاء مشاهده نشده تصادفی را نشان می‌دهند استفاده شده است. در این مقاله معلوم شد که رشد تولید بالقوه، ضریب قانون اوکان، واریانس نوآوری‌ها نسبت به شکاف تولید و شکاف تورم مستمر، همگی زمان متغیرند، در حالی که شیب منحنی فیلیپس و واریانس نوآوری‌ها نسبت به همه اجزا روند، زمان ثابت هستند. همچنین ضریب قانون اوکان در دوره‌های کسادی کمتر از دوره‌های انبساط است، یعنی در دوره کسادی، بیکاری به شکاف تولید حساس تر و در دوره رونق، حساسیت کمتری را نشان می‌دهد. با توجه به پویایی‌های تورم، معلوم شد که شکاف تورم و شوک‌های همزمان، از جمله عوامل تعیین کننده تغییرات تورم هستند ولی شکاف تورم به شکاف تولید، خیلی حساس نیست (برگر و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۷۹).

رکیک و رادجنوویک[5] اثربخشی سیاست پولی و مالی را در صربستان بررسی کردند. آنها از آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی و تحلیل رگرسیون روی داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۳ به منظور تعیین اثر سیاست مالی بر فعالیت اقتصادی استفاده کردند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که سیاست پولی در مقایسه با سیاست مالی، در تحریک رشد اقتصادی مؤثرتر است. از این رو نتیجه کلی این است که دولت باید به سیاست مالی برای بهبود کارایی‌اش در آینده توجه بیشتری داشته باشد (رکیک و رادجنوویک، ۲۰۱۳: ۱۰۳).

1. Kuosmanen & Vataja (2018)
2. Hanisch (2017)
3. Sirikanchanarak et al. (2016)
4. Berger et al. (2016)
5. Rakic & Radjenovic (2013)

ناکاجیما و همکاران[1] ارتباط بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی و تورم را در کشور ژاپن بررسی کردند. این مطالعه ابتدا به معرفی کلی مدل‌های TVP می‌پردازد و در ادامه سه رهیافت از مدل‌های TVP یعنی TVP-AR، TVP-VAR و TVP-SVAR را مورد استفاده قرار داده و قدرت پیش‌بینی آنها را باهم مقایسه می‌کند. از دیگر نتایج این مطالعه می‌توان به بخش تحلیل حساسیت تورم نسبت به تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی اشاره کرد (ناکاجیما و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۲۵).

ممتاز[2] در مقاله‌ای این پرسش را مورد بررسی قرار می‌دهد که آیا ثبات و پایداری را می‌توان به طور کامل به سیاست هدف‌گذاری تورم در دو دهه اخیر انگلستان نسبت داد. او برای پاسخ به این سؤال از مدل TVP-FVAR استفاده کرد. نتایج به دست آمده از این تحقیق، نتایج مطالعات قبلی را در رابطه با کاهش در نوسان و پایداری تولید و تورم در انگلستان مورد تأیید قرار داد. او به این نتیجه رسید که وجود نداشتن شوک‌های غیرسیاستی مخالف، عامل مهم پایداری اقتصاد انگلستان است (ممتاز، ۲۰۱۰: ۱).

چولیاراکیس[3] با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۶۰ و با بکارگیری روش اجزاء مشاهده نشده یک متغیره و چند متغیره، نرخ طبیعی بیکاری زمان متغیر را برای بریتانیا برآورد کرده و بررسی می‌کند که کدام یک از این دو روش، اطلاعات بیشتری را در مورد تورم آینده بدست می‌دهند. او نشان می‌دهد که روش اجزاء مشاهده نشده چند متغیره، برآوردهای بدون ابهام بهتری از نرخ طبیعی بیکاری بدست می‌دهد. او همچنین نشان می‌دهد که در زمان‌های تغییر ساختاری اقتصادی، برآوردهای یک طرفه نرخ طبیعی بیکاری، می‌تواند به‌طور بالقوه به کاهش وقفه‌های اجتناب ناپذیر سیاست پولی کمک کند (چولیاراکیس، ۲۰۰۸: ۱).

ال خوری[4] به بررسی تجربی قاعده سیاست پولی برای اقتصاد سوئیس می‌پردازد. نتیجه مطالعه این است که فرضیه‌های لوکاس و فریدمن در مورد اثر نااطمینانی بر تولید با استفاده از روش واریانس شرطی یک گام به جلو شوک پولی، تأیید می‌شود و همان‌طور که لوکاس پیش‌بینی کرده بود رابطه معکوسی بین اندازه واکنش تولید به شوک اسمی و واریانس این شوک بدست آمد، به‌علاوه اثر منفی مستقیم نااطمینانی وجود دارد که موجب کاهش تولید در بلندمدت می‌شود. این مقاله نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای مستقل، زمان متغیرند و بیشتر نااطمینانی، ناشی از ضرایب زمان متغیر است تا شوک پولی (ال خوری، ۲۰۰۶: ۱).

کوگلی و همکاران[5] به پیش‌بینی تورم برای انگلستان با استفاده از روش‌های بیزی پرداختند. مدل مورد استفاده آنها TVP-BMA بود و علاوه بر تورم، GDP را نیز پیش‌بینی کردند. نتایج حاکی از آن بود که عامل اصلی تعیین کننده و مؤثر بر تغییرات GDP، تولیدات صنعتی و سرمایه‌گذاری خصوصی بوده در حالی که هزینه‌های دولت به عنوان اصلی‌ترین عامل مشخص کننده تورم بوده است (کوگلی و همکاران، ۲۰۰۵: ۱۸۹۳).

کازین و توبر[6] درمی‌یابند که عدم تقارن در آثار سیاست‌های پولی در آلمان بستگی به این دارد که اقتصاد در وضعیت رکود یا رونق باشد. نویسندگان با استفاده از مدل چرخش رژیم مارکف[7] و فیلتر کالمن وجود دو وضعیت مختلف را تأیید کرده‌اند و نشان داده‌اند که آثار سیاست‌های پولی بر تولید در وضعیت رکود بیش از وضعیت رونق است (کازین و توبر، ۲۰۰۴: ۱).

سارل[8] به تحلیل و مطالعه اثر غیرخطی احتمالی تورم بر رشد اقتصادی پرداخت و در تابعی که نرخ تورم را به رشد مرتبط می‌کرد، شواهدی از شکست ساختاری یافت. داده‌های مورد استفاده شامل اطلاعات سری زمانی ۸۷ کشور در دوره ۱۹۹۰-۱۹۷۰ بود و تابع مورد نظر با استفاده از روش OLS برآورد گردید. نقطه شکست ساختاری در نرخ تورم ۸ درصد اتفاق افتاد. تورم پایین، اثر معناداری بر رشد اقتصادی نداشت، اما زمانی که تورم بالا بود، اثر منفی و معناداری بر رشد نشان داد. او همچنین در این مقاله ثابت کرد که در صورتی که شکست ساختاری وجود داشته باشد و نادیده گرفته شود، برآورد اثر تورم بر رشد، کمتر از مقدار واقعی خواهد بود (سارل، ۱۹۹۶: ۱۹۹).

۳- روش‌شناسی تحقیق

همان‌طور که لوکاس (۱۹۷۶: ۲۵) نشان داد، ممکن است پارامترهای یک مدل اقتصادی در طول زمان ثابت نباشد. بی‌ثباتی پارامترهای مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی،

1. Nakajima et al. (2011)
2. Mumtaz (2010)
3. Chouliarakis (2008)
4. Elkhoury (2006)
5. Cogley et al. (2005)
6. Kuzin & Tober (2004)
7. Markov-Switching Model
8. Sarel (1996)

پدیده‌ای قابل قبول و رایج است. عواملی مانند شرایط بازاری زمان متغیر، قواعد و مقررات سیاستی و نوآوری‌های فناوری، محیط اقتصادی را تغییر می‌دهند. این مسئله موجب تغییرات رفتاری کارگزاران منطقی اقتصاد شده و منجر به پارامترهای زمان متغیر در بسیاری از روابط اقتصادسنجی می‌گردد.

پرون[1] معتقد است که اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان دارای ریشه واحد نیستند. وی می‌گوید که وجود ریشه واحد که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان تأیید می‌شود، ممکن است به خاطر در نظر نگرفتن شکست‌های ساختاری در روند این متغیرها باشد. پرون به صورت تحلیلی و تجربی نشان داد که وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی مانا، می‌تواند باعث وجود ریشه‌های واحد صوری شود (پرون، ۱۹۸۹: ۱۳۶۷). نوسانات نرخ تورم و نرخ رشد تولید در دوره‌های زمانی مختلف می‌تواند حاکی از شکست ساختاری در آن دوره‌ها بوده و در نتیجه باعث تغییر در روابط بین متغیرها شود. وجود شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی در رابطه بین متغیرهای کلان و عدم توجه به آن در تخمین پارامترهای مدل رگرسیون، می‌تواند منجر به نتایج گمراه کننده شود. بنابراین در تحقیق حاضر برای به دست آوردن برآورد دقیق‌تر پارامترهای مدل و تجزیه و تحلیل درست‌تر، از مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر (TVP) استفاده می‌شود. قبل از بکارگیری فیلتر کالمن جهت برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده‌ها، رابطه بین متغیرها وهمچنین احتمال عدم ثبات ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه اطمینان حاصل کرد. در این تحقیق برای بررسی وجود شکست ساختاری به صورت درون‌زا، از مجموعه آزمون‌های بای[2] و پرون استفاده می‌شود.

۳-۱- مدل‌های فضا حالت و فیلتر کالمن

مدل‌های فضا–حالت (که نوعاً با مدل‌های سری زمانی پویایی سر و کار دارند که دربردارنده متغیرهای مشاهده نشده هستند) کاربردهای بالقوه زیادی در اقتصادسنجی دارند، زیرا اغلب نظریه‌های اقتصادی شامل متغیرهای غیر قابل مشاهده مانند درآمد دائمی، انتظارات، نرخ بهره واقعی قبل از وقوع و دستمزد ذخیره هستند. انگل و واتسون[3] (۱۹۸۵: ۲۵۶) از متغیرهای غیر قابل مشاهده برای مدل سازی رفتار نرخ‌های دستمزد، گاربید و واچتل[4] (۱۹۷۸: ۷۵۸) و آنتونسیک[5] (۱۹۸۶: ۲۲) از آنها برای مدل سازی رفتار نرخ‌های بهره واقعی قبل از وقوع، برمیستر و وال[6] (۱۹۸۲: ۲۶۴) و برمیستر، وال و هامیلتون[7] (۱۹۸۶: ۱۵۲) از آنها در برآورد تورم انتظاری و کیم و نلسون[8] از آنها برای مدل سازی تابع واکنش پولی زمان متغیر فدرال رزرو استفاده می‌کنند. ابزار اساسی مورد استفاده برای پرداختن به مدل استاندارد فضا حالت، فیلتر کالمن (روشی بازگشتی برای محاسبه برآوردگر جزء مشاهده نشده یا بردار حالت در زمان t) براساس اطلاعات موجود در زمان t است. وقتی شوک‌های وارده به مدل و متغیرهای مشاهده نشده اولیه، به‌طور نرمال توزیع شده باشند، فیلتر کالمن نیز امکان محاسبه تابع راستنمایی را از طریق تجزیه خطای پیش‌بینی فراهم می‌سازد(کیم و نلسون، ۱۹۹۹: ۱۹).

۳-۲- مدل‌های پارامتر زمان متغیر (TVP) و فیلتر کالمن

رویکرد TVP حالت خاصی از مدل‌های تغییر رژیم تدریجی فضا حالت محسوب می‌شود که در آن پارامترها به عنوان متغیرهای حالت به‌طور پیوسته تغییر می‌کنند، به عبارت دیگر وزن‌هایی که به هر متغیر توضیحی داده می‌شود زمان متغیر هستند. در روش TVP برخلاف روش‌های دیگر، نیازی به بررسی شکست‌های ساختاری و وارد کردن متغیرهای موهومی نیست، زیرا این روش نه تنها شکست‌ها را در طول زمان مشخص می‌کند، بلکه با این روش می‌توان ضرایب را در طول زمان و در مواجهه با تغییرات ساختاری مشاهده کرد و تغییرات آنها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. علاوه بر این در برآورد مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر، برخلاف معمول نیازی به بررسی آزمون‌های ریشه واحد به عنوان یک پیش آزمون برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها و تعیین درجه هم‌جمعی آنها نیست (مادالا، ۱۹۳۳: ۵۱۲).

مدل رگرسیون زیر را که در آن ضرایب رگرسیون همگی زمان متغیرند در نظر بگیرید:

(۱)

$$y_t = x_t\beta_t + e_t \quad , \ t = ۱,۲,۳,\ldots,T$$

1. Perron (1989)
2. Bai
3. Engle & Watson (1985)
4. Garbade & Wachtel (1978)
5. Antoncic (1986)
6. Burmeister & Wall (1982)
7. Hamilton (1986)
8. Kim & Nelson (1999)

(۲)

$$\beta_t = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1} + v_t$$

(۳)

$$e_t \sim i.i.d.N(0.R)$$

(۴)

$$v_t \sim i.i.d.N(0.Q)$$

که در آن y_t یک بردار ۱ × ۱ از متغیر وابسته، x_t یک بردار k × ۱ از متغیرهای توضیحی یا از پیش تعیین شده می‌باشد و e_t و v_t نرمال با میانگین صفر ومستقل از هم هستند. به‌علاوه فرض می‌کنیم که β_t یک بردار ستونی k × ۱ شامل k متغیر حالت، F ماتریس $k \times k$ از ضرایب رگرسیون، Q ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس کوواریانس جزء اختلال v_t و R ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس جزء اختلال e_t است. معادله (۱) معادله مشاهده یا سیگنال و معادله (۲) معادله حالت یا انتقال نامیده می‌شود. معادله مشاهده، بیان کننده ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و متغیر حالت (غیرقابل مشاهده) است طوری که متغیرهای x_t در این معادله قابل اندازه‌گیری بوده و مقادیر آنها از قبل مشخص است، اما متغیرهای β_t غیر قابل مشاهده بوده که به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نبوده و مقادیر مربوط به آن از قبل مشخص نیست. برای پی‌بردن به ماهیت این متغیر، از مقادیر مربوط به متغیرهای قابل مشاهده استفاده می‌شود. در سیستم معادلات مدل‌های فضا حالت، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به وسیله روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شود. معادله حالت، تغییرات بردار حالت (β_t) را که شامل ضرایب یا پارامترهای تخمینی است در طول زمان نشان می‌دهد و نحوه تصریح آن با استفاده از معیارهای خوبی برازش و قدرت پیش‌بینی مدل تعیین می‌شود. انواع تصریح‌های ممکن معادله حالت عبارتند از: گام تصادفی بدون رانش، گام تصادفی با رانش، خود توضیح مرتبه اول مانا بدون رانش و خودتوضیح مرتبه اول مانا با رانش.

۳-۳- فیلتر کالمن و برآورد β_t

فیلتر کالمن برای فرم فضا حالت و برای گرفتن نتایجی در مورد ضرایب مدل رگرسیون بکار می‌رود. فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبه برآوردگر بهینه بردار حالت با در نظر گرفتن همه اطلاعات موجود است. از طرف دیگر یکنواخت سازی یک بازگشت به عقب است که امکان محاسبه برآوردگرهای بهینه بردار حالت را در همه نقاط زمان با استفاده از نمونه کامل فراهم می‌سازد. به عبارت دیگر فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبه برآورد بهینه بردار مشاهده نشده حالت، β_t،t =۱,۲,۳,...,T براساس مجموعه اطلاعات موجود با فرض معلوم بودن$\tilde{\mu}$، F، R، Q می‌باشد. این فیلتر، برآورد حداقل میانگین مربعات خطای β_t را با داشتن مجموعه اطلاعات موجود ارائه می‌کند. بسته به مجموعه اطلاعات مورد استفاده، فیلتر پایه[1] و یکنواخت سازی را داریم. فیلتر پایه به برآورد β_t مبتنی بر اطلاعات موجود تا زمان t و یکنواخت سازی به برآورد β_t مبتنی بر همه اطلاعات موجود در نمونه تا زمان T اطلاق می‌شود. با فرض اینکه x_t در شروع زمان t و مشاهده جدید y_t در پایان t وجود دارد فیلتر کالمن (فیلتر پایه) شامل دو مرحله زیر است:

معادلات پیش‌بینی: در شروع زمان t، یک پیش‌بینی کننده بهینه y_t را بر اساس همه اطلاعات موجود تا زمان $t-1$ یعنی $y_{t|t-1}$ را تشکیل می‌دهیم. برای انجام این کار به محاسبه رابطه زیر نیاز داریم:

(۵)

$$\beta_{t/t-1} = E(\beta_t/\psi_{t-1})$$

معادلات به روز رسانی: زمانی که y_t در پایان زمان t تحقق یابد، خطای پیش‌بینی $\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1}$ قابل محاسبه است. این خطای پیش‌بینی حاوی اطلاعات جدیدی در مورد β_t فراتر از اطلاعات موجود در $\beta_{t|t-1}$ است. بنابراین بعد از مشاهده y_t، می‌توان نتیجه‌گیری در مورد β_t را با برآورد دقیق‌تری به روز کرد. $\beta_{t|t}$ که نتیجه‌گیری در مورد β_t بر اساس اطلاعات تا زمان t است می‌تواند به صورت زیر باشد.

(۶)

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t\eta_{t/t-1}$$

که در آن K_t وزن اختصاصی داده شده به اطلاعات جدید در مورد β_t است که در خطای پیش‌بینی وجود دارد. خطای پیش‌بینی یعنی $\eta_{t|t-1}$ نقش کلیدی در به روز رسانی بردار حالت $\beta_{t|t}$ ایفا می‌کند. هر چه $\eta_{t|t-1}$ بزرگ‌تر باشد، "تصحیح" در بردار حالت به روز رسانی شده بزرگ‌تر خواهد بود. به علاوه هر چه نااطمینانی مرتبط با بردار پیش‌بینی شده $\beta_{t|t}$، بزرگ‌تر باشد وزن بیشتری به اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی $\eta_{t|t-1}$ داده می‌شود. به عبارت مشخص تر،

1. Basic Filter

فیلتر پایه به وسیله شش معادله زیر تشریح می‌شود:

معادلات پیش‌بینی:

(۷)

$$\beta_{t/t-1} = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1/t-1}$$

(۸)

$$P_{t/t-1} = FP_{t-1/t-1}F' + Q$$

(۹)

$$\eta_{t/t-1} = y_t - y_{t/t-1} = y_t - x_t\beta_{t/t-1}$$

(۱۰)

$$f_{t/t-1} = x_t P_{t/t-1}x_t' + R$$

معادلات به روز رسانی:

(۱۱)

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t\eta_{t/t-1}$$

(۱۲)

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t x_t P_{t/t-1}$$

که $K_t = P_{t/t-1}x_t' f_{t/t-1}^{-1}$ بُرد کالمن[1] است که وزن اختصاص یافته به اطلاعات جدید در مورد β_t را که در خطای پیش‌بینی موجود است تعیین می‌کند.

در فرمول‌های فوق، Ψ، مجموعه اطلاعات و $\beta_{t/t-1}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $P_{t/t-1}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\beta_{t/t}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $P_{t/t}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $y_{t/t-1}$، پیش‌بینی y_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\eta_{t/t-1}$، خطای پیش‌بینی و $f_{t/t-1}$، واریانس خطای پیش‌بینی می‌باشد.

در معادله (۷) نتیجه‌گیری در مورد β_t با اطلاعات داده شده تا زمان t، تابعی از نتیجه‌گیری در مورد β_{t-1} با اطلاعات داده شده تا زمان $t-1$ با توجه به معادله (۲) است. بنابراین نااطمینانی در مورد $\beta_{t/t}$ تابعی از نااطمینانی در مورد $\beta_{t-1/t-1}$ و Q، یعنی کوواریانس شوک‌های وارد شده به β_t است. این مسئله در معادله (۸) نشان داده شده است. خطای پیش‌بینی در مدل پارامتر زمان متغیر شامل دو بخش است. یک بخش شامل خطای پیش‌بینی به دلیل خطا در نتیجه‌گیری در مورد β_t (یعنی $\beta_t - \beta_{t/t-1}$) و بخش دیگر شامل خطای پیش‌بینی به دلیل e_t یعنی شوک تصادفی به y_t با توجه به معادله (۱). بنابراین در معادله (۱۰)، واریانس شرطی خطای پیش‌بینی تابعی از نااطمینانی مربوط به $\beta_{t/t-1}$ و R یعنی واریانس e_t می‌باشد.

معادله به روز رسانی شدهٔ بردار حالت $\beta_{t/t}$ به عنوان میانگین وزنی $\beta_{t/t-1}$ و اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی $\eta_{t/t-1}$ است که وزن اختصاص یافته به اطلاعات جدید، همان بُرد کالمن یعنی K_t است. با بررسی دقیق‌تر بُرد کالمن، متوجه می‌شویم که تابعی معکوس از R یعنی واریانس e_t است و با x_t داده شده، تابعی مثبت از نااطمینانی در مورد $\beta_{t/t-1}$ می‌باشد. برای سادگی فرض کنید که β_t، x_t، ۱ × ۱ هستند. در این صورت بُرد کالمن را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$K_t = \frac{1}{x_t}\frac{P_{t/t-1}x_t^2}{P_{t/t-1}x_t^2 + R}$$

که در آن $p_{t/t-1}\cdot x_t^2$ قسمتی از واریانس خطای پیش‌بینی به دلیل نااطمینانی موجود در $\beta_{t/t-1}$ و R قسمتی از واریانس خطای پیش‌بینی به واسطه شوک تصادفی e_t است.

به آسانی می‌توان دید که $\left|\frac{\partial K_t}{\partial\left(p_{t/t-1}\cdot x_t^2\right)}\right| > 0$ که نشان می‌دهد که با افزایش نااطمینانی مربوط به $\beta_{t/t-1}$، وزن نسبتاً بیشتری به اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی یعنی $\eta_{t/t-1}$ داده می‌شود. این کاملاً واضح است چون افزایش نااطمینانی موجود در $\beta_{t/t-1}$ را می‌توان به عنوان کاهش محتوی اطلاعاتی $\beta_{t/t-1}$ نسبت به محتوی اطلاعاتی $\eta_{t/t-1}$ تفسیر کرد.

۳-۴- مدل تحقیق و معرفی متغیرها

مدل به کارگرفته شده در این تحقیق به صورت زیر است:

(۱۳)

$$GDP_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}LNK_t + \beta_{2t}LNL_t + \beta_{3t}LNM2_t + \beta_{4t}INF_t + \beta_{5t}INF^e{}_t + u_t$$

که در آن GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، LNK لگاریتم سرمایه، LNL: لگاریتم نیروی کار، $LNM2$ لگاریتم نقدینگی، INF نرخ تورم و INF^e نرخ تورم انتظاری می‌باشد.

1. Kalman Gain

در این تحقیق برای تخمین مدل فوق از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۷ استفاده شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، سرمایه، نیروی کار، نقدینگی و نرخ تورم از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده و داده نرخ تورم انتظاری با استفاده از روش انتظارات تطبیقی فریدمن محاسبه شده است.

٤- یافته‌های تحقیق

همان طور که قبلاً اشاره شد قبل از به کارگیری فیلتر کالمن در برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده متغیر وابسته اطمینان حاصل کرد. برای بررسی وجود شکست ساختاری به صورت درون‌زا در متغیر تولید ناخالص داخلی، از آزمون‌های معرفی شده توسط بای و پرون استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۱ آمده است. آماره‌های UDmax و WDmax نشان دهنده وجود ۵ شکست در میانگین داده تولید ناخالص داخلی می‌باشد که مربوط به سال‌های ۱۳۶۲، ۱۳۶۷، ۱۳۷۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ بوده و در سطح خطای ۵ درصد کاملاً معنی‌دار است.

جدول ۱. تعیین وجود، تعداد و محل نقاط شکست ساختاری

سال‌های شکست		آماره F	آماره Scaled F	آماره Weighted F	مقدار بحرانی
۱۳۶۴		۶/۸۴	۳۴/۱۸	۳۴/۱۸	۱۸/۲۳
۱۳۶۴، ۱۳۸۰		۱۷/۹۹	۸۹/۹۷	۱۰۵	۱۵/۶۲
۱۳۶۴، ۱۳۷۴، ۱۳۸۷		۳۷/۳۶	۱۸۶/۸۱	۲۴۴/۴۸	۱۳/۹۳
۱۳۶۳، ۱۳۷، ۱۳۸۰، ۱۳۹۰		۵۱/۴۶	۲۵۷/۳	۳۷۸/۸۸	۱۲/۳۸
۱۳۶۲، ۱۳۶۷ ۱۳۷۴، ۱۳۸۵ ۱۳۹۰		۷۸/۰۴	۳۹۰/۲۱	۶۷۶/۱۸	۱۰/۵۲
UDmax	مقدار آماره	۳۹۰/۲۱	WDmax	مقدار آماره	۶۷۶/۱۸
	مقدار بحرانی	۱۸/۴۲		مقدار بحرانی	۱۹/۹۶

مأخذ: نتایج تحقیق

برای بررسی نرمال بودن متغیرها، از آماره جارگ-برا استفاده شده است. مقدار آماره جارک-برا[1] و p-value مربوط به متغیرها در جدول زیر ارائه شده است. چون p-value آماره جارک-برا مربوط به متغیرهای *GDP*، *LNK*، *LNL* و *LNM2* بزرگ‌تر از ۰/۰۱ است لذا فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال، رد نمی‌شود، لذا این متغیرها دارای توزیع نرمال هستند، در صورتی که متغیرهای *INF* و INF^e توزیع نرمال ندارند.

جدول ۲. آماره جارک-برا و p-value مربوطه

متغیر	GDP	LNK	LNL	LNM2	INF	INF^e
آماره جارک-برا	۴/۰۴	۲/۲۹	۳/۱۳	۲/۶۸	۱۷/۲۸	۱۱/۶۹
p-value	۰/۱۳	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۲۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به اینکه ضریب همبستگی بین متغیرهای *GDP* و *INF* برابر۰/۰۱۳- و بین متغیرهای *GDP* و INF^e برابر ۰/۰۷- می‌باشد که نشان دهنده عدم همبستگی بین متغیرهای فوق است و با توجه به اینکه در تخمین مدل در حالت‌های مختلف، ضریب متغیرهای *INF* و INF^e در هیچ حالت معنی دار نبود، لذا با حذف این دو متغیر، مدل تعدیل یافته به صورت زیر خواهد بود:

(۱۴)

$$GDP_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}LNK_t + \beta_{2t}LNL_t + \beta_{3t}LNM2_t + e_t$$

معادله سیگنال (مشاهده) فوق به همراه انواع تصریح‌های ممکن برای معادلات حالت، تخمین زده شد و براساس نتایج به دست آمده از معیارهای اطلاعات آکاییک (AIC)[2]، شوارتز-بیزین (SBC)[3]، حنان-کوئین (HQC)[4] و معیار حداکثر راستنمایی، الگوی گام تصادفی بدون عرض از مبدأ با واریانس نامقید به عنوان الگوی مناسب برای تصریح معادلات حالت انتخاب شد.

معادله سیگنال و هر یک از معادلات حالت، به روش زمان متغیر و با استفاده از فیلتر کالمن برای دوره زمانی مورد مطالعه برآورد و مقادیر هر یک از ضرایب برآوردی به صورت زمان متغیر در سال‌های مختلف در جدول زیر ارائه شده است:

1. Jarque - Bera

2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Bayesian Criterion
4. Hannan Quin Criterion

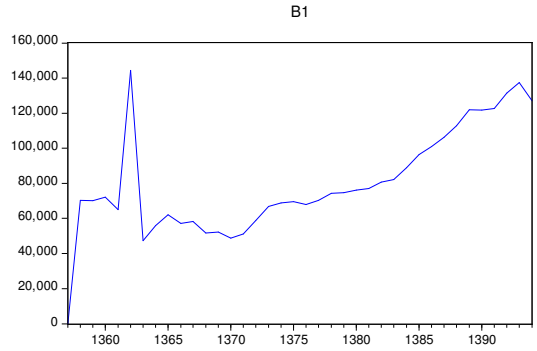
جدول ۳. مقادیر ضرایب مدل رگرسیون در طول زمان

سال	برآورد β_1 در طول زمان	برآورد β_2 در طول زمان	برآورد β_3 در طول زمان	سال	برآورد β_1 در طول زمان	برآورد β_2 در طول زمان	برآورد β_3 در طول زمان
۱۳۵۷	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۱۳۷۶	۶۸۰۰۱/۱۰	۱۰۸۴۹۹/۵	۹۴۹۴۲/۴۱
۱۳۵۸	۷۰۲۹۰/۸۲	۱۳۵۲۲۴/۳	۱۳۰۲۳۰/۷	۱۳۷۷	۷۰۲۸۰/۵۰	۱۱۱۰۴۸/۴	۹۴۶۱۸/۹۶
۱۳۵۹	۷۰۲۰۸/۸۱	۵۷۱۳۷/۴۷	۱۳۰۳۳۲/۰	۱۳۷۸	۷۴۲۶۷/۸۵	۱۱۶۰۷۰/۵	۹۷۰۳۰/۷۰
۱۳۶۰	۷۲۱۸۴/۲۹	۱۱۲۶۰۶/۷	۱۳۲۸۷۲/۰	۱۳۷۹	۷۴۶۹۶/۲۶	۱۱۶۷۶۹/۹	۹۶۷۰۱/۰۹
۱۳۶۱	۶۵۰۵۰/۰۳	۱۰۴۲۴۷/۱	۱۱۶۵۷۸/۴	۱۳۸۰	۷۶۲۰۱/۱۹	۱۱۹۵۳۵/۳	۹۷۳۴۸/۰۹
۱۳۶۲	۱۴۴۳۴۱/۶	۱۰۴۵۹۱/۱	۸۷۰۴۶/۷۴	۱۳۸۱	۷۷۰۹۸/۵۳	۱۴۰۰۷۲/۹	۹۷۴۴۲/۴۶
۱۳۶۳	۴۷۴۴۴/۱۷	۶۴۶۶۹/۱۶	۸۰۰۴۴/۱۱	۱۳۸۲	۸۰۶۹۷/۷۹	۱۲۷۳۴۵/۵	۱۰۰۸۴۵/۷
۱۳۶۴	۵۵۹۹۵/۸۵	۶۴۶۴۷/۹۵	۹۵۶۴۶/۰۲	۱۳۸۳	۸۲۲۷۹/۵۶	۱۲۹۲۰۲/۱	۱۰۰۷۹۶/۵
۱۳۶۵	۶۲۱۴۱/۹۰	۸۸۶۵۰/۲۷	۱۰۳۷۱۱/۶	۱۳۸۴	۸۸۹۰۷/۹۰	۱۳۴۱۹۰/۸	۱۰۶۶۰۸/۹
۱۳۶۶	۵۷۲۶۲/۴۷	۸۸۷۵۲/۹۱	۹۵۴۲۶/۸۵	۱۳۸۵	۹۶۳۴۷/۰۰	۱۴۸۵۸۲/۳	۱۱۳۶۳۰/۸
۱۳۶۷	۵۸۲۶۲/۳۱	۹۱۷۶۵/۱۶	۹۵۸۹۶/۸۲	۱۳۸۶	۱۰۰۹۰۷/۰	۱۵۵۷۲۹/۷	۱۱۶۶۲۲/۲
۱۳۶۸	۵۱۷۳۹/۸۶	۹۱۲۶۰/۱۵	۸۴۹۷۲/۴۶	۱۳۸۷	۱۰۶۱۹۳/۲	۱۶۴۰۹۶/۷	۱۲۱۳۰۰/۸
۱۳۶۹	۵۲۲۵۵/۳۳	۷۷۸۴۵/۹۲	۸۳۵۳۷/۷۷	۱۳۸۸	۱۱۲۷۶۹/۳	۱۷۸۹۷۱/۲	۱۲۵۵۶۳/۶
۱۳۷۰	۴۸۷۳۲/۲۶	۷۷۷۴۹/۴۷	۷۷۲۸۴/۳۲	۱۳۸۹	۱۲۱۹۰۵/۳	۱۸۷۸۱۱/۸	۱۳۳۱۰۲/۴
۱۳۷۱	۵۱۲۰۸/۱۸	۸۵۱۹۳/۴۱	۷۹۹۵۸/۵۷	۱۳۹۰	۱۲۱۸۳۹/۷	۱۹۰۴۴۷/۱	۱۳۲۷۷۳/۳
۱۳۷۲	۵۸۷۵۹/۰۵	۱۰۶۴۹۷/۵	۸۹۲۲۷/۱۳	۱۳۹۱	۱۲۲۵۶۸/۰	۱۹۳۰۱۳/۶	۱۳۲۳۲۹/۵
۱۳۷۳	۶۶۷۶۳/۵۶	۱۰۵۳۸۹/۲	۹۸۲۸۷/۱۱	۱۳۹۲	۱۳۱۳۵۳/۴	۲۰۷۷۹۹/۳	۱۳۸۶۷۶/۱
۱۳۷۴	۶۸۸۲۲/۶۱	۱۰۸۰۵۱/۵	۹۹۳۷۴/۴۴	۱۳۹۳	۱۳۷۴۵۱/۴	۲۱۲۰۶۸/۷	۱۴۳۳۲۶/۸
۱۳۷۵	۶۹۵۶۷/۷۱	۱۰۹۵۰۷/۱	۹۸۰۷۴/۴۲	۱۳۹۴	۱۲۷۰۲۳/۸	۱۹۷۰۵۷/۳	۱۳۱۵۷۳/۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

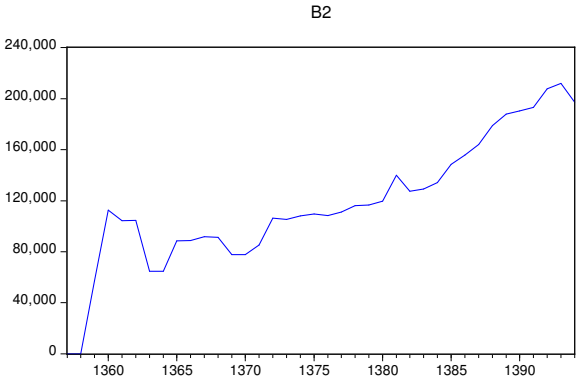
تفسیر ضرایب رگرسیون به شرح زیر است:

بعد از انقلاب، در سال‌های قبل از جنگ و اوایل بعد از جنگ (۶۱-۵۸)، نرخ رشد سرمایه کاهش و باعث شد تا β_1 در مدل GDP و در نتیجه تولید ناخالص داخلی کاهش یابد. در سال ۶۲ نرخ رشد سرمایه افزایش یافته و در نتیجه β_1 و تولید ناخالص داخلی افزایش یافت. در سال ۶۳، هم نرخ رشد سرمایه و هم β_1 کاهش یافته ولی علی‌رغم کاهش نرخ رشد سرمایه در سال‌های ۶۳ تا ۶۵، به دلیل عدم وابستگی بخش کشاورزی به تکنولوژی بالا، β_1 و تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. در سال‌های ۶۵ تا ۶۹ نرخ رشد سرمایه و همچنین β_1 نوسان زیادی نداشت. علی‌رغم کاهش نرخ رشد سرمایه در سال‌های ۷۰ تا ۷۴، به دلیل تعدیل اقتصادی به صورت آزادسازی اقتصادی و تشویق بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری و استفاده از ظرفیت‌های خالی تولیدی، β_1 و در نتیجه تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. از سال ۷۵ تا ۹۰ نرخ رشد سرمایه تقریباً روندی صعودی داشته که باعث افزایش β_1 و تولید ناخالص داخلی شد. در سال ۹۱ و ۹۲ نرخ رشد سرمایه کاهش ولی β_1 افزایش یافت، که این امر می‌تواند ناشی از سیاست دولت مبنی بر توسعه کارآفرینی و توسعه مشاغل جدید باشد، با این حال به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی و کاهش نرخ سود بانکی بدون توجه به روند صعودی تورم و در نتیجه کاهش سپرده‌گذاری مردم نزد بانک‌ها، تولید ناخالص داخلی کاهش پیدا کرد. بررسی نوسانات β_1 نشان می‌دهد که این نوسانات با آزمون شکست ساختاری بای و پرون سازگار است.



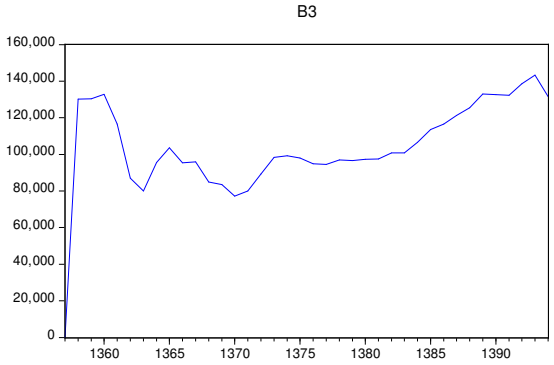
نمودار ۱. برآورد ضریب لگاریتم سرمایه در طول زمان (β_1)

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۲. برآورد ضریب لگاریتم نیروی کار در طول زمان (β_2)

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۳. برآورد ضریب لگاریتم نقدینگی در طول زمان (β_3)

مأخذ: نتایج تحقیق

نرخ رشد نیروی کار طی سال‌های ۵۷ تا ۷۵ نوسان زیادی نداشت، ولی β_2 در مدل GDP، در سال‌های ۵۸ تا ۶۰ افزایش یافت، با این حال با توجه به آثار منفی اقتصادی ناشی از انقلاب در سال‌های ۵۸ و ۵۹ و همچنین شروع جنگ تحمیلی، تولید ناخالص داخلی کاهش داشته است. علی‌رغم کاهش β_2 در سال‌های ۶۰ تا ۶۳، چون اقتصاد کشور، سنتی و براساس کشاورزی و درآمدهای نفتی استوار بود و بخش کشاورزی با تکنولوژی بالا نبود، لذا در سال‌های اولیه جنگ متحمل خسارات زیادی نشده و در نتیجه تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. از سال ۶۳ تا ۶۷ با اینکه β_2 افزایشی بوده، ولی به دلیل تخریب و ویرانی امکانات اقتصادی کشور ناشی از جنگ تحمیلی، تولید ناخالص داخلی کاهش پیدا کرد. در سال‌های ۶۸ تا ۷۰ با اینکه β_2 کاهشی بوده، ولی به دلیل تکمیل ظرفیت‌های تولیدی و افزایش نقدینگی، تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. طی سال‌های ۷۶ تا ۹۴ نرخ رشد نیروی کار با نوساناتی همراه بود ولی β_2 و همچنین تولید ناخالص داخلی در طی این مدت روند افزایشی داشته که می‌تواند ناشی از آزادسازی اقتصادی به صورت خصوصی سازی، تنش‌زدایی در روابط بین‌الملل و اصلاحات ساختاری باشد.

در اولین سال بعد از انقلاب، نقدینگی رشد چشمگیری داشته و به تبع آن β_3 در مدل GDP، افزایش یافت. در سال‌های ۵۹ و ۶۰ نرخ رشد نقدینگی و در نتیجه تولید ناخالص داخلی کاهش داشته ولی β_3 تغییر چندانی نداشت. نرخ رشد نقدینگی و β_3 از سال ۶۱ به بعد تا سال ۶۳ کاهش ولی در سال‌های ۶۴ و ۶۵ افزایش داشته است. علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی در سال‌های ۶۲ تا ۶۷، β_3 دارای نوسان بوده ولی به دلیل شرایط جنگی، تولید ناخالص داخلی کاهش یافته است. از سال ۶۸ تا ۷۰ با اینکه نرخ رشد نقدینگی افزایشی بوده، ولی β_3 کاهش یافت، با این وجود به دلیل اتمام جنگ و سیاست تعدیل اقتصادی مبتنی بر آزادسازی و تشویق بخش خصوصی به مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی افزایش داشته است. نرخ رشد نقدینگی در سال‌های ۷۱ و ۷۲ افزایش و در سال ۷۳ کاهش و در سال ۷۴ افزایش یافت ولی طی این مدت، β_3 و همچنین تولید ناخالص داخلی افزایش یافته است. از سال ۷۵ تا ۸۱ نرخ رشد نقدینگی با نوسانات زیادی همراه بود، در صورتی که β_3 نوسان زیادی نداشته و تولید ناخالص داخلی طی این مدت روند صعودی ملایمی داشت. از سال ۸۲ تا ۹۰ نیز نرخ رشد نقدینگی نوسانات زیادی داشته ولی در طی این مدت، β_3 روند صعودی نسبتاً ملایم و تولید ناخالص داخلی روند صعودی شدیدی داشته است، که علت این امر می‌تواند مازاد قابل توجه ارزی، مدیریت کارآمد بر ذخایر ارزی، پایبندی دولت به اجرای سیاست‌های مالی غیرانبساطی، اعتماد عمومی به سیاست‌های اقتصادی و تعامل با اقتصاد جهانی باشد. در سال‌های ۹۱ و ۹۲، نرخ رشد نقدینگی و β_3 افزایش یافته، ولی به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی و کاهش نرخ سود بانکی بدون توجه به روند صعودی تورم و در نتیجه کاهش سپرده‌گذاری مردم نزد بانک‌ها، تولید ناخالص داخلی کاهش پیدا کرد. نرخ رشد نقدینگی در سال ۹۳ کاهش و در سال ۹۴ افزایش یافته، در صورتی که β_3 در سال ۹۳ افزایش و در سال ۹۴ کاهش یافته است و این در حالی است که تولید ناخالص داخلی در این دو سال افزایش داشته است. بررسی نوسانات β_3 و تولید ناخالص داخلی، نشان می‌دهد که این نوسانات با آزمون شکست ساختاری بای و پرون سازگار است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت رابطه بین حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در سیاست‌گذاری بخش تولید، تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش تولید ناخالص داخلی در طول زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند سرمایه، نیروی کار و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته است. مزیت استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر نسبت به مدل رگرسیونی با پارامتر ثابت، این است که در مدل پارامتر زمان متغیر، ضرایب متغیرهای توضیحی به عنوان متغیرهای حالت، غیرقابل مشاهده بوده و می‌توانند در طول زمان برحسب شرایط و مقتضیات زمانی تغییر کرده و مقادیر متفاوتی داشته باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون به صورت پارامتر زمان متغیر و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند.

در سال ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ نرخ رشد نقدینگی کاهش و در نتیجه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کاهش یافت، که با توجه به شرایط جنگی می‌توان گفت که برای جلوگیری از کاهش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد نقدینگی نباید کاهش پیدا می‌کرد. در سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۶۳ با توجه به اینکه β_3 رو به کاهش است، لذا برای کاهش نیافتن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، می‌بایست نرخ رشد نقدینگی افزایش می‌یافت، در صورتی که در این سال‌ها کاهش داشته است. علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۷، β_3 در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۵ افزایش، ولی بعداً کاهش یافت، این در حالی است که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به دلیل شرایط جنگی، با نوسانات کمی همراه بوده، که نشان دهنده این است که نرخ رشد نقدینگی در این سال‌ها متناسب نبوده است. در سال ۱۳۷۰، مقدار β_3 به پایین‌ترین حد خود در دوره زمانی مورد مطالعه رسید در صورتی که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نسبتاً بالا بود. طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰ علی‌رغم اینکه نرخ رشد نقدینگی دارای نوسانات زیادی بود، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با نوسانات کمی همراه بود. در سال‌های برنامه پنجم توسعه، نرخ رشد نقدینگی افزایش یافته و در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به ترتیب به سطح ۳۰/۰۵ و ۳۸/۸۲ درصد رسید، در صورتی که نرخ رشد تولید در این سال‌ها منفی بوده و به ترتیب به سطح ۶/۸- و ۲- درصد رسید و این در حالی است که نرخ تورم در این سال‌ها به ترتیب ۳۰/۵ و ۳۴/۷ درصد بوده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که افزایش نقدینگی در بخش‌های تولیدی هزینه نشده و به سمت بخش‌های غیرمولد رفته است، به عبارت دیگر نرخ رشد نقدینگی متناسب با نرخ رشد تولید نبوده است. همچنین با مقایسه روند تغییرات β_3 و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، می‌توان گفت که روند تغییرات آنها مشابه هم است. از آن جایی که تولید ناخالص داخلی دارای شکست ساختاری می‌باشد، β_3 نیز در طول زمان تغییر کرده و از ماهیت پویا برخوردار است.

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد مانند تولید، تحقیقات زیادی انجام شده که اغلب آنها از روش رگرسیونی با پارامتر ثابت استفاده کرده و به نتایج متفاوتی رسیدند. نتیجه بعضی از این تحقیقات حاکی از این است که در اقتصاد ایران پول خنثی بوده و اعمال سیاست‌های پولی قادر نیست تا متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید را متأثر سازد. نتیجه تحقیقات دیگر دلالت بر اثربخشی نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در وضعیت‌های بالا و پایین رشد درآمد نفتی دارد طوری که در وضعیت پایین رشد درآمد نفتی، سیاست پولی انبساطی میزان تولید را بیش از وضعیت بالای رشد درآمد نفتی افزایش می‌دهد. نتیجه تحقیقات دیگر این است که رشد بی‌ثبات حجم پول، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود و اندازه کاهش رشد اقتصادی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتیجه تحقیق حاضر نشان می‌دهد که در بعضی از سال‌ها حجم پول اثر مثبت بر تولید داشته و در بعضی از سال‌های دیگر اثری بر تولید نداشته است. با مقایسه نتایج تحقیقات گذشته و نتیجه این تحقیق، می‌توان گفت که پارامترهای مدل در طول زمان تغییر می‌کنند.

تا به حال اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید از طریق تخمین ضرایب مدل رگرسیون با فرض ثبات پارامترها به دست می‌آمد ولیکن وجود شکست ساختاری در داده‌ها، می‌تواند باعث عدم ثبات پارامترها در طول دوره زمانی مورد مطالعه شود. یعنی ممکن است که پارامترهای یک مدل اقتصادی در طول زمان ثابت نبوده و با تغییر ساختار و سیاست اقتصادی، پارامترهای مدل نیز تغییر کنند. بنابراین در این نوع تحقیقات، تخمین یک مدل رگرسیون با پارامتر ثابت و

صدور یک حکم کلی، نه تنها گمراه کننده است، بلکه استفاده از نتایج آن در سیاست‌گذاری، نادرست بوده و منجر به نتیجه‌گیری‌های اشتباه خواهد شد. پس برای تخمین ضرایب مدل، از مدل‌های فضا حالت و فیلتر کالمن استفاده می‌شود که استفاده از تکنیک پارامتری زمان متغیر از نوآوری این مقاله محسوب شده و نتایج دقیق‌تری به ما می‌دهد. براساس نتایج تخمین مدل و با مقایسه روند تغییرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد نقدینگی می‌توان گفت که تغییرات سیاست پولی در ایران با توجه به رشد اقتصاد، از تناسب نسبی برخوردار نبوده و این نشان دهنده آن است که سیاست‌گذاری در بخش پولی نادرست بوده است. بنابراین به منظور طراحی و اجرای سیاست‌های پولی مناسب با هدف ایجاد تحرک در تولید و رشد اقتصادی، ضروری است که بانک مرکزی به عنوان متولی سیاست‌های پولی کشور، از استقلال عملیاتی کافی برخوردار بوده و توصیه سیاست‌گذاری این است که بانک مرکزی باید عرضه پول را متناسب با رشد اقتصادی تنظیم کند.

منابع

اصغرپور، حسین (۱۳۸۴). "آثار نامتقارن تکانه‌های پولی در اقتصاد ایران". پایان‌نامه دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

برانسون، ویلیام اچ (۲۰۰۷). "تئوری و سیاست های اقتصاد کلان". ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی، ۱۳۷۶.

جونز، هایول (۱۹۷۵). "درآمدی به نظریه‌های جدید رشد اقتصادی". ترجمه صالح لطفی، تهران، مرکز نشر دانشگاهی، چاپ اول، ۱۳۷۰.

حقیقت، جعفر و قلی‌پورتپه، محمد (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران". *دو فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران*، تهران، سال ۱۱، شماره ۲۱، ۷۴-۶۳.

خضری، محسن؛ سحابی، بهرام؛ یاوری، کاظم و حیدری، حسن (۱۳۹۴). "بررسی اثرات متغیر زمانی تعیین کننده‌های تورم: مدل‌های فضا-حالت". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، تهران، سال نهم، شماره ۲ (پیاپی۳۰)، ۴۶-۲۵.

درگاهی، حسن و شربت‌اوغلی، رویا (۱۳۸۹). "تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه". *تحقیقات اقتصادی*، تهران، دوره ۴۵، شماره ۹۳، ۲۷-۱.

دژپسند، فرهاد (۱۳۸۴). "عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران". *پژوهش‌نامه اقتصادی*، تهران، دوره ۵، شماره ۳، پیاپی ۱۸، ۴۷-۱۳.

سهیلی، کیومرث؛ الماسی، مجتبی و سقایی، مریم (۱۳۹۱). "ارزیابی اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران". *پژوهش‌نامه اقتصاد کلان*، تهران، سال هفتم، شماره ۱۳، ۶۰-۳۹.

شاکری، عباس (۱۳۸۴). "مروری تاریخی بر روند شکل‌گیری نظریه‌های اقتصاد کلان". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، تهران، سال هفتم، شماره ۲۳، ۹۳-۶۹.

صفدری، مهدی و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸). "اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران". *مجله دانش و توسعه*، تهران، سال هفدهم، شماره ۲۹، ۸۸-۶۵.

غلامی، امیر و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۰). "رابطه بین تورم، نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، تهران، سال اول، شماره ۳، ۲۵-۱.

فاردار، احمد (۱۳۸۲). "بررسی اثر نامتقارن شوک‌های پولی بر بخش واقعی اقتصاد". پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

فرزین‌وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ جعفری صمیمی، احمد و غلامی، ذبیح‌الله (۱۳۹۱). "بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، تهران، سال بیستم، شماره ۶۱، ۲۸-۵.

فرنقی، الهام؛ پریور، اورانوس و توفیقی، حمید (۱۳۹۳). "تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید در ایران". *پژوهش‌نامه اقتصاد کسب و کار*، تهران، سال پنجم، شماره ۷، ۱۴-۱.

کلباسی، ناهید (۱۳۸۵). "موضوعاتی در پول و بانک". تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). "بررسی عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی (مورد ایران)". *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، تهران، شماره ۶، ۴۲-۱۹.

کمیجانی، اکبر و نقدی، یزدان (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط متقابل

بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی)". *پژوهش‌نامه علوم اقتصادی*، تهران، سال نهم، شماره ۲۲، ۱۲۴-۹۹.

مادالا، جی. اس و این. موکیم (۱۹۳۳). "ریشه‌های واحد همجمعی و تغییرساختاری". ترجمه: محمد قربانی، فاطمه حیات غیبی بلداجی، سمانه شاه حسین دستجردی، مشهد، انتشارات دانشگاه فردوسی، ۱۳۸۹.

معدلت، کورش (۱۳۹۱). "بررسی و تحلیل ارتباط غیرخطی تولید و تورم در ایران". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، تهران، سال اول، شماره ۲، ۱۵۷-۱۲۷.

منجذب، محمدرضا (۱۳۸۵). "تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران". *پژوهش‌های اقتصادی*، تهران، دوره ۶، شماره ۳، ۱۶-۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا". *تحقیقات اقتصادی*، تهران، شماره ۷۰، ۲۹-۱.

هژبر کیانی، کامبیز و ابطحی، یحیی (۱۳۸۷). "آزمون دیدگاه‌های کینزی جدید پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم مارکوف". *مجله اقتصاد کلان*، تهران، شماره ۳۰، ۱۴۴-۱۲۳.

Antoncic, M. (1986). "High and Volatile Real Interest Rates: Where does the Fed Fit in?". *Journal of Money, Credit and Banking*, *18*(1), 18-27.

Arrow, K. J., Chenery, H. B., Minhas, B. S. & Solow, R. M. (1961). "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency". *The Review of Economics and Statistics*, 43(3), 225-250.

Bai, J. & Perron, P. (2003a). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.

Bai, J. & Perron, P. (2003b). "Critical Values for Multiple Structural Change Tests". *Econometrics Journal*, 6, 72-78.

Belongia, M. (1984). "Money Growth Variability and GNP". Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, issue Apr, 66, 23-31.

Berger, T., Everaert, G. & Vierke, H. (2016). "Testing for Time Variation in an Unobserved Components Model for the US Economy". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 69, 179-208.

Bhattacharya, R., Chakravarti, P. & Mundle, S. (2018). "Forecasting India's Economic Growth: A Time-Varying Parameter Regression Approach". 238, 1-34.

Branson, W. H. (2007). "Macroeconomic Theory and Policy". Translated by Shakeri. A., 10th edition, Ney Publisher.

Burmeister, E. & Wall, K. D. (1982). "Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectations with an Application to the German Hyperinflation". *Journal of Econometrics*, *20*(2), 255-284.

Burmeister, E., Wall, K. D. & Hamilton, J. D. (1986). "Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering". *Journal of Business & Economic Statistics*, *4*(2), 147-160.

Chan, L. K. C. (1994). "Consumption, Inflation Risk, and Real Interest Rate: an Empirical Analysis". *Journal of Business*, 67, 69–96.

Chouliarakis, G. (2008). "The Time-Varying Natural Rate of Unemployment and Monetary policy in the UK". In *International Conference on Applied Economics*–ICOAE, 1-44.

Cogley, T., Morozov, S., & Sargent, T. J. (2005). Bayesian fan charts for UK inflation: Forecasting and sources of uncertainty in an evolving monetary system. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *29*(11), 1893-1925

Elkhoury, M. (2006). "Time-Varying Parameter Model of a Monetary Policy Rule in the Switzerland: The Case of the Lucas and Friedman Hypothesis". *HEI Working Paper*, 1, 1-45.

Engle, R. F. & Watson, M. W. (1985). "The Kalman Filter: Applications to Forecasting

and Rational-Expectations Models". *In Advances in Econometrics, Fifth World Congress*, 1, 245-283.

Evans, P. (1984). "The Effects on Output of Money Growth and Interest Rate Volatility in the United States". *Journal of Political Economy*, 92(2), 204-222.

Friedman, M. (1977). "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment". *Journal of Political Economy,* 85(3), 451-472.

Garbade, K. & Wachtel, P. (1978). "Time Variation in the Relationship between Inflation and Interest Rates". *Journal of Monetary Economics*, *4*(4), 755-765.

Hanisch, M. (2017). "The Effectiveness of Conventional and Unconventional Monetary Policy: Evidence from a Structural Dynamic Factor Model for Japan". *Journal of International Money and Finance*, 70, 110-134.

Kim, C. J. & Nelson, C. R. (1999). "State-Space Models with Regime Switching: Classical Gibbs-Samplihg Approaches with Applications". *MIT Press Books, 1, Cambridge/London* .

Kuosmanen, P. & Vataja, J. (2018). "Time-Varying Predictive Content of Financial Variables in Forecasting GDP Growth in the G-7 Countries". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 234, 1-12.

Kuzin, V. & Tober, S. (2004). "Asymmetric Monetary Policy Effects in Germany". DIW Berlin, *German Institute for Economic Research*, 397, 1-15.

Lintner, J. (1975). "Inflation and Security Returns". *Journal of Finance*, 30, 259–280.

Lucas, R. E. Jr. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.

Lucas, R. E. Jr. (1988). "On the Mechanism of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Mankiw, N. G. & Romer, D. (1991). "New Keynesian Economics, Volume 1: Imperfect Competition and Sticky Prices". *MIT Press Books, 1, Cambridge /London*.

Mascaro, A. & Meltzer, A. H. (1983). "Long- and Short-Term Interest Rates in a Risky World". *Journal of Monetary Economics*, 12(4), 485-518.

Mishkin, F. S. (1982). "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation". *Journal of Political Economy*, 90, 22-51.

Mumtaz, H. (2010). "Evolving UK Macroeconomic Dynamics: A Time-Varying Factor Augmented VAR". *Working Paper*, 386, 1-33.

Mumtaz, H. (2010). "Evolving UK Macroeconomic Dynamics: A Time-Varying Factor Augmented VAR". Bank of England Working Paper No. 386, 1-33.

Nakajima, J., Kasuya, M. & Watanabe, T. (2011). "Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy". *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(3), 225-245.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica,* 57, 1361-1401.

Rakic, B. & Rađenovic, T. (2013). "The Effectiveness of Monetary and Fiscal Policy in Serbia". *Industrija,* 41(2), 103-122.

Rivera-Batiz, L. A. & Romer, P. M. (1991). "Economic Integration and Endogenous Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 531-555.

Romer, P. (1994). "The Origins of Endogenous Growth". *The Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 3-22. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2138148

Sarel, M. (1996). "Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth. Staff Papers". International Monetary Fund, 43(1), 199-215.

Serletis, A. & Rahman, S. (2009). "The Output Effects of Money Growth Uncertainty: Evidence from a Multivariate GARCH-in-Mean VAR". *Open Economies Review*, 20(5), 607-630

Sirikanchanarak, D., Yamaka, W., Khiewgamdee, C. & Sriboonchitta, S. (2016). "Time-Varying Threshold Regression Model Using the Kalman Filter Method". *Thai Journal of Mathematics*, 74, 133-148.