

ارائه یک مدل معادلات تفاضلی برای بررسی دوره‌های تجاری

"مورد کاوی تجربی اقتصاد ایران (۸۳-۱۳۵۳)"

رحیم دلالی اصفهانی

عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

هوشنگ شجری

دانشیار عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

محسن رنانی

عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

سهراب دل انگیزان

عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه رازی

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۱/۲۱ تاریخ تصویب: ۱۳۸۶/۱۰/۴

چکیده

این مطالعه تلاشی برای تشخیص دوره‌های تجاری در اقتصاد ایران از طریق به‌مدل درآوردن ساختار همزمان عرضه و تقاضای کل پویا است. روش مدل سازی استفاده از فرایند پویا و همزمان عرضه و تقاضای کل بوده و در فضای تحلیل دوره‌های تجاری پولی، مدلی از نوع معادلات تفاضلی مرتبه اول طراحی، پیشنهاد و حل شده است. این مدل دو جواب خصوصی همگن و عمومی غیرهمگن دارد که به ترتیب در برآوردها وضعیت پایدار و نیز وضعیت اختلال‌های دوری را به‌عنوان دور تجاری در اطراف وضعیت پایدار به نمایش می‌گذارند. برای برآورد ضرایب مدل و آزمون هم‌خوانی نتایج با انتظارات نظری مدل، از روش پیشرفته GMM در اقتصادسنجی بهره‌برداری شده است. نتایج اخذ شده از برآورد مدل، کلیه انتظارات نظری را با دقت مناسب پاسخ داده و بر این اساس، در قسمت تحلیلی مقاله به بحث و بررسی داده‌های اقتصاد ایران پرداخته شده است. نتایج نهایی توانسته از سال ۱۳۵۹ به بعد چهار دور تجاری مختلف رونق و رکود را تشخیص و گزارش کند.

طبقه‌بندی JEL: E31, E32

کلید واژه: دور تجاری، معادلات تفاضلی، اقتصاد ایران، رونق، رکود، روش GMM.

۱- مقدمه

یکی از نکات در توصیف روند حرکت متغیرهای واقعی در اقتصاد، شناسایی دوره‌های تجاری است. یک دور تجاری را می‌توان به دور تجاری رونق یا رکود تقسیم کرد. دور تجاری رونق از زمانی شروع می‌شود که یک قعر کامل رکودی تحقق یافته و از این پایین‌تر نمی‌رود. در این شرایط تولید ناخالص ملی شروع به افزایش می‌کند. در اواسط دور تجاری میزان تولید بالفعل و بالقوه با یکدیگر برابر شده و سپس میزان تولید بالفعل تا یک اوج یا قله پیش می‌رود. دقیقاً جایی که اوج رونق است، رونق پایان می‌یابد و دور تجاری رکود شروع می‌شود.

هدف این مطالعه این است تا در اقتصاد ایران بعد از انقلاب، دوره‌های تجاری قابل تفکیک از یکدیگر را شناسایی کند. به این منظور، ابتدا به‌مروری بر ادبیات دوره‌های تجاری پرداخته و در قسمت دوم مدل پیشنهادی نویسندگان در فضای معادلات تفاضلی ارائه و حل می‌گردد. در قسمت بعدی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پیشرفته به برآورد ضرایب مدل پرداخته و در تجزیه و تحلیل تجربی به‌مقایسه ارقام تجربی شاخص‌های اصلی اقتصاد ایران با نتایج نظری و برآورد شده مدل خواهیم پرداخت.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، دوره‌های تجاری را می‌توان در قالب انحراف از روند تولید طبیعی تعریف کرد. هرگونه انحراف از روند طبیعی تولید، رکود و یا رونق نامیده می‌شود. از دیدگاه کلاسیک‌ها، دوره‌های تجاری در قالب نرخ رشد تشریح می‌شوند. در این چارچوب، رکود اقتصادی به‌معنای حداقل داشتن دو دوره نرخ رشد منفی اقتصادی است. از آن جا که بعد از جنگ جهانی دوم در کشورهای توسعه یافته شرایط فوق‌کم‌تر مشاهده می‌شود، لذا روش فوق‌کارایی خوبی برای تشخیص دوره‌های تجاری ندارد. از این‌رو، می‌توان از روش‌های عمومی‌تر برای استخراج آن‌ها استفاده کرد (اختر و آنیس، ۱۳۸۲).

دهه ۱۹۶۰، آغاز شروع مجموعه مطالعاتی بود که نوسانات اقتصادی را با عنوان دوره‌های رونق و رکود مورد بررسی قرار داد و تغییر نگرشی به واسطه نظریات جدید پول‌گرایان درباره‌ی خنثایی پول به‌وجود آمد. فهم ناکارآمدی سیاست پولی از پیش تعیین شده، شکل معمول معادله‌ی منحنی فیلپس را تغییر داد و در آن از دو زاویه تحول اساسی به‌وجود آمد. اول این‌که متغیر انتظارات تورمی به‌عنوان متغیر تأثیرگذار بین

زمان‌ها وارد معادلات شد، و دوم این که برای بیان نظری ادعاهای مربوط به خنثایی کوتاه‌مدت یا بلندمدت پول، مبانی قدرتمندی از مفاهیم و معادلات پایه‌ای ارائه شد. فلپس برای نشان دادن چگونگی ایجاد نوسانات از یک فضای تعادل عمومی استفاده کرد. براساس نتایج مطالعه وی اگر نرخ تورم از میزان انتظاری خود متفاوت باشد، باعث می‌شود تا تولید از میزان طبیعی خود متفاوت شود و تعادل تولید تنها زمانی برقرار خواهد بود که نرخ تورم واقعی و مورد انتظار بایکدیگر برابر شوند. این یافته به‌همراه یافته‌های فریدمن نشان داد که در اقتصادسطحی از تولید و نرخ از بیکاری وجود دارد، که به‌صورت طبیعی اقتصاد تمایل به حرکت به‌سمت آن را دارد. این نوع استدلال را بعدها نظریه نرخ طبیعی بیکاری فریدمن - فلپس نام نهادند (Phelps, 1967) (Friedman, 1968, 1976).

این مدل برای این که بتواند اثر تورم پیش‌بینی نشده را روی بیکاری نشان دهد و نیز برای این که اثر نرخ طبیعی بیکاری را نیز در مدل لحاظ نماید، به‌صورت‌های زیر معرفی شد:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(u_t - u_{nt}) \quad (1)$$

$$u_t = u_{nt} + \gamma(\pi_t - \pi_t^e) \quad (2)$$

که در آن‌ها u_{nt} معرف نرخ طبیعی بیکاری، π_t^e معرف نرخ تورم مورد انتظار، $(\pi_t - \pi_t^e)$ معرف نرخ تورم پیش‌بینی نشده و $(u_t - u_{nt})$ نشان‌دهنده بیکاری سیکلی یا شکاف بیکاری از نرخ طبیعی آن بود. وجود نوسانات و دوره‌های تجاری با $(u_t - u_{nt})$ به‌عنوان بیکاری دوری همراه می‌شد. تحقق نظریه نرخ طبیعی بیکاری از طریق یافته‌های تجربی زمانی اتفاق می‌افتاد که ضرایب β و γ با علامت منفی ظاهر شده و ضرایب برآوردی برای π_t^e و u_{nt} ، با عدد یک تفاوت معنی‌دار آماری نداشته باشند. این به‌معنی قرار داشتن اقتصاد روی حالت پایدار بلندمدت، یعنی همان سطح طبیعی معرفی شده بود. در ابتدای دهه ۱۹۷۰، نگاه به‌چگونگی شکل‌گیری انتظارات در اقتصاد کلان دچار تحول اساسی گردید. این تحول اولین اثرات خود را در مفهوم منحنی فیلیپس بر جای گذارد و مطالعه اساسی رابرت لوکاس در سال ۱۹۷۲ در زمینه رابطه بین تولید، تورم و عرضه پول، منجر به این شد که در سال ۱۹۷۳ سارجنت و والاس منحنی فیلیپس را حتی در کوتاه‌مدت عمودی معرفی کنند.

در این سال‌ها گسترش نظری اقتصاد کلان، به جدا شدن دسته‌ای از اقتصاددانان با نام کلاسیک‌های جدید انجامید. در تجزیه و تحلیل کلاسیک‌های جدید، شوک‌های

غیرقابل پیش‌بینی در تقاضای کل، که اساساً توسط تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در عرضه پول به وجود می‌آیند، سبب اثرگذاری بر روی تمام اقتصاد خواهند شد. این موضوع منجر به ایجاد خطا و اشتباه در انتظارات قیمتی شده و به انحرافات در محصول و اشتغال از سطح تعادلی بلندمدت آن‌ها می‌انجامد. این اشتباهات و خطاها، هم از سوی کارگران و هم از سوی بنگاه‌ها، به خاطر داشتن اطلاعات ناقص است. در نتیجه آن‌ها تغییرات قیمت عمومی را به جای تغییرات در قیمت‌های نسبی اشتباه گرفته و بنابراین با تغییر در عرضه نیروی کار و محصول، عکس‌العمل نشان خواهند داد. بروز نوسانات پولی در نظریه لوکاس، شروع نحله جدید فکری بود که بعدها از مکتب کلاسیک‌های جدید جدا شده و مکتب دوره‌های تجاری حقیقی را تشکیل دادند. این نحوه تجزیه و تحلیل، منتج به ارائه تابع عرضه‌ای با نام تابع عرضه غافل‌گیرکننده لوکاس شد که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = y_t^n + \varphi(\pi_t - \pi_t^e) \quad (3)$$

معادله فوق بیان‌گر این است که محصول تنها در برابر پاسخ به تورم پیش‌بینی نشده از سطح طبیعی خود منحرف خواهد شد. به این صورت، تنها زمانی که انتظارات تورمی کاملاً درست باشند، محصول و اشتغال و به تبع آن‌ها بیکاری در سطح طبیعی خود قرار خواهند گرفت (Lucas, 1972 & 1973).

این نظریه‌پردازی درباره نوسانات پولی و دوره‌های تجاری ناشی از آن، چالش‌های بزرگی را در سیاست‌گذاری و دخالت دولت به دنبال داشت. مبنای نظریه کلاسیک‌های جدید، بی‌اثر بودن سیاست‌های تثبیتی بود. براین اساس، نرخ رشد پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌تأثیر و خنثی بود (Sargent & Wallace, 1973). هر چند که پذیرش این یافته کلاسیک‌های جدید با پذیرش این نظریه که تعادل عمومی والراسی استاندارد، نقشی را برای پول به‌عنوان واحد شمارش قائل نیست، برابر بود، اما بر اساس نظریات کینزی‌های جدید، در جهان واقعی به نظر می‌رسد که تغییرات پول به‌عنوان واحد شمارش، نقش بزرگی را در تخصیص منابع بازی می‌کند (Mankiw, 2000).

در دهه ۱۹۸۰ میلادی، نظریه پردازان مکتب کلاسیک‌های جدید به دو گروه دوره‌های تجاری پولی و حقیقی تقسیم شدند. مکتب کلاسیک جدید موضوعات مهمی را در طرف واقعی اقتصاد از قبیل پویایی‌های بازار کار، تحولات فناورانه، قیمت‌های نسبی و نرخ بهره را عامل نوسانات در متغیرهای واقعی معرفی کردند. مطالعات انجام شده در قالب فرضیات پذیرفته شده در این مکتب، هم روش بررسی چگونگی اثرگذاری متغیرها

را در اقتصاد کلان تکامل بخشیدند و هم بخشی از علل بروز نوسانات و دوره‌های تجاری واقعی را مورد مطالعه قرار دادند. در این خصوص، کیدلند و پرسکات، هرچند اولین شروع‌کننده نظریه‌پردازی در حوزه تشخیص دوره‌های تجاری نبودند، ولی در نوآوری خود به سه نکته مهم و تأثیرگذار اشاره می‌کنند: زمان، ساختار و نحوه تجمیع نوسانات، که این سه نکته زمینه مطالعات بعدی را هموار کردند (Kydland and Prescott, 1982). رابرت هال عرضه کار را پایه توضیح نوسانات دوری در محصول و اشتغال ملی معرفی کرد. وی توانست اثر پویایی‌های عرضه کار را روی دوره‌های تجاری محصول و اشتغال حقیقی بررسی کند. وی همچنین تعامل بین عرضه کار و تغییرات پولی را مورد مطالعه قرار داد و از آن طریق رابطه بین دوره‌های پولی و دوره‌های حقیقی را به بحث کشید (Hall, 1980). اقتصاددانان به‌طور سنتی تجزیه و تحلیل رشد را از تجزیه و تحلیل نوسانات مجزا می‌کردند. از نقطه نظر نلسون و پلاسر، نیروهای اقتصادی که "رشد" اقتصاد را مشخص می‌کنند، تفاوتی با آن نیروهایی که سبب ایجاد "نوسانات" اقتصادی می‌شوند ندارند (Nelson and Plosser, 1982). لذا تغییرات دائمی در تولید ناخالص ملی، از نقطه نظر کلاسیک‌های جدید به‌خاطر خنثی بودن پول، نمی‌توانند توسط شوک‌های پولی به‌وجود آیند. این یعنی نیروهای اساسی که سبب ایجاد عدم ثبات در اقتصاد خواهند شد باید توسط شوک‌های واقعی به‌وجود آیند و با نتیجه‌ای که آن‌ها به‌دست آوردند تولید ناخالص ملی نمی‌توانست یک مسیر گام تصادفی را طی کند. (گرچی و مدنی، ۱۳۸۴).

لانگ و پلاسر در بررسی دوره‌های تجاری نوسانات عرضه کار را مورد توجه قرار دادند (Long and Plosser, 1983). کینگ، پلاسر و ریبیلو در مطالعه خود در مورد تولید، رشد و دوره‌های تجاری، با استفاده از مدل پایه‌ای نئوکلاسیک نتایج مهمی را برای رشد عرضه کار به‌دست آوردند. بر اساس این نتایج، هرچند در دوره انتقال اقتصاد به‌مسیر وضعیت پایا، جانشینی‌هایی بین مصرف و استراحت انجام گرفته و لذا نوسان در عرضه کار به‌وجود می‌آورد، ولی پس از رسیدن به وضعیت پایا در اقتصاد، این جانشینی به‌صفر رسیده، نیروهای طبیعی در اقتصاد مسیر رشد طبیعی را شکل می‌بخشند و تحولات تکنولوژیکی این مسیر را متحول خواهد کرد (King et al, 1988).

در مطالعه دیگری کینگ و ترهان رفتار پول را تحت دو فرض برون‌زا و درون‌زا مورد بررسی قرار دادند. آنان در مطالعه خود نشان دادند در صورتی که پول درون‌زا باشد،

تغییرات باهم رشد پولی و محصول حتی اگر افراد اطلاعات کاملی از حجم پول داشته باشند، قابل مشاهده خواهد بود (King, and Trehan, 1983).

رهیافت‌های نظری در حوزه به‌کارگیری آزمون‌های سازگار با فرایندهای سری‌زمانی همانند آزمون‌های پایداری و ریشه واحد و نیز آزمون‌های هم‌جمعی بلندمدت از انتهای دهه هشتاد میلادی درباره پویایی‌های عرضه و تقاضای کل و ارتباط بین تورم و بیکاری، مدل‌های تجربی بررسی دوره‌های تجاری را گسترش داد. در دهه نود، استفاده از سیستم خودرگرسیون برداری (VAR) برای بررسی رابطه متقابل متغیرهای واقعی و اسمی در اقتصاد و دسته متغیرهای مؤثر بر این ارتباط، در بسیاری از مطالعات مورد استفاده قرار گرفت. مهرا، با آزمون VAR، زمینه آزمون رابطه بلندمدت و امکان بررسی تصحیح خطاهای کوتاه‌مدت را در یک مدل صرفاً آماری که متغیرهای آن منتخب نظریات اقتصادی‌اند، به‌وجود آورد (Mehra, 1991). در این فضا، مطالعه فیشر و سیتز (۱۹۹۳) و (۱۹۸۹) و مطالعات کینگ و واتسون درباره خنثی بودن پول در بلندمدت، به ارائه نمونه جدیدی از ساختار بندی منحنی فیلیپس و بررسی هم‌گرایی طرف‌های عرضه و تقاضای کل انجامید که در آن یک دور تجاری از طریق بررسی کشش‌های قیمتی تورم و یا تورمی متغیرهای واقعی مثل تولید یا بیکاری قابل شناسایی بود (King & Watson, 1997).

می‌توان گفت اقتصاددانانی که دوره‌های تجاری حقیقی را مورد مطالعه قرار دادند، به عوامل مهمی چون تحولات عرضه کار و تحولات تکنولوژیک در اثرگذاری روی نوسانات حقیقی تولید و اشتغال اشاره کرده و اثرات آن‌ها را مورد بررسی قرار دادند. در یک نگاه کلی، مهم‌ترین تفاوت بین دیدگاه نظریه پردازان دوره‌های تجاری حقیقی با پیشگامان آن‌ها در مکتب کلاسیک‌های جدید عبارتند از:

الف- مهم‌ترین عامل محرکه در نظریه دوره‌های تجاری حقیقی، شوک‌ها و تنش‌های بازار کار و فناوری بوده که جایگزین شوک‌ها و تنش‌های پولی در مکتب کلاسیک‌های جدید شده است.

ب- نظریه پردازان، دوره‌های تجاری حقیقی تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد کلان را به دو قسمت کوتاه‌مدت و بلندمدت از طریق ادغام کردن نظریه رشد و نظریه نوسانات اقتصادی تقسیم کردند.

ج- تاکید بر اطلاعات ناقص درباره سطح عمومی قیمت، که به خاطر عدم درک صحیح، نقش حیاتی در مدل‌های اولیه بازی کرده بود، به دست فراموشی سپرده شد. (گرچی و مدنی، ۱۳۸۴).

به تناسب روش مورد استفاده در مقاله حاضر، باید استفاده از روش معادلات تفاضلی برای تشخیص و تحلیل دوره‌های تجاری را مورد بررسی قرار داد. در این زمینه می‌توان از چند مطالعه نام برد. از اولین مدل‌های بررسی دوره‌های تجاری بر اساس روش معادلات تفاضلی، می‌توان به الگوی ضریب افزایش ساموئلسن اشاره کرد. در مدل وی، فرایند پویای تعیین درآمد، هنگامی که اصل شتاب و ضریب افزایش کینزی با هم عمل می‌کنند، بررسی می‌شود. این الگو نشان می‌دهد که برخورد متقابل ضریب افزایش - ضریب شتاب، می‌تواند نوسانات ادواری را به گونه‌ای درون‌زا ایجاد کند.

الگوی بعدی الگوی ادوار تجاری هیکس است. در این الگو متفاوت از روش ساموئلسن، سرمایه‌گذاری به دو بخش مستقل و القایی تقسیم می‌گردد. این الگو نیز علل بروز نوسانات دوره ای را بر اساس ضریب شتاب، نرخ پس‌انداز و سایر پارامترهای مدل به صورت واگرا، هم‌گرا و یا با دامنه ثابت تحلیل می‌کند (تقوی، ۱۳۷۳).

در جمع‌بندی ادبیات دوره‌های تجاری در جهان پیشرفته صنعتی، باید گفت که تحلیل‌های متفاوت نظری و تجربی انجام شده دو زاویه را مورد هدف قرار داده‌اند. ابتدا سعی کرده‌اند تا با ارائه یک مدل نظری قابل برآورد، شرایط بازار دارایی‌ها و نحوه نوسان قیمت‌های آن‌ها را به عنوان شاخص نشان‌دهنده نوسان و دور تجاری که می‌تواند روی متغیرهای واقعی اثری هرچند کوتاه‌مدت داشته باشد، معرفی کنند. سپس سعی داشته‌اند تا حوادث دهه ۳۰ و نیز روندهای تجربی اقتصادی را در دهه‌های ۶۰، ۷۰ و ۸۰ توضیح دهند. آنچه که در این مطالعات بیشتر مورد تأکید بوده، این است که علاوه بر پول و تغییرات پولی، متغیرهایی چون تحولات تکنولوژیکی، تغییرات قیمت نفت و انرژی، سرمایه‌گذاری و انتظارات مردم از سطح رفاه قابل دسترس، می‌توانند نوسانات پایداری را به وجود آورند (Rebelo, 2005).

در ایران نیز در چندین مطالعه برای بررسی وضعیت دوره‌های تجاری اقدام شده است. اصولاً این تلاش‌ها با استفاده از روش‌های امکان‌پذیر و قابل تطابق با دامنه زمانی و تنوع داده‌های ملی منتشر شده توسط سازمان‌های رسمی انجام گرفته‌اند. یکی از روش‌های به دست آوردن دوران‌های اقتصادی، استفاده از روند زمانی متغیر سری زمانی تولید حقیقی است. برای این منظور، می‌توان از روش‌های روند زدایی استفاده کرد. یکی

از روش‌های روند زدایی استفاده از رگرسیون است، به طوری که با برآزش کردن تولید روی زمان و مقایسه مقادیر واقعی با مقادیر روندی، می‌توان دوران‌های اقتصادی را به‌دست آورد. صمدی و جلائی، با استفاده از این روش، دوران‌های اقتصادی ایران را طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۳۸ استخراج کرده‌اند. اما باید توجه کرد که این تحلیل روندی تا زمانی درست است که اقتصاد کشور از ثبات نسبی برخوردار باشد، در غیر این صورت، باید تغییرات ساختاری را نیز در نظر گرفت که روش مذکور قادر به توضیح آن نیست (صمدی و جلائی، ۱۳۸۳). قابل ذکر است که با توجه به ماهیت تصادفی تولید ناخالص داخلی، استفاده از این روش برای تشخیص دوره‌های تجاری صحیح نیست و باید از روش‌های میانگین متحرک و یا فیلتر هودریک - پرسکات^۱ استفاده کرد.

در روش میانگین متحرک، سعی می‌شود طول دوره میانگین متحرک به گونه‌ای انتخاب شود که با مدت دوران اقتصادی برابر باشد. مشکل اصلی این روش، تعیین طول دوره میانگین متحرک است و علاوه بر آن، استفاده از این روش اختلالات بسیاری را در فرایندهای میان مدت و بلندمدت به وجود می‌آورد (دانش جعفری، ۱۳۸۰). یکی از متداول‌ترین روش‌های استخراج دوران‌های اقتصادی، استفاده از روش روند زمانی فیلتر هودریک - پرسکات است. فیلتر هودریک - پرسکات، با توجه به دیدگاه حاکم بر مدل دوره‌های حقیقی تجاری شکل گرفته است و مهم‌ترین ویژگی استفاده از آن، این است که هیچ گونه پیش نیاز اطلاعاتی درباره اوج و حوضیض ندارد و می‌توان آن را به صورت مکانیکی مورد استفاده قرار داد (اصغرپور، ۱۳۸۴).

هم‌چنین در یکی از جدیدترین مطالعات انجام شده درباره تحلیل و شناسایی دوره‌های تجاری در ایران، از نظریه موجک‌ها استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که روش موجک در شرایط تغییرات هموار سری‌های زمانی، تفاوت زیادی با روش هودریک - پرسکات ندارد و برای تشخیص دوره‌ها در سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی، بهتر از روش‌های دیگر عمل می‌کند (عباسی نژاد و محمدی، ۱۳۸۵).

در جمع‌بندی ادبیات موضوع، باید گفت که هرچند برای بررسی دوره‌های تجاری، شناسایی و درک عوامل ایجادکننده آن‌ها تلاش‌های زیادی در اقتصادهای پیشرفته انجام گرفته است، ولی در ایران هنوز تعداد کارهای انجام شده روی شناسایی دوره‌های تجاری و نیز عوامل مؤثر بر شکل‌گیری آن‌ها محدود است. کارهای انجام شده در این

1- Hodrick-Prescott (HP).

زمینه نیز هنوز به صورت جدی مورد نقد قرار نگرفته‌اند تا بتوان با مرور آن‌ها به شناخت عمیق و مناسبی از چگونگی تشکیل و علل دوره‌های تجاری در ایران دست یافت. لذا با این توضیح، به نظر می‌رسد که لازم است تا برای دریافت زمینه‌های متنوع بررسی موضوع مطالعات بیشتری را داد. مطالعه حاضر نیز به منظور تأمین این هدف و با توجه به پویایی‌های عرضه و تقاضای کل، در یک فضای تعادلی طراحی شده است. نوآوری مورد نظر در این مطالعه، استفاده از روش معادلات تفاضلی و حل سیستم همزمان معادلات عرضه و تقاضای پویا با فرض $x_t = y_t - y_t^e$ و $x_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-1}^e$ بوده است. انتظار بر آن است تا مدل پیشنهادی بتواند در شناسایی دوره‌های تجاری ایران مؤثر باشد، هرچند بر اساس مدل انتخابی عامل ایجاد کننده اختلال جزء پیش‌بینی نشده پولی خواهد بود.

۳- طراحی مدل پیشنهادی

۳-۱- تقاضای کل پویا

بر اساس مدل IS-LM، تعادل همزمان در بازارهای پول و کالا به صورت زیر شکل می‌گیرد و معادله تقاضای کل به این صورت استخراج می‌شود:

$$y = \vartheta_1 \frac{\bar{M}}{P} + \vartheta_2 \bar{A} \quad (4)$$

که در آن، y سطح تقاضای کل، $\frac{\bar{M}}{P}$ حجم واقعی پول، \bar{A} مجموع مخارج مستقل، ϑ_1 ضریب افزایش سیاست پولی و ϑ_2 ضریب افزایش سیاست مالی است. قابل ذکر است که $\vartheta_1 - \vartheta_2$ عکس شیب تقاضای کل پویا است، که علامت آن در داخل پرانتز به نرخ تورم داده شده است. با تفاضل‌گیری زمانی از (۴) خواهیم داشت:

$$y_t = y_{t-1} + \vartheta_1 (m_t - \pi_t) + \vartheta_2 \Gamma_t \quad (5)$$

که در آن Γ_t ، نشان‌دهنده تغییر در متغیر سیاست مالی، m_t نرخ رشد پولی و π_t نرخ تورم است. (۵)، به عنوان معادله تقاضای کل پویا معرفی می‌شود. این معادله نشان می‌دهد در صورتی که هیچ تغییری در سیاست‌های مالی نداشته باشیم، آن قسمت از نرخ رشد پولی که توسط تورم خنثی نشده باشد، می‌تواند تقاضای کل اقتصاد را از آن‌چه که در دوره گذشته بوده، متفاوت کند. قابل ذکر است هرچند که سیستم IS-LM در اصول پایه‌ای دچار برخی از ضعف‌هاست، ولی با توجه به قابلیت بالا برای تدوین

مدل‌های طرف تقاضا و تغییر دیدگاه اقتصاددانان امروزی در تصحیح فروض ثبات قیمت‌ها، کوتاه‌مدت بودن فرایندها و برون‌زا بودن ذخیره سرمایه در آن - در فضای تصمیم‌گیری بین زمانی و عقلایی - این مدل می‌تواند در حد قابل قبول مورد استفاده قرار گیرد^۱ (Mccallum & Nelson, 1999).

۳-۲- عرضه کل پویا

در بررسی طرف عرضه در بازار کار، می‌توانیم عرضه کار را ناشی از یک فرایند حداکثرسازی کارگران با تابع مطلوبیتی شامل کار و استراحت بدانیم. در این فرایند، محدودیت هرکارگر میزان ساعتی است که می‌تواند از مجموع ساعات در دسترس خود به کار اختصاص دهد، تا درآمد مورد انتظار خود را به دست آورد. براساس نتیجه فرایند تخصیص زمان بین کار و استراحت در تصمیم‌گیری کارگران، می‌توانیم عرضه کار را به صورت زیر معرفی کنیم:

$$W_t = p_t^e \cdot \phi(N_t), \phi' > 0 \quad (۶)$$

که در آن $\phi(N_t)$ یک تابع صعودی، W_t سطح دستمزد اسمی دوره t و $p_t^e = E(p_t | \Omega_{t-1})$ سطح قیمت مورد انتظار به شرط مجموعه اطلاعات از قبل در دسترس کارگر Ω_{t-1} برای پیش‌بینی سطح قیمت دوره t است. قابل ذکر است که این رابطه دارای دامنه مشخصی است و کراندار از بالا و پائین می‌باشد. برای تنظیم شرایط به‌گونه‌ای که نتایج آن بتواند محدودیت‌های مورد نظر ما را درباره حساسیت عرضه کار نسبت به دستمزد تامین کند، فرض می‌کنیم که $\phi'' > 0$ (مشتق ثانی) بزرگ‌تر از صفر باشد. این فرض کمک می‌کند تا منحنی عرضه کار به صورت یک تابع صعودی با شیب فزاینده ظاهر شود. برای معرفی تقاضای کار نیز از طریق روش حداکثرسازی تابع سود یک تولیدکننده نوعی اقدام می‌کنیم. بر این اساس، قانون طلایی هزینه نهایی برابر درآمد نهایی (اصل انکار ناپذیر اقتصاد کلاسیک) به صورت زیر ظاهر می‌شود:

IS-LM

(Mccallum & Nelson, 1999)

$$W_t = p_t \cdot \xi(N_t), \xi' < 0 \quad (7)$$

(7) تابع تقاضا برای کار را به نمایش می‌گذارد. در این معادله، $\xi(N_t)$ بهره‌وری نهایی نیروی کار و نزولی بوده که بر اساس ضوابط تابع تولید خوش رفتار، مشتق دوم تابع تولید نسبت به نیروی کار است و منفی فرض شده است. در هر حالت تعادل در بازار کار از طریق برابری عرضه و تقاضای کار، و سپس تفاضل‌گیری از کلیه متغیرهای مدل و ساده‌سازی بر اساس جای‌گذاری از تابع تولید، معادله زیر را به دست می‌دهد.

$$y_t = y_t^e + \varphi(\pi_t - \pi_t^e) \quad (8)$$

لازم به ذکر است که در این معادله، $\varphi = \frac{\xi(N)^2}{(\phi' - \xi')}$ عکس شیب عرضه کل پویا، y^e

سطح اشتغال کامل عرضه کل و π^e ، نرخ تورم مورد انتظار را نشان می‌دهد. پیام (8)، این است که تنها نرخ تورم پیش‌بینی نشده است که قدرت تأثیرگذاری بر سطح عرضه کل را دارد، در غیراین صورت سطح عرضه کل در سطح دوره قبل باقی خواهد ماند (Dornbusch & Fisher, 1994).

۳-۳- تدوین مدل بررسی

بدون توضیحات غیر ضروری، فرض می‌کنیم Γ_t تغییر در متغیر سیاست مالی صفر بوده و عرضه و تقاضای کل پویا به صورت معادلات زیر قابل ارائه باشند:

$$\begin{cases} y_t = y_t^e + \varphi(\pi_t - \pi_t^e) \\ y_t = y_{t-1} + \vartheta(m_t - \pi_t) \end{cases} \quad (9)$$

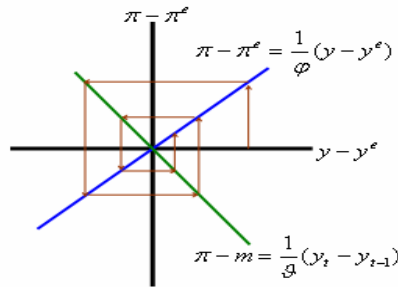
که در آن‌ها φ و ϑ به ترتیب عکس شیب عرضه و تقاضای کل پویا بوده و علامت آن‌ها آن‌چنان که دیده می‌شود برای عرضه کل، مثبت و برای تقاضای کل منفی است. دستگاه معادلات (9) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{cases} y_t - y_t^e = \varphi(\pi_t - \pi_t^e) \\ y_t - y_{t-1} = \vartheta(m_t - \pi_t) \end{cases} \quad (10)$$

حال اگر بر اساس رابطه ساختاری بین تورم و نرخ رشد پولی، فرض کنیم که انتظارات عقلایی درباره تورم برقرار است، نرخ رشد پولی و نرخ تورم انتظاری برابر و خطای تصادفی بین آن‌ها دارای میانگین صفر خواهد بود (اسنودان و دیگران، ۱۹۹۴، ص ۱۸۵)، یعنی $\pi^e = m$ و نیز اگر فرض کنیم $y_{t-1} = y^e$ باشد، می‌توانیم شکل (1) را برای دستگاه معادلات (10) داشته باشیم:

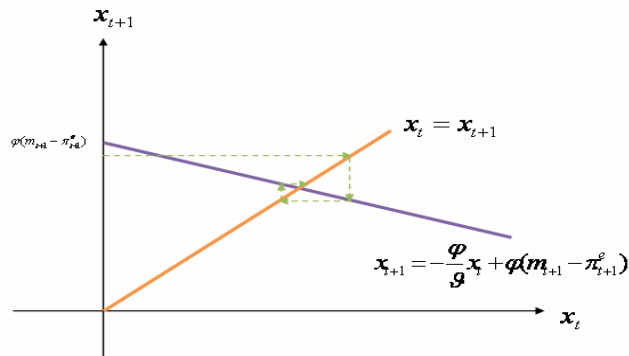
ملاحظه می‌شود که ساختار مربوطه یک ساختار معادلات تفاضلی را تشکیل می‌دهد. بر این اساس، اگر $x_t = y_t - y_t^e$ و $x_{t-1} = y_t - y_{t-1}$ در نظر گرفته شود، می‌توانیم داشته باشیم:

$$x_{t+1} = -\frac{\varphi}{g}x_t + \varphi(m_{t+1} - \pi_{t+1}^e) \quad (11)$$



شکل ۱- رسم نموداری معادله شکاف تولید در مقابل شکاف تورم

اگر (۱۱) و هم‌چنین معادله $x_t = x_{t+1}$ را روی یک شکل بکشیم، خواهیم داشت:



حال این معادله دارای یک جواب همگن، یک جواب غیرهمگن و یک جواب عمومی است. جواب قسمت همگن آن برابر است با:

$$X(t) = A\left(-\frac{\varphi}{g}\right)^t \quad (12)$$

و جواب غیرهمگن آن:

$$Z = \frac{\varphi g}{\varphi + g}(m_{t+1} - \pi_{t+1}^e) \quad (13)$$

و جواب عمومی آن نیز برابر است با:

$$x(t) = A\left(-\frac{\varphi}{g}\right)^t + \frac{\varphi g}{\varphi + g}(m_{t+1} - \pi_{t+1}^e) \quad (14)$$

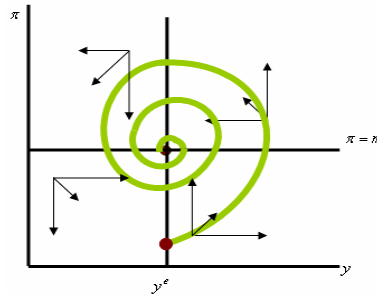
دیده می‌شود که روند زمانی $x(t)$ ، به $-\frac{\varphi}{g}$ بستگی دارد. اگر $\left|-\frac{\varphi}{g}\right| > 1$ باشد، پس هنگامی که $t \rightarrow \infty$ ، آن گاه $\left(-\frac{\varphi}{g}\right)^t$ به شدت نوسانی بوده و به سمت نوسان‌های بالاتر و بالاتری حرکت خواهد کرد (با توان‌های زوج بزرگ و مثبت و با توان‌های فرد کوچک و منفی). لذا در این حالت روند $x(t)$ انفجاری خواهد بود. اگر $\varphi = g$ باشد، روند $x(t)$ نوسان با دامنه ثابت و تکرار شونده بوده و دوره‌های تجاری به صورت یکسان تکرار خواهند شد. تنها اگر $\left|-\frac{\varphi}{g}\right| < 1$ باشد، در صورتی که $t \rightarrow \infty$ ، آن گاه $\left(-\frac{\varphi}{g}\right)^t$ به سمت صفر میل می‌کند. در این حالت، $x(t)$ با نوسان‌های میرا و کاهنده به سمت تعادل حرکت خواهد کرد. بررسی رفتار جواب غیرهمگن هنگامی که مقادیر m_{t+1} و π_{t+1}^e معلوم باشند، مهم است. در این حالت چند وضعیت متفاوت قابل تفکیک است:

الف: اگر $m_{t+1} = \pi_{t+1}^e$ باشد، هر گونه شکافی در تولید ناخالص ملی بالقوه و دوره قبل حذف شده و $x^* = 0$ خواهد بود. یعنی در این حالت روند طبیعی و بلندمدت برقرار و $y_t = y_t^e = y_{t-1}$ خواهد بود.

ب: اگر $m_{t+1} > \pi_{t+1}^e$ باشد، آن گاه مجدداً یک $x^* > 0$ پایدار خواهیم داشت، ولی به صورت $y_t > y_{t-1}$ و $y_t > y_{t-1}^e$ ، که این به معنی یک رشد مستمر و همواره است. یعنی همواره اقتصاد در بالاتر از اشتغال کامل عمل خواهد کرد. عکس این موضوع نیز نتیجه عکس را نشان خواهد داد.

بر اساس این تحلیل نظری و نظریه‌های اقتصاد کلان جدید که رابطه بین سطح عرضه و تقاضای کل را با نرخ تورم، نرخ تورم مورد انتظار و نرخ رشد پولی بحث می‌کنند، می‌توانیم تحلیل نظری زیر را در زمینه بررسی دوره‌های تجاری داشته باشیم. اگر زوج معادلات (۱۰) را مجدداً در نظر بگیریم، با فرض این که $m_t = \pi_t$ و $\pi_t^e = \pi_t$ باشد، هیچ گونه نوسانی را نه در طرف عرضه و نه در طرف تقاضا نخواهیم داشت. ولی در صورتی که نرخ تورم از نرخ رشد پولی بیشتر شود، تقاضای کل در حال افزایش و اگر کوچک‌تر باشد، در حال کاهش خواهد بود. هم‌چنین اگر روی معادله عرضه کل، تولید بالفعل و اشتغال کامل با یکدیگر برابر باشند، نرخ تورم انتظاری و نرخ تورم تحقق یافته

با یکدیگر برابر خواهند بود. اگر تولید بالفعل از بالقوه فزونی یابد، نرخ تورم فزاینده شده و از نرخ مورد انتظار خود بیشتر خواهد شد و اگر کم تر شود، نرخ تورم نسبت به میزان انتظاری خود کم تر شده و نرخ تورم کاهنده خواهد شد. با این توضیح، در صورتی که قاعده نرخ رشد پولی ثابت برای یک دوره بلندمدت انتخاب شود، حرکت های تعاملی عرضه و تقاضای کل طی یک فرایند پویا و هم گرا، اقتصاد را به نقطه تعادل پایدار در تقاطع $m_t = \pi_t$ و $y_t^e = y_t$ خواهد رسانید و مادامی که هیچ نیروی خارجی دیگری اقتصاد را از حالت تعادل بیرون نیاورد، این تعادل میل به پایدار بودن دارد. این تحلیل ساده را روی شکل زیر مشاهده می کنیم:



شکل ۳- هم گرایی به سمت تعادل بلندمدت در شرایط قاعده ثابت نرخ رشد پولی

۴ - برآورد مدل

مدل همزمان قابل برآورد با روش های اقتصادسنجی، با توجه به سیستم معادلات همزمان (۹) به صورت زیر معرفی می شود.

$$\begin{cases} y_t = \alpha \cdot y_t^e + \varphi(\pi_t - \pi_t^e) + \omega_t \\ y_t = \beta \cdot y_{t-1} + \vartheta(m_t - \pi_t) + v_t \end{cases} \quad (15)$$

در این مدل، α ، β ، φ و ϑ ضرایب قابل برآورد بوده و ω و v جملات اختلال اند. در هر دو معادله تکانه های تصادفی، برونزا و دارای توزیع iid (به طور مستقل و یکسان توزیع شده) بوده و هیچ گونه هم بستگی با یکدیگر ندارند. انتظار بر آن است تا علامت ضرایب φ و ϑ مثبت باشد. متغیرهای مورد استفاده برای برآورد مدل به صورت زیر تعریف می شوند:

y_t : تولید ناخالص ملی واقعی

y_t^e : تولید ناخالص ملی واقعی بالقوه (مقدار تولید شده با فیلتر هودریک-پرسکات).

π_t . نرخ تورم شاخص قیمت سبد مصرفی خانوار و محاسبه شده با روش لگاریتمی.
 π_t^e . نرخ تورم مورد انتظار (مقدار تولید شده با فیلتر هودریک - پرسکات).
 m_t . نرخ رشد حجم پول در اقتصاد ایران و محاسبه شده با روش لگاریتمی.
 قابل ذکر است مأخذ برداشت داده‌های آماری، گزارش رسمی بانک مرکزی برای تمام سال‌های مورد بررسی و نیز آمار سری‌های زمانی رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی در سال‌های گذشته بوده است.

روند منطقی برآورد ضرایب نیز به این صورت در نظر گرفته شده که ابتدا برای بررسی هم درجه بودن سری‌های زمانی از نظر هم‌گرایی، وضعیت پایداری آن‌ها را بررسی خواهیم کرد. این کار را با استفاده از آزمون دیکی - فولر انجام می‌دهیم. چون در روند زمانی مورد مطالعه به علت بروز انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی شکست‌های ساختاری وجود دارد، از روش فیلپس-پرون نیز استفاده خواهد شد. سپس اگر این سری‌ها از درجه هم‌گرایی یکسان برخوردار بودند، با استفاده از آزمون یوهانسن و جلیسوس، نسبت به بررسی تعداد رابطه قابل قبول بین متغیرها اقدام خواهد شد. در انتها در صورتی که تعداد رابطه قابل قبول تشخیص داده شد، نسبت به برآورد همان تعداد رابطه با استفاده از روش اقتصادسنجی مناسب اقدام می‌شود. در ادامه برای برآورد ضرایب این مدل، ابتدا وضعیت پایداری متغیرهای مورد نظر سیستم معادلات را بررسی کرده، سپس به برآورد ضرایب خواهیم پرداخت.

۴-۱- بررسی پایداری متغیرهای سری زمانی

جدول (۱) وضعیت پایداری متغیرهای نرخ تورم، تولید ناخالص ملی و نرخ رشد حجم پول را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳ نشان می‌دهد.

جدول ۱- وضعیت پایداری متغیرهای نرخ تورم، تولید ناخالص ملی و نرخ رشد حجم پول را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳

آمارهای بخشی پایداری شاخصهای اقتصادی	دیکی - فول تعمیم یافته ADF	فیلپس - پرون PP
تفاضل مرتبه اول نرخ تورم (آمار، جدول در سطح ۰.۵٪)	-۵/۴۶۶ (-۳/۵۷۴)	-۱۲/۱۰۷ (-۳/۵۷۴)
تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص واقعی (آمار، جدول در سطح ۰.۵٪)	-۴/۶۵۶ (-۲/۹۷۲)	-۲/۶۵۳ (-۱/۹۵۳)
تفاضل مرتبه اول نرخ رشد حجم پول (آمار، جدول در سطح ۰.۵٪)	-۸/۴۷۴ (-۲/۵۸۱)	-۹/۲۶۶ (-۳/۵۸۱)

ملاحظه می‌شود که تمام متغیرهای مورد نظر، در وضعیت سطح، ناپایدار، ولی در وضعیت تفاضل مرتبه اول پایدارند. لذا با توجه به درجه یکسان هم‌گرایی، این متغیرها می‌توانند در یک مدل اقتصادسنجی دارای پایه نظری به‌کار گرفته شوند. آزمون یوهانسن و جلیوس نیز در جدول (۲)، تعداد رابطه امکان‌پذیر بین متغیرهای مدل را حداکثر دو رابطه در سطح $\alpha = 0.075$ نشان می‌دهد، که با شرایط سیستم معادلات همزمان انتخاب شده سازگاری دارد.

جدول ۲- نتایج آزمون یوهانسن - جلیوس برای برآورد تعداد رابطه ممکن بلندمدت بین متغیرهای مدل

		نبود رابطه	حداکثر یک رابطه	حداکثر دو رابطه
λ_{trace}	t استیودنت	62.11370	33.12548	11.43820
	مقدار بحرانی t در سطح ۵ درصد	42.91525	25.87211	12.51798
$\lambda_{\text{Maximum.Eigenvalue}}$	t استیودنت	28.98822	21.68728	11.43820
	مقدار بحرانی t در سطح ۵ درصد	25.82321	19.38704	12.51798

*. خروجی نتایج نرم افزار در ضمیمه (۱)

۲-۴- انتخاب برآورد کننده

برای برآورد ضرایب متغیرهای مستقل مدل با توجه به خصوصیات آن از روش دوگام بارو و GMM^1 به‌صورت توأم استفاده می‌کنیم. در این روش ترکیبی، ابتدا در گام اول از طریق فیلتر هودریک - پرسکات نسبت به برآورد مقادیر تولید بالقوه و نیز تورم مورد انتظار اقدام کرده و سپس در گام دوم به‌صورت سیستم معادلات همزمان و با استفاده از روش GMM ضرایب مدل برآورد خواهند شد. آنچه درباره این برآورد کننده اهمیت دارد، این است که این تخمین‌زننده قدرتمند، نیازی به اطلاع دقیق از توزیع جملات اخلال ندارد. فرض اصلی این روش، بر پایه این بنا نهاده شده که اخلال‌ها در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزار غیر همبسته‌اند و با انتخاب متغیرهای ابزار صحیح، این روش تخمین، با اعمال یک ماتریس وزنی، می‌تواند برای شرایط واریانس ناهمسانی و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته، برآورد کننده قدرتمندی را بسازد. لذا با توجه به شرایط

1- Generalized Method of Moments.

خاص مدل ارائه شده که وجود ارتباط بین متغیرهای توضیح دهنده و جملات اخلاص دور از انتظار نیست، هیچ اطلاعی از چگونگی توزیع جملات اخلاص در دست نداریم، با توجه به بروز شکست‌های ساختاری در روندهای طبیعی متغیرها به علت حوادثی چون انقلاب، جنگ و نیز به کار گرفتن برنامه‌های متفاوت اقتصادی- اجتماعی، بروز عارضه واریانس ناهمسانی دور از انتظار نیست و نیز وجود ارتباط درون زمانی بین متغیرها را نمی‌توان کنار گذاشت. به نظر می‌رسد در این شرایط، بهترین برآورد کننده ممکن قابل استفاده GMM باشد. استفاده از این برآورد کننده در شرایط مشابه، مورد تاکید برخی مطالعات دیگر نیز قرار گرفته است (Dufour et al. 2006).

۴-۳- برآورد ضرایب

جدول (۳) نتایج برآورد ضرایب سیستم معادلات همزمان مورد نظر را با استفاده از این برآورد کننده نشان می‌دهد. آن‌چنان که محاسبات نشان می‌دهند، همه ضرایب از سطح معناداری مناسبی برخوردار بوده و حاکی از تطبیق نتایج با انتظارات نظری‌اند. به این مفهوم که علامت ضرایب به دست آمده با علامت مورد انتظار نظریات اقتصادی سازگار، و ضریب تشخیص تعدیل شده هر دو معادله در سطح مناسبی قرار دارند. بزرگ‌تر بودن آماره دوربین- واتسن از ضرایب تشخیص، جعلی نبودن روابط را نشان می‌دهد. صحیح بودن علامت ضرایب برآورد شده نیز از طریق تولید باقی مانده‌های پایدار، از هر دو معادله قابل استنتاج است. این کار از طریق آزمون پایداری جمعی آن‌ها با استفاده از آزمون پسران و شاین، دیکی فولر تعمیم یافته و نیز فیلپس-پرون در ضمیمه (۳) ارائه شده است.

نتایج برآورد مدل، تناسب مدل انتخابی و ضرایب برآورد شده را با انتظارات نظری نشان می‌دهد. هم‌چنین $\left| -\frac{\phi}{\theta} \right| < 1$ بوده و در صورتی که $t \rightarrow \infty$ ، آن‌گاه $\left(-\frac{\phi}{\theta} \right)^t$ به سمت صفر میل می‌کند. در این حالت، $x(t)$ با نوسان‌های میرا و کاهنده به سمت تعادل حرکت خواهد کرد. نمودار (۱) این ادعا را تایید می‌کند.

$$\left| \frac{354.85}{579.67} \right| < 1 \quad \left| -\frac{\phi}{\theta} \right| < 1$$

جدول ۳- برآورد ضرایب سیستم معادلات همزمان مدل (۱۵)

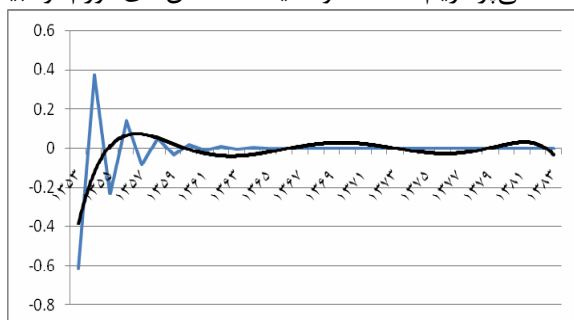
عنوان ضریب	مقدار برآوردی	انحراف معیار	t استیودنت	سطح معنی داری
α	1.002858	0.006448	155.5303	0.0000
φ	354.8523	84.72316	4.188375	0.0001
β	0.996593	0.006026	165.3879	0.0000
g	579.6743	103.1150	5.621630	0.0000
\bar{R}^2 معادله اول	0.833022			
\bar{R}^2 معادله دوم	0.846519			
DW معادله اول	1.210879			
DW معادله دوم	1.335464			

توجه: نتایج خروجی ماشینی با استفاده از نرم افزار EViews5 در ضمیمه (۲).

۵- بررسی تحلیلی دوره‌های تجاری در ایران

در ابتدا بدون هیچ توضیحی نمودارهای رسم شده براساس سری‌های زمانی محاسبه شده برای جواب همگن و جواب عمومی به دست آمده از حل مدل را، براساس آنچه از برآوردها به دست آمده است، محاسبه و ارائه می‌کنیم. نمودارهای (۱) و (۲) این موضوع را به نمایش می‌گذارند:

به نظر می‌رسد که دوره‌های تجاری شکل گرفته در اقتصاد ایران از بعد از سال ۱۳۵۹ با کمی اغماض، به دلیل نوسان همان جزء پولی $(m_{t+1} - \pi_{t+1}^e)$ (جواب غیرهمگن) بوده که منجر به ایجاد دورتجاری شده است. جواب همگن (اختصاصی) نیز به صورت مشخص، حرکت به سمت حالت پایدار را در شرایط عدم وجود اختلال نشان می‌دهد. با این شرح اولیه، به بررسی وضعیت آماری متغیرهای اصلی اقتصاد ایران در دوره‌های تجاری شکل گرفته می‌پردازیم. خلاصه وضعیت شاخص‌های تورم و بیکاری دوران



نمودار ۱- حرکت هم‌گرای جواب همگن معادلات برآوردی برای ایران



نمودار ۲- حرکت هم‌گرایی جواب عمومی معادلات برآوردی برای ایران

مورد مطالعه در جدول (۳) آورده شده است. برای توضیح بهتر، شرحی از وضعیت اقتصادی سال‌های ۱۳۴۵ به بعد نیز ارائه شده است.

۵-۱- دوره قبل از انقلاب ۱۳۵۷ - ۱۳۴۵

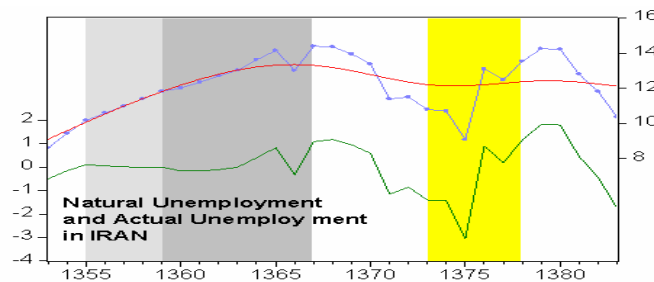
آن‌چنان که ملاحظه می‌شود نرخ بیکاری در دوره ۱۳۴۵ تا ۱۳۵۷ قبل از انقلاب به‌طور متوسط ۹/۹۶ درصد و نرخ تورم ۱۵/۳۷ درصد بوده است. مقایسه نشان می‌دهد که در دوره ۱۳۴۵ تا ۱۳۵۷ نرخ تورم حداقل ۴/۴۶ برابر نوسان‌پذیرتر و ناپایدارتر از نرخ بیکاری بوده است.

نرخ در سال انتهایی دوره		نرخ متوسط دوره		دوره
تورم	بیکاری	تورم	بیکاری	
۹,۹۸	۱۱	۱۵,۳۷ (۶,۲۵)	۹,۹۶ (۰,۹۱۵)	قبل از انقلاب ۱۳۴۵ تا ۱۳۵۷
۲۸,۸۹	۱۴,۳۹	۱۹,۷۹ (۷,۶۳)	۱۳,۰۳ (۰,۹۵)	دوران جنگ ۱۳۵۹-۱۳۶۷
۲۳,۶	۱۱,۵	۱۸,۲۸ (۵,۷)	۱۲,۹۲ (۱,۳۹)	برنامه اول ۱۳۶۸-۱۳۷۲
۲۰,۰۷	۱۳,۵۴	۲۶,۰۰ (۱۳,۲۵)	۱۱,۷۸ (۱,۸۵)	برنامه دوم ۱۳۷۴-۱۳۷۸
۱۶,۷	۱۰,۳۶	۱۴,۰۹ (۲,۱۹)	۱۲,۶۹ (۱,۶۷)	برنامه سوم ۱۳۷۹-۱۳۸۳

به نظر می‌رسد که وضعیت پایداری بیشتر نرخ بیکاری حول میانگین در این دوره، نشان‌دهنده نزدیک‌تر بودن سطح آن به سطح طبیعی است، هر چند وضعیت روند نرخ طبیعی بیکاری بر اساس نمودار (۳) دارای رشد است، ولی میزان تحقق یافته آن تقریباً در این دوره نزدیک به سطح طبیعی آن است.

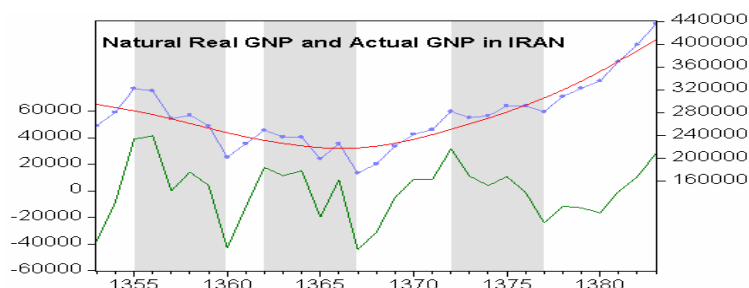
۵-۲- دوره جنگ تحمیلی ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷

در این دوران نرخ بیکاری از ۱۱/۸۲ درصد در سال ۱۳۵۹ شروع و به اوج بالای ۱۴/۴ درصد در سال ۱۳۶۷ می‌رسد. در همین دوره، نرخ تورم از ۲۳/۵۵ درصد در سال ۱۳۵۹، به ۲۸/۸۹ درصد در سال ۱۳۶۷ می‌رسد. آن‌چنان که در نمودار (۳) ملاحظه می‌شود نرخ طبیعی بیکاری (محاسبه شده از طریق فیلتر هودریک پرسکات نرخ بیکاری) از سال‌های ۱۳۵۳ به بعد در حال افزایش بوده است و در سال ۱۳۶۷ به اوج خود می‌رسد.



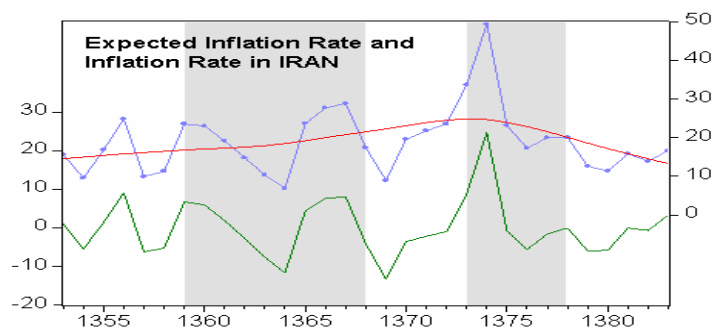
نمودار ۳- روند نرخ بیکاری طبیعی در ایران از ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳

این نشان می‌دهد که روند رکودی در اقتصاد ایران و نیز شکل‌گیری بحران بیکاری از سال‌های ۱۳۵۵ به بعد شروع شده است، ولی بروز جنگ سبب تشدید آن شده و اندازه آن را افزایش داده است. بروز بحران از سال ۱۳۵۵ (کاهش قیمت نفت)، بروز شرایط ناپایدار تظاهرات و انقلاب در سال‌های ۱۳۵۶ و ۱۳۵۷، بحران مالکیت و روند انقلابی در سال‌های ۱۳۵۸ و ۱۳۵۹ و جنگ تحمیلی از نیمه دوم سال ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷، شرایطی را به وجود آورد که نرخ طبیعی بیکاری از حدود ۱۰ درصد در سال ۱۳۵۵، به حدود ۱۳/۵ درصد در سال ۱۳۶۷ برسد.



نمودار ۴- روند حرکت تولید ناخالص ملی تحقق یافته و پتانسیل در ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳

نمودار (۴)، وضعیت شاخص GNP بالفعل (تحقق یافته) را در مقابل بالقوه آن در سال‌های مورد نظر نشان می‌دهد. آن‌چنان که مشاهده می‌شود، روند نزولی GNP پس از سال ۱۳۵۵ شروع شده و جز یک نوسان کوچک صعودی برای سال‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۶۱، کلاً در تمامی طول دوره تا ۱۳۶۷ نزولی بوده است. قعر این دوره رکودی و اوج بحرانی آن در سال ۱۳۶۷ به وقوع پیوسته، که شاخص نرخ بیکاری نیز در این سال در اوج خود بوده است. روند حرکت نرخ تورم نیز به‌طور متوسط یک روند صعودی بوده که در نمودار (۵) قابل مشاهده است. سال‌های دوره جنگ (۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷)، کلاً یک دوره رکود تورمی شدید را به نمایش می‌گذارند، که هم دامنه بیکاری بسیار وسیع بوده و هم تورم، چرا که تورم در دو سال قبل از دوره، یعنی سال‌های ۱۳۵۷ و ۱۳۵۸ به ترتیب برابر ۹/۹۸ و ۱۱/۲۹ درصد بوده و در سال انتهایی دوره به رقم بزرگ ۲۸/۸۹ درصد می‌رسد و نرخ بیکاری نیز از رقمی حدود ۱۱ درصد به ۱۴/۵ می‌رسد.

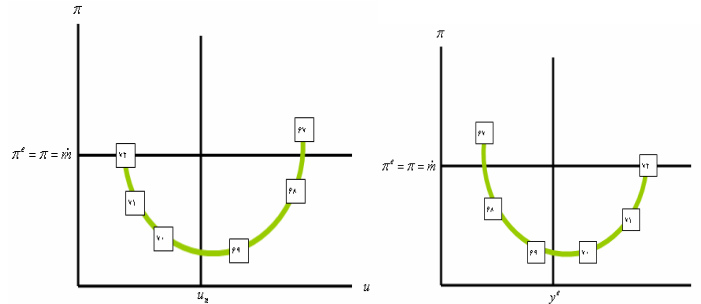


نمودار ۵- روند حرکت نرخ تورم و نرخ تورم مورد انتظار در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳

۵-۳- دوره برنامه اول ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲

در برنامه اول، متوسط نرخ بیکاری و نرخ تورم نسبت به متوسط دوره قبل کاهش نشان می‌دهد. نرخ بیکاری در این دوره، از ۱۴/۳۹ درصد در سال انتهایی دوره قبل، به ۱۱/۵ درصد در سال انتهایی برنامه می‌رسد و در همین مدت، نرخ تورم از ۲۸/۸۹، به ۲۳/۶ درصد کاهش می‌یابد. متوسط نرخ بیکاری برنامه ۱۲/۹۲ درصد با انحراف معیار ۱/۳۹ است، که ضریب تغییرات معادل ۰/۱۱ برای این دوره را نشان می‌دهد. باید گفت نوسانات نرخ بیکاری بیشتر از دوره‌های قبل است و پایداری این نرخ کاهش یافته است. به‌طور متوسط، نرخ تورم نیز در سال‌های برنامه، ۱۸/۲۸ درصد با انحراف معیار (۵/۷) و ضریب تغییرات ۰/۳۱ بوده است، که نشان‌دهنده اولاً کاهش دامنه تورم و ثانیاً ایجاد ثبات بیشتر این نرخ در طول دوره است. وضعیت روند نرخ طبیعی بیکاری در این دوره کاهش یافته بوده است و به‌طور متوسط آن‌چنان که از نمودار (۳) قابل ملاحظه است، یک کاهش یک درصدی را رقم زده است. این بهبود در شاخص GNP واقعی بالفعل و بالقوه نیز در نمودار (۴) قابل مشاهده است. لذا یک دور تجاری رونق از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۲ دیده می‌شود.

وضعیت تغییرات متغیرهای تورم، بیکاری و نیز تولید ناخالص ملی در دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲ را بر اساس مدل ارائه شده به‌عنوان یک دوره رونق، به‌صورت خلاصه می‌توان روی نمودارهای (۶) و (۷) ملاحظه کرد.



نمودار ۷- دور تجاری رونق ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۲ در فضای عرضه کل پویا

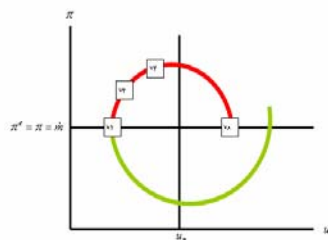
نمودار ۶- دور تجاری رونق ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۲ در فضای منحنی فیلیپس

این دور رونق، با نظریات اقتصادی و نتایج مدل پیشنهادی تناسب دارد. هم‌چنین تقارن فضای منحنی فیلیپس و فضای عرضه و تقاضای کل پویا قابل دقت است.

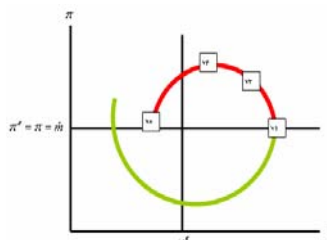
۵-۴- دوره برنامه دوم ۱۳۷۴-۱۳۷۸

ابتدا باید گفت پس از پایان یافتن برنامه اول در سال ۱۳۷۲، در سال ۱۳۷۳ به هر علتی برنامه دوم شروع نشد و برنامه دوم از سال ۱۳۷۴ شروع و تا سال ۱۳۷۸ ادامه یافت. البته نگاه به نمودار (۴) شروع یک دور تجاری رکودی را در اقتصاد ایران از سال ۱۳۷۲ به بعد نشان می‌دهد و این دور رکود حداقل تا سال ۱۳۷۷ (آخرین سال قیمت کم نفت) ادامه می‌یابد. بنابراین دوره رکودی بعد از رونق برنامه اول، از سال ۱۳۷۲ شروع می‌شود، به مدت ۵ سال ادامه یافته و در سال ۱۳۷۷ خاتمه می‌یابد. در بین این دوره آن چنان که قابل مشاهده است، در سال ۱۳۷۶ سطح GNP بالفعل و بالقوه با یکدیگر برابر شده است، لذا انتظار داریم که در سال ۱۳۷۷ سطح بیکاری طبیعی با بیکاری واقعی جامعه برابر شود، که تقریباً همین موضوع بر اساس نمودار (۳) قابل رؤیت است.

مرور هندسی این تحلیل‌ها بر اساس نظریات اقتصادی روی نمودارهای (۸) و (۹) ارائه شده است.



نمودار ۹- دور تجاری رکود ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۸ در فضای عرضه کل پویا

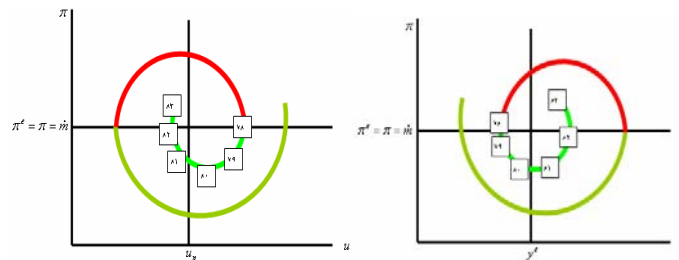


نمودار ۸- دور تجاری رکود ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۸ در فضای منحنی فیلیپس

۵-۵- دوره برنامه سوم ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳

به نظر می‌رسد هماهنگی بین نظریه و مشاهده تجربی یک تطابق با نظریه را برای اقتصاد ایران در این دوره به نمایش بگذارد. این تناسب برای رابطه بین شکاف تورم از حد مورد انتظار و تولید از حد بالقوه اش هم قابل مشاهده است و در سال ۱۳۸۱ که تورم در حد مورد انتظار قرار دارد، تولید نیز در سطح بالقوه است. پس از آن که تورم از حد مورد انتظار بیشتر می‌شود، تولید نیز از حد بالقوه بیشتر می‌شود و قبل از آن هم تورم از حد مورد انتظار کمتر و تولید از حد بالقوه کمتر است. نمایش نموداری وضعیت اقتصادی این دوره رونق نیز روی نمودارهای (۱۰) و (۱۱) انجام گرفته است.

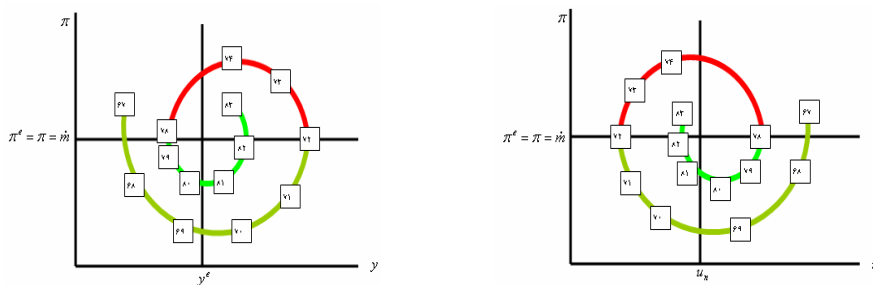
است که وضعیت هم‌گرایی مقادیر تحقق یافته تولید ناخالص ملی و نرخ بیکاری به سطوح طبیعی آن‌ها، با بهبود وضعیت مقادیر طبیعی آن‌ها همراه شده است، یعنی نه تنها این شاخص‌ها به سمت طبیعی خود تمایل نشان داده‌اند، بلکه وضعیت تولید بالقوه و بیکاری طبیعی نیز بهبود در ساختار اقتصاد کلان را به نمایش می‌گذارند.



نمودار ۱۰- دور تجاری رونق ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ در فضای منحنی فیلیپس
نمودار ۱۱- دور تجاری رونق ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ در فضای عرضه کل پویا

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در جمع‌بندی نهایی باید گفت آن‌چنان که ملاحظه می‌شود نمودارهای (۱۲) و (۱۳) به صورت کامل وضعیت دوره‌های تجاری ایجاد شده در اقتصاد ایران را با اعمال برخی ارقام متوسط به جای ارقام مطلق بر اساس مدل برآورد شده نشان می‌دهند. این دوره‌های تجاری کاملاً بر اساس خط افقی $\pi^e = \pi = m$ قابل تفکیک‌اند و از سال ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۳ که یک دوره بلندمدت را در بر می‌گیرند، دوره‌های تجاری رونق و رکود، یک حرکت مایچی را به سوی بهبود در اقتصاد ایران به نمایش می‌گذارند.



نمودار ۱۲- دوره‌های تجاری ایران از ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۳ در فضای منحنی فیلیپس
نمودار ۱۳- دوره‌های تجاری ایران از ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۳ در فضای عرضه کل پویا

در جمع‌بندی نهایی می‌توان گفت آن چنان که نمودارها نشان می‌دهند، دوره‌های تجاری قابل تفکیک در اقتصاد ایران را می‌توانیم شناسایی کنیم.

- سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷ دور رکود
- سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۲ دور رونق
- سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۷ دور رکود
- سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۳ دور رونق

فهرست منابع

- ۱- اختر حسین و چودری آنیس (۱۳۸۲)؛ سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای در حال توسعه، ترجمه محمد آسیایی و مسعود باباخانی، تهران، پژوهشکده امور اقتصادی.
- ۲- اسنودان، بی و سایرین (۱۹۹۴)؛ راهنمای نوین اقتصاد کلان، ترجمه منصور خلیلی عراقی و علی سوری، انتشارات برادران، چاپ اول پائیز ۱۳۸۳.
- ۳- اصغرپور، حسین (۱۳۸۴)؛ اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران، رساله دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.
- ۴- تقوی، مهدی (۱۳۷۳)؛ تحلیل‌های پویای اقتصادی، انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، مهر و آبان.
- ۵- حساب‌های ملی بانک مرکزی ج.ا. ایران، سال‌های مختلف.
- ۶- دانش جعفری داود (۱۳۸۰)؛ تعیین دوران‌های اقتصادی با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.
- ۷- صمدی سعید و جلانی عبدالمجید (۱۳۸۳)؛ "تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۶، پاییز.
- ۸- عباسی نژاد، حسین و شاپور محمدی (۱۳۸۵)؛ "تحلیل سیکل‌های تجاری با استفاده از نظریه موجک‌ها"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵.
- ۹- گرجی، ابراهیم و شیما مدنی (۱۳۸۴)؛ "بررسی و ارزیابی سیر تحول مکتب کلاسیک به نئوکلاسیک و سپس به کلاسیک جدید. کلاسیک‌های جدید، تا چه اندازه جدیدند؟" مجله تحقیقات اقتصادی، دانشگاه تهران، شماره ۷۰، پاییز.

- 10- Dornbusch, R & S. Fisher (1994); *Macroeconomics*. 6th ed. International edition. McGraw – Hill.
- 11- Dufour J. M. et al.(2006); “Inflation dynamics and the New Keynesian Phillips Curve: An identification robust econometric analysis” *Journal of Economic Dynamics & Control* 30,pp 1707–1727.
- 12- Friedman, M. (1968); “The Role of Monetary Policy,” *American Economic Review*, May, pp.1-17.
- 13- Friedman, M. (1976); *Inflation and Unemployment*, Nobel Memorial Lecture, December 13, the University of Chicago, Illinois, USA.
- 14- Hodrick, Robert J. & Edward C. Prescott (1998), “Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation” *Journal of Money, Credit and Banking* , Vol. 29, February.
- 15- Hall R.E. (1980); “Labour Supply and Aggregate Fluctuations,” on Edmund S. Phelps (1991); *the Recent Developments in Macroeconomics*, Volume 3, Edward Elgar Publishing Company, Brookfield, USA. pp.3-30.
- 16- King R.G. C.I. Plosser and S.T. Rebelo (1988); “Production, Growth and Business Cycles: I- The Basic Neoclassical Model,” *Journal of Monetary Economics*, 21, pp.195-232.
- 17- King, R. G., and M. W. Watson (1997); “Testing Long-Run Neutrality,” *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond 83 (summer), pp.69-101.
- 18- King, R. and Trehan, B. (1983); “The Implications of an Endogenous Money Supply for Monetary Neutrality,” *NBER Working Paper Series*, No 1175.
- 19- Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1982); "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica* vol. 50. pp. 1345-1370.
- 20- Long J.B. and C.I. Plosser (1983); “Real Business Cycles,” *Journal of Political Economy*, 91, February, pp.39-69.
- 21- Lucas, R. E. Jr. (1972); “Expectations and the Neutrality of Money,” *Journal of Economic Theory* 4, (April 1972), pp. 103 – 124.
- 22- Lucas, R. E. Jr. (1973); “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoff,” *American Economic Review* 63, pp. 326-334.
- 23- Mankiw N. G. (2000); “The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment,” *NBER Working Paper No.* 7884.
- 24- Mccallum, B. T. and E. Nelson (1999); “An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, No. 3, Part 1. pp. 296-316.
- 25- Nelson C.R. and C.I. Plosser (1982); “Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implication,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10. pp.139-62.

- 26- Phelps, E.S. (1967); "Phillips Curve, Expectations of Inflation and Unemployment Over Time," *Economica* (N. S.) 34 (August): pp. 245-281.
- 27- Rebelo, S. (2005); "Real Business Cycle Models: Past, Present, and Future," *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 107. Issue 2. PP.217-238, June 2005.
- 28- Sargent, T. J. and N. Wallace (1973); "Rational Expectations and the Dynamics of Hyper Inflation," *International Economic Review*, vol. 14, pp. 328-50.

ضمائم

ضمیمه ۱- خروجی نرم افزار EViews برای آزمون حداکثر تعداد رابطه قابل برآورد
بین متغیرهای مدل:

Date: 07/09/03 Time: 00:12
Sample (adjusted): 1356 1382
Included observations: 27 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: PC MG YR
Exogenous series: MG(+1) HPPC HP YR
Warning: Critical values assume no exogenous series
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.658237	62.11370	42.91525	0.0002
At most 1 *	0.552121	33.12548	25.87211	0.0052
At most 2	0.345339	11.43820	12.51798	0.0752

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.658237	28.98822	25.82321	0.0185
At most 1 *	0.552121	21.68728	19.38704	0.0228
At most 2	0.345339	11.43820	12.51798	0.0752

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

PC	MG	YR	@TREND(54)
0.175857	-0.093323	1.32E-05	-0.108734
-0.025779	-0.187339	-5.40E-05	-0.628910
0.024348	0.195347	-5.10E-05	0.173860

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

	PC	MG	YR	@TREND(54)
D(PC)	-6.442233	-2.299300	-0.643666	
D(MG)	0.249434	3.370679	-3.097872	
D(YR)	-5697.514	12544.57	6748.595	

ضمیمه ۲- خروجی نرم افزار EViews، برای برآورد ضرایب مدل همزمان پیشنهادی با استفاده از روش GMM:

System: SYS03
 Estimation Method: Generalized Method of Moments
 Date: 07/08/03 Time: 23:53
 Sample: 1355 1382
 Included observations: 28
 Total system (balanced) observations 56
 Identity matrix estimation weights - 2SLS coefs with GMM standard errors
 Kernel: Bartlett, Bandwidth: Variable Newey-West (3), No prewhitening

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.002858	0.006448	155.5303	0.0000
C(2)	354.8523	84.72316	4.188375	0.0001
C(3)	0.996593	0.006026	165.3879	0.0000
C(4)	-579.6743	103.1150	-5.621630	0.0000
Determinant residual covariance		1.99E+16		
J-statistic		0.284478		

Equation: YR=C(1)*HP YR+C(2)*(P C-HPP C)
 Instruments: HP YR HPP C MG MG(1) YR(-1) PC(-1) PC(-2) YR(-2) C
 Observations: 28

R-squared	0.839206	Mean dependent var	269099.5
Adjusted R-squared	0.833022	S.D. dependent var	53405.02
S.E. of regression	21822.88	Sum squared resid	1.24E+10
Durbin-Watson stat	1.210879		

Equation: YR=C(3)*HP YR+C(4)*(P C-MG)
 Instruments: HP YR HPP C MG MG(1) YR(-1) PC(-1) PC(-2) YR(-2) C
 Observations: 28

R-squared	0.852204	Mean dependent var	269099.5
Adjusted R-squared	0.846519	S.D. dependent var	53405.02
S.E. of regression	20922.28	Sum squared resid	1.14E+10
Durbin-Watson stat	1.335464		

ضمیمه ۳- خروجی نرم افزار EViews از آزمون پسران - شاین، برای بررسی پایداری
باقی مانده‌های تولید شده از مدل برآورد شده:

Group unit root test: Summary
Date: 07/08/03 Time: 23:56
Sample: 1353 1383
Series: RESID10, RESID11
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic selection of lags based on SIC: 0
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-3.72400	0.0001	2	54
Breitung t-stat	-1.16563	0.1219	2	52
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.73062	0.0001	2	54
ADF - Fisher Chi-square	20.1642	0.0005	2	54
PP - Fisher Chi-square	19.9559	0.0005	2	54
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	-0.13328	0.5530	2	56

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.