

الگوی اقتصاد کلان‌سنجی ایران
ساختار، برآورد، شبیه‌سازی و پیش‌بینی‌های فصلی

کریم امامی

پیش‌گفتار

سابقه تاریخی تهیه و تنظیم و کاربرد مدل‌های کلان‌سنجی در ایران به قبل از انقلاب اسلامی سال 1357 برمی‌گردد. مدل‌های کلان‌سنجی مربوطه اصولاً برای سه هدف مهم و اساسی ساخته شده‌اند. این اهداف عبارتند از اندازه‌گیری میزان و شدت تأثیر اجرای سیاست‌های اقتصادی قبل از اجرا، پیش‌بینی متغیرهای برون‌زا و درون‌زای موجود در مدل، و همچنین کنترل برخی از متغیرهای اقتصادی مطمح نظر مسئولین اجرایی و کارگزاران امور اقتصادی. هرچند بمنظور دسترسی به سه هدف فوق می‌توان از مدل‌های *والرلس-لئونتیف*، *کینزین-کلاين*، *ماتس-سارجنت*، *فیلیپس-برگستورم* و دیگر روش‌های مدل‌سازی همانند مدل‌های طرف عرضه و مدل‌های غیر تعادلی و ... استفاده نمود، اما جهت دسترسی به دو هدف اولیه فوق دستگاه‌های ذیربط معمولاً از مدل‌های ساختاری *کینزین-کلاين* استفاده نموده و هدف سوم بدلیل پیچیدگی خاص خود همواره فراموش شده است.

با استعانت از مدل‌های مزبور روابط علی پدیده‌های مختلف اقتصادی با عنایت به سطوح هم‌فزونی در بازارها و بخش‌های مختلف شناسایی شده و با توجه به مفروضات حاکم بر اقتصاد، روابط الگو در بازار کالا، پول، نیروی کار و سرمایه در کنار هم قرار می‌گیرند. این مدل‌ها عمدتاً در سطح کلان تهیه و تنظیم شده و با استفاده از آمارهای سالانه مورد بهره‌برداری قرار گرفته‌اند.

این تحقیق حاصل پژوهشی است که بنابر سفارش موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت در برنامه‌ریزی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی تهیه و تنظیم شده است. در این تحقیق مدل اقتصاد کلان‌سنجی ایران جهت مقاصد سیاست‌گذاری و پیش‌بینی‌های فصلی تهیه و تنظیم می‌گردد. ویژگی خاصی که این الگو را از طرح‌های پیشین منفک می‌کند توجه به نقد لوکاس در مدل‌های کلان‌سنجی جهت مقاصد سیاست‌گذاری، برآورد پارامترهای مدل به روش LSE و همچنین فصلی بودن متغیرهای موجود در مدل می‌باشد. لذا در این الگو ابتدا به مطالعه تحلیلی و کمی اقتصاد کلان با عنایت به بخش‌های اقتصادی بعد از انقلاب اسلامی پرداخته، و سپس روابط سیستمی و همزمان الگویی مناسب در سطح کلان، بر مبنای آمارهای فصلی و در چارچوب یک مدل ساختاری کلان‌سنجی ارائه خواهد شد. در واقع اهداف کلی از طراحی الگوی اقتصاد ایران عبارتند از:

- طراحی الگویی مناسب در چارچوب مدل‌های ساختاری، تخمین پارامترهای سیستم معادلات مربوطه با استعانت از روش‌های مناسب آماری و سپس آزمون فرضیهات؛
- شبیه‌سازی مدل با عنایت به تأثیر سیاست‌های اقتصادی و همچنین شوک‌های برون‌زا همانند نوسانات قیمت نفت بر کل اقتصاد. در این قسمت سعی می‌شود که اثر هر تغییر در متغیرهای سیاستی در ابتدا و در طول دوره‌های زمانی فصلی بطور کمی اندازه‌گیری شود. نتایج ضمنی فوری، میان‌مدت و بلندمدت شقوق مختلف این سیاست‌ها برحسب تأثیراتشان روی مسیر زمانی متغیرهای مهم اقتصادی همانند تولید ناخالص ملی و اجزاء آن، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ برابری ارز و برخی از متغیرهای مهم و قابل دسترس مورد محاسبه قرار می‌گیرد. در این قسمت توجه به تأثیر یک و یا چند اقدام سیاست اقتصادی بر کل روابط زنجیره‌ای حاصل در سیستم اقتصادی در دنیای واقعی اقتصاد ایران خواهد بود، زیرا مسئولین اجرایی معمولاً علاقمندند بدانند که اعمال یک سیاست

چه تأثیری بر متغیرهای کلان اقتصاد خواهد گذاشت. جهت محاسبه شدت اثر سیاست‌های اقتصادی به تجزیه و تحلیل ضرایب تکاثر کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت هر یک از سیاست‌های اقتصادی خواهیم پرداخت. محاسبه این‌گونه ضرایب و رسم مسیر زمانی آن، ابزار بسیار مناسبی را برای تجزیه و تحلیل عواقب سیاست‌های اقتصادی در جهت کنترل اقتصاد به مسئولین اقتصادی ارائه می‌دهد و لذا امکان انتخاب بهینه سیاست اقتصادی را ممکن می‌سازد.

- هدف مهم دیگر نیز عبارت است از پیش‌بینی فصلی متغیرهای درونزای سیستم. این پیش‌بینی‌ها از طریق پیش‌بینی مطلوب متغیرهای برونزا و سپس درونزای سیستم با روش‌های جدید مدل‌سازی و همچنین ضرایب تخمین‌زده شده الگو بدست خواهند آمد.

جهت دسترسی به اهداف فوق، در این تحقیق مراحل کلی زیر دنبال شده است:

- مطالعه ای دقیق از ساختار اقتصاد کلان بعد از انقلاب اسلامی جهت شناسایی چگونگی روابط متغیرهای کلان اقتصادی در بازارهای مختلف؛
- طراحی الگوی مناسب در چارچوب مدل‌های ساختاری با ارایه تصویری از بخش‌های اقتصادی در آن و با عنایت به متغیرهای قابل دسترس آن بخش؛
- ایجاد پایگاه آماری فصلی از اقتصاد ایران که در الگوی طراحی شده مورد استفاده قرار می‌گیرد؛
- تخمین ضرایب معادلات رفتاری سیستم معادلات همزمان با روش مناسب؛
- شبیه‌سازی مدل با عنایت به تأثیر سیاست‌های اقتصادی در دسترس مسئولین اجرایی؛
- ارایه گزارشات فصلی.

روش پژوهش و مراحل انجام آن از طرح موضوع آغاز شده و سپس با گردآوری اطلاعات که عمدتاً از طریق سالنامه آماری و نماگر، مجله و حساب‌های ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران بدست می‌آیند، تصریح و تخمین سیستم معادلات به روش ΛSE و با استفاده از نرم‌افزار $E\pi\lambda\epsilon\omega\sigma\delta, \Pi\chi\Gamma\epsilon\tau\sigma$ و MATLAB، آزمون فرضیات، بررسی اعتبار مدل و نتایج حاصل از آن و بالاخره تعمیم‌دهی و استفاده از نتایج حاصل جهت سیاست‌گذاری و پیش‌بینی با اتمام می‌رسد.

الگوی اقتصاد کلان‌سنجی ارائه شده به شش بخش مهم یعنی بخش تولید، بخش دولت، بخش پول و نرخ ارز، بخش قیمت‌ها و دستمزد، بخش اشتغال و بخش تراز پرداخت‌ها تقسیم می‌گردد. تعیین و تبیین هر یک از روابط الگو با توجه به مبانی نظری و در چارچوب ساختار اقتصاد ایران در پیوست‌های این گزارش که بالغ بر ۲۵۰۰ صفحه است به تفصیل آمده است. این پیوست شامل گزارشات مربوط به مصرف و سرمایه‌گذاری، واردات و صادرات، درآمد و مخارج دولت، عرضه و تقاضای پول، نرخ ارز، سطح عمومی قیمت‌ها، اشتغال، منحنی فیلیپس، ترازپرداخت‌ها و درآمد نفتی است. تهیه و تدوین این گزارشات توسط جنابان آقایان دکتر حسین قادری، ارایه گزارش مربوط به نرخ ارز و قیمت‌ها در اقتصاد ایران - دکتر اسفندیار جهانگرد و علیرضا فرهادی، گزارش مربوط به درآمدهای نفتی و اقتصاد ایران - محمود محمودزاده و حسین اصغرپور، ارایه گزارش مربوط به تراز پرداخت‌ها - پرتوی، ارایه گزارش مربوط به مصرف و سرمایه‌گذاری - و سرکاران خانم‌ها منصوره عباسی، ارایه گزارش مربوط به صادرات و واردات در اقتصاد ایران - پروانه سلاطین، ارایه گزارش مربوط به درآمدها و مخارج دولت - مرجان دامن‌کشیده، ارایه گزارش مربوط به

عرضه و تقاضای پول - آزاده محرابیان، ارایه گزارش مربوط به مدل‌های رشد و ندا فرحبخش، ارایه گزارش مربوط به بازار نیروی کار در اقتصاد ایران انجام شده است.

تعریف موضوع تحقیق توسط مرحوم دکتر حسین عظیمی مسئول وقت موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت در برنامه‌ریزی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی انجام شد و پس از آن با پیگیری‌های مصرانه دکتر حسین راغفر دیگر مسئول وقت آن موسسه آغاز گردید. بی‌شک انجام این تحقیق بدون حمایت‌های بی‌دریغ آنان ممکن نبود. لذا از آن عزیزان صمیمانه تشکر می‌نمایم و این تحقیق را با همه کاستی‌های آن به روح پاک مرحوم دکتر حسین عظیمی تقدیم می‌نمایم.

از همکاری و همراهی ناظر محترم طرح جناب آقای دکتر عباسی نژاد که نظرات اصلاحی را متذکر شدند و بر غنای این گزارش افزودند تشکر و قدردانی می‌نمایم.

از راهنمایی‌ها و مساعدت‌های جناب آقای پرهیزگار در خصوص آمارهای منتشره بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جناب آقای محمدعلی صالحی جهت جمع‌آوری داده‌های و آمارهای اقتصاد ایران، جناب آقای دکتر امینی در خصوص عرضه و تقاضای نیروی کار و دکتر حمید اشرف‌زاده در خصوص صادرات و واردات در اقتصاد ایران بی‌بهره نبودم و لذا از نقطه نظرات آنان نیز صمیمانه تشکر می‌کنم.

کار پرزحمت تایپ گزارشات بر عهده جناب آقای صمیعی و غلط‌گیری و مقابله متن گزارشات بر عهده جناب آقای مهدی لیشینی بوده است که از هر کدام کمال تشکر را دارم.

مقدمه

الگوهای اقتصادسنجی، اعم از کوچک و بزرگ، تک معادله و سیستم معادلات، نقش بسیار مهمی در آزمون فرضیات، تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی، پیش‌بینی و کنترل متغیرهای اقتصادی ایفا نموده‌اند. این الگوها از تلفیق روش‌های آمار و ریاضی، و تئوری‌ها و نظریات اقتصادی در ابعاد خرد و کلان ایجاد می‌شوند. بخش اعظم اقتصاد خرد از محاسبه و نتایج استنتاجی اصول ناظر بر نحوه گزینش عقلایی بدست می‌آید، اما اقتصاد کلان از تئوری‌ها، نظریات و تعمیم‌های تجربی گسترده و عمیق قابل آزمون آماری متغیرهای کلی و کلان بدست آمده، و بدلیل دسترس‌پذیری آمارهای متغیرهای کلان، اقتصاد کلان و اقتصادسنجی رابطه نزدیکی در قیاس با پیوند میان اقتصاد خرد و اقتصادسنجی با یکدیگر داشته‌اند.

تا قبل از دهه ۱۹۷۰، در مورد شالوده و رویکرد مدل‌سازی اقتصاد کلان‌سنجی تا حدود زیادی اتفاق نظر وجود داشت. اجماع نظر در خصوص همان رویکرد سنتی، یا دانشگاهی-درسی بود که پس از تشکیل جامعه اقتصادسنجی یا کمیسیون کولز در سال ۱۹۳۰، طی چندین دهه شکل گرفت. هدف اصلی جامعه اقتصادسنجی، ارتقاء و پیشبرد وحدت رویکردهای نظری و آماری در علم اقتصاد بود. نظریه اقتصادی، مدل مورد نظر را فراهم می‌ساخت و وظیفه متخصصین اقتصادسنجی، تخمین پارامترهای آن مدل بود. سپس آزمون فرضیات با ملاحظه و بررسی میزان معناداری آماری و علایم پارامترهای معادلات میسر می‌شد. در موارد عملی و کاربردی‌تر، فروض مکملی در مورد فرآیندهای تعدیل، اشکال تبعی و شرطی ساختن متغیرها مطرح می‌شد تا بدین ترتیب انحرافات احتمالی حاصله از الگوی نظری نیز مد نظر قرار گرفته شود).

طی دهه ۱۹۷۰، روش سنتی از سوی نظریه‌پردازان و کاربران استراتژی فوق مورد نقد جدی قرار گرفت. در آن زمان شواهد گسترده‌ای در مورد شکست رویکردهای فوق بدست آمد. شاید بتوان گفت مقاله لوکاس در سال ۱۹۷۶ مهم‌ترین مقاله در این خصوص باشد که در طول تقریباً سی سال اخیر منتشر شده است. وی در مقاله خود استفاده از مدل‌های اقتصاد کلان‌سنجی را جهت اهداف تجزیه و تحلیل سیاست‌ها مورد انتقاد جدی قرار داد. استدلال مشهور لوکاس را می‌توان به این شکل بیان کرد: رویکرد سنتی، پارامترهای ناظر بر قواعد تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی را تخمین می‌زند. اگر این کارگزاران تصمیمات خود را براساس انتظاراتشان از پیامدهای آینده متغیرهای اقتصادی شکل دهند، آنگاه پارامترهای مدل، ترکیبی از پارامترهای توابع هدف کارگزاران و متغیرهای سیاستی خواهد بود. بنابراین، پارامترهای ناظر بر قواعد تصمیم‌گیری کارگزاران، هنگام مواجهه با تغییرات حاصله در سیاست‌های دولت ثابت نخواهند ماند و لذا، استفاده از قواعد تصمیم‌گیری برای بررسی اثرات متغیرهای سیاستی گمراه‌کننده خواهد بود. با توجه به نقد روش سنتی یا سیستم معادلات همزمان در شکل ساختاری، دیدگاه‌های جدید و به تبع آن روش‌های نوینی در حوزه اقتصاد کلان‌سنجی جهت ارزیابی نظریات اقتصادی، دقت پیش‌بینی متغیرهای آن و اندازه‌گیری تأثیرگذاری سیاست‌های اقتصادی و کنترل متغیرهای اقتصادی بوجود آمد. یکی از این دیدگاه‌ها روش‌شناسی LSE^۱ است که در آن نقد لوکاس از اهمیت خاصی برخوردار است و در این مدل نیز از آن استفاده شده است. این رویکرد مدل‌سازی سری‌های زمانی اقتصادی، ابتدا در مدرسه اقتصادی لندن، LSE شکل گرفت و مطالعات تکمیلی بعدی و گسترش آن اساساً توسط هندری و دیگر اقتصادسنجی‌دانانی که ارتباط مستقیمی با آن مدرسه در مقام یک نهاد فکری نداشته‌اند، صورت گرفت. رویکرد مدل‌سازی متفاوت این نهله فکری، از آنجا شکل می‌گیرد که بزعم هندری، اقتصاد نیازمند الگوهایی است که برای فهم رفتار اقتصادی، آزمون نظریه‌های اقتصادی، پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل

سیاست‌های اقتصادی مفید باشند. دستیابی به تمام اهداف چهارگانه فوق مستلزم اکتشاف روابط تجربی پایدار میان ابعاد اقتصادی مشاهده شده و نفی و ردّ مدل‌هایی است که فاقد ویژگی‌های مطلوب باشند. اکتشاف روابط تجربی پایدار با انکشاف و آشکارسازی ساختارها مرتبط می‌باشد. هندری با پذیرش این نکته که ساختارها در اقتصادسنجی دارای معنای واحدی نیستند، این واژه را بعنوان مجموعه‌ای از ویژگی‌های اساسی و دائمی‌ساز و کار اقتصادی تعریف می‌کند. شرایط لازم و نه کافی برای آنکه مجموعه‌ای از پارامترها، مشخص کننده یک ساختار باشد، آن است که این پارامترها نسبت به گسترش یا بسط دوره نمونه‌گیری، مجموعه اطلاعات و تغییر نظام‌های مورد بحث ثابت باشند.

اساس رویکرد روش‌شناسی مدرسه اقتصاد لندن در پذیرش این نکته نهفته است که اطلاعات بالقوه مفید، برای تجزیه و تحلیل هر مسئله اقتصادی ممکن است از منابع متعددی بدست آیند. این منابع ممکن است نظریه اقتصادی، نمونه موجود برای مشاهدات انجام شده در مورد متغیرهای بالقوه مهم، اطلاع از تاریخ اقتصادی دوره مورد مطالعه، اطلاع از نحوه تعریف و اندازه‌گیری داده‌های مشاهده شده و نحوه رابطه آن‌ها با متغیرهای نظریه مورد بحث باشند. بنابراین در تدوین و توسعه الگوهای اقتصادسنجی، نکته مهم آن است که اطلاعات بدست آمده از تمامی این منابع حتی الامکان مورد استفاده قرار گیرند.

در این روش، تأکید اصلی بر مدل‌های اقتصادسنجی پویا است و نوعی مدل‌های تک معادله‌ای برای سری‌های زمانی مورد بحث در نظر گرفته می‌شود که از بسیاری جهات متفاوت از سایر روش‌شناسی‌های مطرح شده است. این روش مدعی است که نظریه، عمدتاً در قبال ویژگی‌های بلندمدت یا ایستا پاسخ‌گو است. بنابراین قانون اصلی معطوف الگوهایی است که در آن‌ها از آزمون آماری برای انتخاب مدل‌های تصحیح خطای پویا به گونه‌ای سازگار با ویژگی‌های عام نظری و بلندمدت استفاده شده است. طرفداران روش شناسی LSE در جستجوی مدل‌هایی هستند که در مقابله با مداخلات مختلف پایدار باشند، و بدین ترتیب نقد لوکاس را نیز به لحاظ اصولی پذیرفته، و نقش آزمون آماری و روش‌های استاندارد مقایسه‌ای برای سنجش تصریحات رقیب الگوها را مورد تأکید قرار می‌دهند.

بنابر نکات مطروحه در فوق مدل کلان سنجی اقتصاد ایران را در هفت فصل تهیه و تنظیم نموده‌ایم.

در **فصل اول** نگرشی کلی بر الگوهای اقتصاد کلان سنجی خواهیم داشت و پس از بیان و توضیح و تفسیر نقد لوکاس در سال ۱۹۷۶، به روش‌های الگوسازی اقتصاد کلان سنجی از دهه ۱۹۸۰ میلادی به بعد خواهیم پرداخت که در آنها سعی شده است از نقد لوکاس مبرا باشند.

فصل دوم به ارایه الگوی اقتصاد کلان سنجی ایران می‌پردازد، که در آن رفتار متغیرهای اقتصادی و نحوه تعامل و ارتباط آن‌ها در یک مجموعه واحد، و مطالعه فرآیند آثار وارد شده بر هر یک از متغیرهای اصلی اقتصادی امکان‌پذیر می‌شود. این الگو به شش بخش مهم یعنی بخش تولید، بخش دولت، بخش پول و نرخ ارز، بخش قیمت‌ها و دستمزد، بخش اشتغال و بخش تراز پرداخت‌ها تقسیم می‌گردد.

در **فصل سوم** نیز از آن‌جا که هدف ما طراحی مدل اقتصاد کلان سنجی فصلی است، لذا نیاز به داده‌های فصلی جهت برآورد پارامترهای مدل اقتصادی اجتناب ناپذیر خواهد بود. در این فصل توضیح داده خواهد شد که در مدل اقتصاد کلان سنجی فصلی ایران حداقل با دو مشکل اساسی مواجه می‌شویم. یکی از مشکلات، فصلی بودن داده‌ها و یا به تعبیری وجود نوسانات فصلی در داده‌های اقتصادی است، و دیگری عدم دسترسی به مشاهدات مربوط به متغیرهای فصلی موجود در معادلات مورد بررسی می‌باشد. در این فصل هر یک از موارد فوق را مورد بررسی قرار می‌دهیم و روشی‌های مناسب را جهت فصلی نمودن داده‌های اقتصادی ارائه خواهیم نمود.

در **فصل چهارم**، مؤلفه‌های اصلی روش‌شناسی LSE را مطرح ساخته و بر اهمیت ارزیابی و مقایسه الگوهای بدیل در یک چارچوب همگن و سازگار به لحاظ اقتصادی و آماری تأکید خواهیم نمود. بدین ترتیب اطمینان حاصل

خواهیم کرد که مدل سازی اقتصاد کلان سنجی در این مکتب خصلت یگانه داشته و فقط آن دسته از الگوهایی را انتخاب خواهیم نمود که عملاً بررسی ما را بهبود بخشند. در آن فصل، بعنوان مثال یکی از روابط اقتصادی معرفی شده در مدل کلان سنجی فصل دوم یعنی رابطه میان دستمزدها، قیمت ها و بیکاری (معادله ۹۰) در ایران طی سال های ۱۳۸۳-۱۳۶۸ را مورد بررسی قرار داده و پارامترهای این الگو را با استفاده از رویکرد فوق برآورد می نماییم تا زمینه را جهت برآورد کلیه معادلات رفتاری مدل آماده سازیم. در این فصل کلیه معادلات رفتاری به روش فوق برآورد می شوند.

فصل پنجم اعتبار سیستم معادلات اقتصاد ایران که در فصل دوم معرفی و در فصل چهارم برآورد شده است را مورد ارزیابی قرار می دهد. زیرا قبل از آن که در مطالعات کاربردی بتوان ادعا نمود یک مدل برآورد شده، جهت مقاصد پیش بینی، سیاست گذاری و کنترل آماده استفاده است یا خیر، می بایست آن مدل را در معرض شبیه سازی قرار داده و سپس اعتبار آن را بررسی نمود. به بیانی دیگر، بررسی اعتبار مدل نشان می دهد یک مدل، چقدر و تا چه اندازه جهت استفاده در مقاصد فوق الذکر قابل اعتماد و مناسب است. شبیه سازی ای را که در فصل پنجم مورد بررسی قرار می دهیم می تواند برازش متغیرهای درون را با عملکرد واقعی اقتصاد مورد مقایسه قرار دهد.

چنانچه اعتبار مدل مورد تأیید قرار گرفت، در **فصل ششم** ضرایب تکاثر اجرای سیاست های مختلف را می توان به کمک شبیه سازی پویای مدل اقتصادی برآورد شده در فصل چهارم بدست آورد. هر چند ارزیابی موارد زیادی از سیاست ها و نهایتاً محاسبه ضرایب تکاثری آن ها امکان پذیر است، اما در این فصل بنابر ضرورت، و همچنین نیازهای کنونی اقتصاد کلان کشور سه سیاست اقتصادی را مورد ارزیابی قرار داده و ضرایب تکاثری آن ها را محاسبه خواهیم نمود. این سیاست ها عبارتند از؛ افزایش قیمت سوخت های معدنی و فرآورده های آن، کاهش نرخ سود سپرده های سرمایه گذاری مدت دار و نرخ سود مورد انتظار تسهیلات و نهایتاً افزایش قیمت جهانی نفت خام. کلیه شبیه سازی های انجام شده بصورت پویا بوده و برای ۴۴ فصل از سال ۱۳۷۲ آغاز می شود و تا سال ۱۳۸۲ ادامه خواهد داشت. نتایج شبیه سازها نرمال شده و تفاوت های میان شبیه سازی های کنترلی و اخلاقی بر حسب تغییر در متغیرهای مربوطه تعدیل شده اند. در اینجا تغییر در متغیرهای سیاستی و برون را صرفاً به صورت تفاوت میان دو سری شبیه سازی شده بیان و فهرست بندی شده و نهایتاً درصد تغییرات که از ابزارهایی توصیفی مناسب برای نشان دادن عکس العمل برآورد شده یک اقتصاد به تغییرات حاصله معین در متغیرهای سیاستی و برون زاست محاسبه خواهد شد.

نهایتاً در **فصل هفتم** موضوع پیش بینی در علم اقتصاد به کمک مدل های کلان سنجی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت. در این فصل سعی شده است ابعاد و جنبه های مهم استفاده از مدل کلان سنجی جهت مقاصد پیش بینی مورد بررسی قرار گیرد و ابزارها و تکنیک های مناسب معرفی گردند.

فصل اول

الگوهای اقتصاد کلان‌سنجی، نقد لوکاس و تحولات بعد از آن

در نظریه‌های اولیه اقتصاد کلان، یعنی حتی پیش از آنکه اصطلاح اقتصاد کلان تداول یابد، بدون تردید نتیجه‌گیری‌های قابل قبول و معقول، از اصول اولیه استخراج می‌شدند، و مقاومت در برابر وسوسه و انگیزه بررسی و آزمون این اصول، در پرتو داده‌های تجربی امکان ناپذیر بود. دیوید هیوم (Hume David) و دیوید ریکاردو (David Ricardo) روایت‌های مختلفی از نظریه کم‌گای ارائه نموده و پس از آن، در مدت زمان کوتاهی، توماس توک (Thomas Tooke) و ویلیام نیومارچ (William Newmarch) اثر خود یعنی "تاریخچه قیمت‌ها، 1875 – 1838" را در یک مجموعه شش جلدی از داده‌ها منتشر نمودند. هدف از بکارگیری نظریه کمی و ارایه داده‌های اقتصادی، چیزی جز آزمون و در نهایت بررسی و ابطال نظریه مقداری پول نبود. در این حوزه از تحقیقات علمی، ویلیام استانلی جونز (William Stanley Jevons) را، در راستای مطالعات تجربی وی در مورد استاندارد طلا و چرخه‌های تجاری می‌توان به‌عنوان اولین اقتصادسنجی‌دان مدرن تلقی نمود.^۱

در آغاز قرن بیستم، انجام مطالعات آماری مفصل به همراه پژوهش‌های ایرونیگ فیشر در مورد نرخ‌های بهره (Fisher, ۱۹۳۰)، و بار دیگر نظریه مقداری پول (Fisher, ۱۹۳۱)، و نیز مطالعات هانری مور (Henry Moore) در مورد چرخه‌های تجاری، نشانه‌هایی از پیوندهای نزدیک موجود میان اقتصاد کلان و پژوهش‌های آماری است.

در اوایل دوران زایش اقتصاد کلان، راگنار فریش (Ragnar Frisch) به بررسی و پژوهش درباره رشته دیگری از اقتصادسنجی پرداخت. فریش مقادیر معقول و قابل قبولی برای پارامترهای یک الگوی نظری ساده در مورد چرخه‌های تجاری تعیین کرد، تا بدین ترتیب بتواند رفتار شبیه‌سازی شده مدل مطمح نظر را بررسی کرده و آن رفتار را با مقادیر واقعی متغیرهای مدل مقایسه نماید.

^۱ مراجعه شود به

علی‌رغم مشاهده پیوندهای نزدیک میان اقتصاد کلان و اقتصادسنجی، دانش اقتصادسنجی مراحل تکامل خود را نیز مستقلاً می‌پیمود. در این راستا مری مورگان (Morgan, ۱۹۹۰) دو رشته جداگانه و مجزا از تفکر اقتصادسنجی را مشخص نموده است. بزعم وی، از یک سوی روش‌های آماری برای شرح و توصیف چرخه‌های تجاری بکار گرفته می‌شد. استفاده از این روش‌ها عمدتاً مبتنی بر رویکردی غیر نظری است و هدف از آن آموختن نکات و واقعیاتی در مورد چرخه‌های تجاری بود. از سوی دیگر، روش‌های آماری برای تخمین منحنی‌های تقاضا مورد استفاده قرار می‌گرفت. نظریه منحنی تقاضای دارای شیب نزولی امری مفروض و معین تلقی شده و هدف علم آمار، فقط اندازه‌گیری کشش‌های تقاضا محسوب می‌گردید.

در سال ۱۹۳۶، اقتصاد کلان با انتشار کتاب "نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول" توسط کینز دستخوش تغییر و تحول و دگرگونی اساسی شد. تفاسیر اولیه‌ای که در مورد اقتصاد کلان کینزی در مدل‌های جان هیکس (Hicks, ۱۹۳۷) و فرانکو مودیگلیانی (Modigliani, ۱۹۴۴) بعمل آمد، چارچوب‌های لازم را برای تدوین و ترفیع اقتصادسنجی فراهم آورد.

نزدیکی و تلاقی اقتصادسنجی و اقتصاد کلان را به بارزترین شکل می‌توان در مطالعات و مکتوبات لورنس کلاین (Klein, ۱۹۴۷) یافت. کتاب وی در سال ۱۹۴۷ تحت عنوان "انقلاب کینزی" تفسیری صوری و ریاضی از مندرجات کتاب "نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول" ارائه نمود و به پیشگام‌ترین توسعه دهنده و سازنده الگوهای اقتصادسنجی کلان-مقیاس تبدیل گردید. در این خصوص می‌توان به مدل کلان‌سنجی FRB- PENN- SSRC اشاره کرد که توسط فدرال رزرو ایالات متحده آمریکا برای تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی بکار گرفته می‌شد. در آن زمان مدل‌هایی از قبیل مدل کلاین بنابر دلایل متعددی اهمیت قلیل ملاحظه‌ای داشتند. همان‌گونه که در صورتبندی‌های نظری هیکس و مودیگلیانی نیز مشهود بود، نظام کینزی علی‌رغم توسل به مقادیر کلی، اساساً و ذاتاً یک نظام مبتنی بر تعادل عمومی بود. در این مدل، مصرف، سرمایه‌گذاری و تقاضای پول به درآمد ملی و نرخ‌های بهره وابسته بودند، و نرخ‌های بهره و درآمد به نوبه خود بر مصرف، سرمایه‌گذاری و تقاضای پول اتکا داشتند. این‌گونه روابط در قالب مدل‌های اقتصاد کلان‌سنجی، به‌عنوان دستگاهی از معادلات بهم پیوسته، اغلب موارد به‌عنوان خویشاوندان مدل‌های والراسی تعادل عمومی تلقی می‌شدند که پس از گذشت بیست و پنج سال و از اواسط دهه ۱۹۳۰ علاقه و توجه به آن‌ها افزایش می‌یافت.

هرگاه یک مدل کینزی به زبان آماری یا ریاضی صورت‌بندی می‌شد، ظاهراً در سطح کلان و کلی ویژگی‌های ساختاری معادلات موجود در اقتصاد خرد را تکرار می‌کرد، و در این معادلات، چرخه‌های تجاری با روش‌های اقتصادسنجی برای اندازه‌گیری تقاضا پیوند می‌یافت. برنامه کمیسیون کولز^۱ در اقتصادسنجی هدف خود را ترکیب این دو صورت فکری در دوران اولیه رشد اقتصادسنجی قرار داد. در این پیوند مبارک، همانند هر روند ترکیبی، مسایل جدیدی پدیدار شد. مهم‌ترین این مسائل عبارت بودند از مسئله تورش^۲ معادلات همزمان،^۳ و تشخیص^۳ توجه به بررسی مشکل تورش^۲ سیستم معادلات همزمان، به توسعه تخمین‌زن‌های نوینی برای دستگاه معادلات

^۱Cowles Commission

^۲مراجعه شود به

Haaveimo, Trgve. (۱۹۴۳). "The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations." *Econometrica* ۱۱, ۱-۱۲.

^۳مراجعه شود به

Koopmans, Tarjalling. (۱۹۴۹). "Identification Problems in Economic Model Construction." *Econometrica* ۱۷, ۱۲۵-۱۴۴.

همزمان انجامید. در حالی که طرح مسئله تشخیص، به طرح و تدوین، و بسط نظریه‌ای منتج شد که در آن محدودیت‌ها یا قیود پیشین^۱ معینی را مطرح و مورد تأیید قرار داده و کمیسیون کولز آن‌ها را راه‌حل این معضل می‌دانست.

جستجو برای یافتن قیود یا محدودیت‌های پیشین و دستیابی به روابط بنیادین و ساختاری در اقتصاد کلان، انگیزه تنظیم برنامه شالوده‌های اقتصاد خرد برای اقتصاد کلان را فراهم ساخت. کینز پیشتر دلایل غیر صوری و ساده‌ای را بر مبنای مفاهیم اقتصاد خرد برای مصرف، سرمایه‌گذاری و رفتار ذخیره سرمایه در کتاب خود تحت عنوان "نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول" ارائه کرده بود. کلاین در سال ۱۹۴۷ اولین تلاش را برای استخراج مؤلفه‌های اصلی مدل کینزی از اصول اولیه معین به عمل آورد. مطالعات بعدی در راستای استخراج چنین نتایجی شامل پژوهش‌های بامول (Baumol, ۱۹۵۲) و توبین (Tobin, ۱۹۵۶) در خصوص توابع تقاضای پول، مادیگلیانی و برومبرگ (Modigliani et al, ۱۹۵۴) و فریدمن (Friedman, ۱۹۵۷) در مورد توابع مصرف، بررسی‌های لیپسی (Lipsey, ۱۹۶۰) درباره منحنی فیلیپس بعنوان یکی از مؤلفه‌های مدل کینزی پس از جنگ جهانی دوم که عملاً در کتاب "نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول" مشاهده نشده بود، پژوهش‌های یورگنسون (Jorgenson, ۱۹۶۳) درباره تابع سرمایه‌گذاری و همین طور الی آخر است.

هر یک از این مطالعات را می‌توان به مثابه تلاشی برای فراهم ساختن شالوده‌های اقتصاد خرد برای یک بخش از مدل کینزی در نظر گرفت، و باید اذعان داشت که هر کدام از آن‌ها به لحاظ نظری و تجربی تا حد معینی با موفقیت همراه بودند. مع‌هذا میزان موفقیت تجربی آن‌ها به کمال خود نرسید، و عموماً، برای تأمین خلوص نظری الگوها و نیز سازگاری آن‌ها با واقعیات، از توزیع‌های وقفه‌دار خاص برای بهبود میزان برازش تجربی و قدرت پیش‌بینی این مدل‌ها استفاده می‌شد.

مضافاً، رویکرد پژوهش مبتنی بر بررسی تک‌تک معادلات، هر یک از جوانب یا ویژگی‌های مدل کینزی را به‌عنوان یک مسئله جداگانه در نظر می‌گرفت و مطابق با محدودیت‌های ساختاری، تعادل عمومی برقرار شده در سطح خرد اقتصادی را در خود جای نمی‌داد. در اوایل سال ۱۹۳۶، لئونتیف (Leontief, ۱۹۳۶) نظام کینزی را به خاطر ناسازگاری فرض آن با بهینه‌سازی رفتار فردی در حالت تعادل عمومی مورد انتقاد قرار داد. در این راستا پاتنکین (Patinkin, ۱۹۵۶) احتمالاً اولین کسی است که تلاشی دقیق برای تبدیل الگوی کینزی به چارچوب نظریه تعادل عمومی را بعمل آورد.

گسست فکری نهایی و قطعی با رویکرد تدریجی به شالوده‌های خرد در مقاله کلور (Clower, ۱۹۶۵) تحت عنوان "ضد انقلاب کینزی" صورت گرفت. کلور چنین استدلال نمود که تبیین شالوده‌های خرد، بدون توسل به رویکرد مبتنی بر تعادل عمومی رضایت بخش نبوده، ضمن آن که اگر چنین رویکردی دارای ویژگی‌های الگوی کینزی باشد، فرض تعدیل یکنواخت و هموار قیمت‌ها باید کنار گذاشته شود. پس از کلور، اقتصاد کلان دو مسیر جداگانه را دنبال کرد:

- رها ساختن ویژگی‌های الگوی کینزی و بکارگیری نتایج برآمده از الگوی والراس که اساساً همان همان رویکرد کلاسیک نوین است،
- تلاش برای فراهم ساختن شالوده‌های خرد برای تبیین عوامل بازدارنده و مانع تعدیل یکنواخت قیمت‌ها، که توجیه کننده ویژگی‌های الگوی کینزی بود و بعدها به رویکرد کینزین نوین تبدیل شد.

^۱ A Priori Information

تبعات و نتایج نظریه تعادل عمومی برای مدل‌های اقتصادسنجی ابتدا در بستر تخمین دستگاه‌های معادلات تقاضا احساس شد. در اینجا بر این نکته وقوف حاصل گردید که قانون والراس محدودیت‌ها یا قیود بین معادلاتی برقرار می‌کند، که هم چالش و معضل برای تخمین زن‌ها و هم آزمون و بررسی دقیق برای تصریح مدل‌ها محسوب می‌شود.

با عنایت به تحولات اشاره شده تا قبل از دهه ۱۹۷۰، در مورد شالوده و رویکرد مدل‌سازی اقتصادی، بخصوص مدل‌های کلان‌سنجی تا حدود زیادی اتفاق نظر وجود داشت. اجماع نظر در خصوص همان رویکرد سنتی، یا دانشگاهی—درسی بود که پس از تشکیل جامعه اقتصادسنجی یا کمیسیون کولز در سال ۱۹۳۰، طی چندین دهه شکل گرفت. هدف اصلی جامعه اقتصادسنجی ارتقاء و پیشبرد وحدت رویکردهای نظری و آماری در علم اقتصاد بود (Frisch, ۱۹۳۳). نظریه اقتصادی، مدل مورد نظر را فراهم می‌ساخت و وظیفه متخصصین اقتصادسنجی، تخمین پارامترهای آن مدل بود. سپس آزمون فرضیات با ملاحظه و بررسی میزان معناداری آماری و علایم پارامترهای معادلات میسر می‌شد. در موارد عملی و کاربردی‌تر، فروض مکملی در مورد فرآیندهای تعدیل، اشکال تبعی و شرطی ساختن متغیرها مطرح می‌شد تا بدین ترتیب انحرافات احتمالی حاصله از الگوی نظری نیز مد نظر قرار گرفته شود (Pesaran et al, ۱۹۹۵).

طی دهه ۱۹۷۰، روش سنتی از سوی نظریه‌پردازان و کاربران استراتژی فوق مورد نقد جدی قرار گرفت. در آن زمان شواهد گسترده‌ای در مورد شکست رویکردهای فوق در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی بدست آمد. هنگام مواجهه با شوک‌های بزرگ وارد بر طرف عرضه که اقتصاد جهانی را به شدت تکان داد، روابط اقتصادی کاملاً تثبیت شده از قبیل منحنی فیلیپس در هم شکست و به این ترتیب مدل‌های ساده سری زمانی یک متغیره، از رویکرد پیشین عملکرد بهتری به لحاظ دقت پیش‌بینی ارائه می‌نمود.

مدل‌های اقتصاد کلان‌سنجی رایج و متداول در پیش‌بینی‌های تجاری-بازرگانی و یا تجزیه و تحلیل سیاست‌های دولتی از سال ۱۹۷۰ به این سو در واقع نوعی سازش یا ترکیب ناپایدار میان انگیزه استفاده عمیق از شالوده‌های خرد و ضرورت‌های واقعیات تجربی محسوب می‌شدند. این مدل‌ها هنگام مواجهه با تورم، بیکاری و شوک‌های قیمتی کالاها و نفت در اواخر دهه ۱۹۶۰ و اواسط دهه ۱۹۷۰، نمی‌توانستند خود را به‌عنوان الگوهای مقبول جلوه‌گر سازند. عکس‌العمل اولیه به شکست و ناتوانی مدل‌های بزرگ اقتصاد کلان‌سنجی، عبارت بود از تئوری فریدمن (Friedman, ۱۹۶۸)، و فلیس (Phelps, ۱۹۶۷)، در خصوص ادغام منحنی فیلیپس همراه با انتظارات، تا امکان بهبود الگوسازی فرآیندهای تورمی فراهم شود. این روش یکی از مکانیزم‌های حل مشکل عملکرد روش قدیمی شالوده‌های خرد بر اساس بررسی تک‌تک معادلات بود.

لوکاس و راپینگ (Lucas et al, ۱۹۶۹) مسیر دیگری را در پیش گرفتند. آن‌ها بجای بررسی رابطه میان بیکاری و تورم، تلاش نمودند تا بازار نیروی کار را به‌عنوان بخش جدایی‌ناپذیر نظام تعادل عمومی، در الگوی خود قرار دهند. بدین ترتیب منحنی فیلیپس را همراه با انتظارات در مدل خود جای داده و همانند فریدمن به الگوسازی بر اساس انتظارات تطابقی، که در آن برون‌یابی بر اساس نرخ‌های گذشته و قبلی تورم صورت می‌گرفت، پرداختند. اقتصاد کلان کلاسیک نوین، که در چارچوب شالوده‌های خرد مبتنی بر تعادل عمومی توسط لوکاس و راپینگ مطرح شده بود هنگامی با رشد قابل ملاحظه مواجه شد که لوکاس فرضیه انتظارات عقلایی (Muth, ۱۹۶۱) ماتس

را جایگزین انتظارات تطبیقی کاگان (Cagan, ۱۹۵۶) نمود.^۱ ماتس چنین استدلال کرد که انتظارات بدست آمده از برون‌یابی غیرعقلایی و نامعقول است. زیرا این مکانیزم کارگزاران و عوامل اقتصادی را بر آن می‌دارد تا خطاهای سیستماتیک و نظام‌مند را همیشه به‌همراه داشته، و در نتیجه تصحیح‌پذیری را هنگام شکل بخشیدن به انتظاراتشان برای همیشه مرتکب شوند. در عوض، ماتس پیشنهاد نمود که رفتار انسان‌ها باید چنان الگوسازی شود که انتظاراتشان درست همان چیزی باشد که مدل مورد نظر پیش‌بینی می‌کند. بنابراین انتظارات باید با الگوی مورد بحث سازگاری داشته، و تا رسیدن به یک خطای سریال ناهمبسته دیگر، دقیق باشند. به تعبیری خطاهای سیستماتیک و نظام‌مند در شکل‌گیری انتظارات وجود نداشته باشد. از دیدگاه اقتصاد کلان کلاسیک نوین، نکته مهم در خصوص فرضیه ماتس آن بود که در اینجا الگوسازی برای انتظارات به‌عنوان بخشی از برنامه شالوده‌های خرد مبتنی بر تعادل عمومی صورت می‌گرفت. دو جنبه یا ویژگی مهم اقتصاد کلان کلاسیک نوین عبارت است از:

- اولاً، لوکاس (Lucas, ۱۹۷۲a) مسیر تجزیه و تحلیل سیاست‌ها را از اعمال یک سیاست واحد، به قواعد ناظر بر سیاست‌ها معطوف نمود. زیرا هرگونه سیاستی، صرف‌نظر از آنکه تعمداً مبتنی بر یک قاعده خاص بوده باشد یا خیر، ممکن است به یک مؤلفه سیستماتیک و یک مؤلفه تصادفی تقسیم شود. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، انتظارات مبتنی بر مؤلفه سیستماتیک بوده و مؤلفه تصادفی فقط یک اخلال است. وجود این اخلال ممکن است کارایی نظام اقتصادی را کاهش دهد و استفاده از آن برای مقاصد سیاست‌گذاری مناسب نباشد، زیرا این اخلال غیر سیستماتیک است. لذا تنها مؤلفه سیستماتیک را می‌توان در تصمیمات بهینه‌سازی عوامل یا کارگزاران اقتصادی مورد توجه قرار داد. سیاست‌گذاران نمی‌توانند تعامل میان قواعد سیاستی وضع شده و رفتار کارگزاران یا عوامل عقلایی را نادیده انگارند و در نتیجه هنگام طراحی سیاست‌هایشان باید چنین تعاملی را مدنظر قرار دهند.
- ثانیاً، لوکاس (Lucas, ۱۹۷۲b) از اهمیت تفسیر ساختاری در مدل‌های اقتصادسنجی تخمین زده شده کاست. لوکاس علی‌رغم تلاش برای فراهم آوردن شالوده‌های خرد مبتنی بر بررسی تک‌تک معادلات، خاطر نشان ساخت که خود انتظارات عقلایی، به تنهایی برای وادار ساختن اقتصادسنجی‌دانان جهت توجه بر تعامل میان معادلات در حالت تعادل عمومی کفایت می‌کند. برای مثال ملاحظه می‌شود که اقتصاددانان کینزی منحنی فیلیپس را به‌عنوان یک رابطه ساختاری در نظر می‌گرفتند، اما لوکاس نشان داد که ضرایب تورم وقفه‌دار، بستگی به نوع و ماهیت قاعده سیاستی حاکم در جامعه دارد. پس هرگاه این قاعده دستخوش دگرگونی شود، ضرایب فوق‌الذکر نیز باید تغییر کنند. این نکته همان چیزی است که بعدها به نقد لوکاس^۲ معروف شد، و بیان کلاسیک و عام‌تر آن را می‌توان در مقاله لوکاس در سال ۱۹۷۶ تحت عنوان "ارزیابی سیاست‌ها از دیدگاه اقتصادسنجی: و نقد آن" یافت (Lucas, ۱۹۷۶).

وی در مقاله خود استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی را جهت اهداف تجزیه و تحلیل سیاست‌ها مورد انتقاد جدی قرار داد. استدلال مشهور لوکاس را می‌توان به این شکل بیان کرد: رویکرد سنتی، پارامترهای ناظر بر قواعد تصمیم‌گیری

^۱ مراجعه شود به

Lucas, Robert E., Jr. (۱۹۷۲a). "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis." Reprinted in *Studies in Business Cycle Theory*. Oxford: Blackwell, ۱۹۸۱.

^۲ Lucas Critique

کارگزاران اقتصادی را تخمین می‌زنند. اگر این کارگزاران تصمیمات خود را براساس انتظاراتشان از پیامدهای آینده متغیرهای اقتصادی شکل دهند، آنگاه پارامترهای مدل، ترکیبی از پارامترهای توابع هدف کارگزاران و متغیرهای سیاستی خواهند بود. بنابراین، پارامترهای ناظر بر قواعد تصمیم‌گیری کارگزاران، هنگام مواجهه با تغییرات حاصله در سیاست‌های دولت ثابت نخواهند ماند و لذا، استفاده از قواعد تصمیم‌گیری برای بررسی اثرات متغیرهای سیاستی گمراه‌کننده خواهد بود.

شاید بتوان گفت که مقاله لوکاس در سال ۱۹۷۶ مهم‌ترین مقاله منتشره در اقتصاد کلان در طول تقریباً سی سال اخیر باشد و بیشترین ارجاعات نیز بدان شده، و بی شک نقش کلیدی در سازماندهی مطالب اقتصاد کلان‌سنجی را پس از آن ایفا نموده است.

با توجه به نقد روش سنتی یا سیستم معادلات همزمان در شکل ساختاری^۱ یا تقلیل‌یافته^۲ دیدگاه‌های جدید و به تبع آن روش‌های نوینی در حوزه اقتصاد کلان‌سنجی جهت ارزیابی نظریات اقتصادی، دقت پیش‌بینی متغیرهای آن و اندازه‌گیری تأثیرگذاری سیاست‌های اقتصادی و کنترل متغیرهای اقتصادی بوجود آمد.

لارس پیتر هانسن و سارجنت (Hansen et al, ۱۹۸۰) و توماس سارجنت (Sargent, ۱۹۸۱) را می‌توان از مدافعین اولیه برنامه‌ای تلقی کرد که می‌کوشد در عمل مدل‌های اقتصاد کلان‌سنجی را از نقد لوکاس مصون دارد. آنها با توسعه و تدوین تمام عیار پی‌آمدها و نتایج شالوده‌های خرد کلاسیک جدید و اعمال نوآوری‌هایی در فنون اقتصادسنجی به بررسی رفتار قیود یا محدودیت‌های غیرخطی در معادلات مختلف یک دستگاه معادلات همزمان خاص می‌پردازند.

در این راستا پاسخ‌های متفاوتی نیز به نقد لوکاس در بستر تعمیم سنت قدیمی و غیرنظری اقتصادسنجی سری‌های زمانی و بکارگیری آن در بررسی چرخه‌های تجاری ارائه شد. کریستوفر سیمز (Sims, ۱۹۸۰) در مقاله خود تحت عنوان "اقتصاد کلان و واقعیت" چنین استدلال نمود که برنامه کمیسیون کولز هنگامی با شکست مواجه می‌شود که به بررسی مدل‌های بزرگ اقتصاد کلان‌سنجی بپردازد. مطابق نظر وی، اقتصادسنجی‌دانان محدودیت‌های بسیار زیادی را در مدل‌ها وارد می‌سازند که نادرست یا فاقد اعتبار هستند. به این معنا که این محدودیت‌ها برآمده از یک نظریه مستحکم اقتصادی یا دانش واقعی و نهادین نیستند، بلکه صرفاً از ضرورت بکارگیری قیود کافی برای تضمین تشخیص مدل از سوی اقتصادسنجی‌دانان ناشی می‌شوند. سیمز در آن مقاله ادعا می‌نماید که اقتصاد کلان‌سنجی رسالت ناممکن خود را برای پیدا کردن تشخیص مدل‌های ساختاری کنار گذاشته و در عوض فقط به این پرسش پاسخ می‌دهد که بدون برقرار بودن محدودیت‌های فوق‌الذکر، چه نکاتی را می‌توان از داده‌های اقتصاد کلان آموخت. لذا سیمز از بکارگیری مدل‌های خودرگرسیون برداری، VAR^۳، یعنی دستگاهی از معادلات شکل خلاصه شده با توابع عکس‌العمل تکانه یا ضربه دفاع می‌کند، که بزعم وی می‌تواند ویژگی داده‌ها را بر اساس سری‌های زمانی به نمایش گذاشته و در عین حال، از اتکاء بر محدودیت‌های نامعقول مشخص ساختن متغیرها که ویژگی الگوهای سیستم معادلات همزمان ساختاری کمیسیون کولز است خودداری نماید. ظاهراً سیمز برای پاسخ‌گویی به نقد لوکاس ابتدا آن را نادیده گرفته است، ولی در واقع پاسخ او در سال‌های ۱۹۸۲ و ۱۹۸۶ خاطر نشان کرد که نقد لوکاس اصولاً درست

^۱ Structural Form

^۲ Reduced Form

^۳ Vector Auto Regressive

و معتبر است ولی وقوع تغییرات واقعی و مطلوب در نظام مورد بررسی به ندرت حادث می‌شوند.^۱ این بدان علت است که کارگزاران یا عوامل اقتصادی که دارای انتظارات عقلایی باشند، قادر به فهم گزینه‌هایی هستند که رویاروی سیاست‌گذاران قرار داشته و در نتیجه توزیع‌های احتمالی در طول طیف وضعیت‌های محتمل یا ممکن سیاستی تشکیل می‌دهند.

بدین ترتیب، آنچه علی‌الظاهر تغییرات مختلف در نظام اقتصادی است در واقع عبارت است از برداشت‌های معین و خاصی از توزیع‌های احتمالات که پیشاپیش در قالب مسائل بهینه‌سازی پیش‌روی کارگزاران منفرد اقتصادی قرار گرفته‌اند. هر تغییر واقعی در نظام مورد نظر ممکن است برابر تغییر در کل توزیع باشد. اما وقوع چنین تغییرات نه فقط نادر است، بلکه طیف توزیع‌های احتمالی نیز خود ممکن است تحت عملکرد توزیعی از مرتبه بالاتر قرار داشته باشد.

برنامه سیمز برای ارایه مدل خودرگرسیون برداری از سوی کولی و له روی (Cooley et al, ۱۹۸۵) و لیمر (Learner, ۱۹۸۵) مورد انتقاد قرار گرفت. آن‌ها خاطر نشان ساختند که بدون طرح مفروضات ساختاری ضمنی، هیچ‌گونه روابط واحد و منحصر به فرد با تفسیری از رفتار توابع عکس‌العمل تکانه یا ضربه ممکن نخواهد بود. لذا در سال ۱۹۸۶ سیمز عملاً این نکته را می‌پذیرد و به بررسی آن دسته از مدل‌های VAR می‌پردازد که در آن‌ها فروض ضعیف مربوط به مشخص‌سازی مدل‌ها وجود دارد. این فروض معمولاً تصریحات آن دسته از همبستگی‌هایی است که قابل قبول و همزمان می‌باشند، و ساختار مناسب و کافی را برای توجیه ارایه تفاسیر معقول از مدل‌های VAR را فراهم می‌سازند. این الگوها به الگوهای VAR ساختاری^۲ منتسب می‌باشند.

از طرفی دیگر رویکرد مدل‌سازی که در آن، تأکید بر نظریه‌های اقتصادی است نه صرف ارزیابی بیش از اندازه آن با تکنیک‌های آماری، با مطالعات کیدلند و پرسکات، آغاز می‌شود (Kydland et al, ۱۹۹۵). آن‌ها از پیشگامان تجزیه و تحلیل چرخه‌های واقعی تجاری و اندازه‌گیری و تعیین و تحمیل دامنه مناسب^۳ پارامترهای مدل می‌باشند. کیدلند و پرسکات ریشه‌های این روش‌شناسی را در مطالعات اولیه فریش (Frisch, ۱۹۳۳) در سال ۱۹۳۳ جستجو می‌کنند، وسیعی دارند مزایای روش جاسازی را به‌عنوان یک روش‌شناسی اقتصادسنجی ارائه نمایند. به‌زعم آن‌ها، روش برآورد ساختاری ممکن است در سطح اقتصاد خرد قابل اجرا و مفید، و در سطح اقتصاد کلان نیز برای جمع‌بندی و بیان مختصر رفتار داده‌ها سودمند واقع شود، اما روش برآورد در سطح اقتصاد کلان نمی‌تواند به طور مستقیم پارامترهای ساختاری الگوی مورد نظر را اندازه‌گیری کند. به بیان دیگر بکارگیری برنامه کمیسیون کولز در قلمرو اقتصاد کلان خطایی بیش نخواهد بود. لذا آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که مدل‌های آرمانی از مدل‌های اقتصادی استخراج شود که شالوده‌های خرد در آن‌ها وجود داشته باشد. سپس می‌توان پارامترهای این مدل‌ها را در الگوی مورد نظر جاسازی کرد. به بیان دیگر، مقادیر این پارامترها از روش‌های اقتصادسنجی، یا واقعیات نمادین استخراج شده به شکل نه چندان دقیقی، چنان گزینش شوند که سازگاری مناسبی میان رفتار کلان داده‌های واقعی و داده‌های شبیه‌سازی شده مدل در امتداد ابعادی محدود و مورد نظر بدست آید. بدین ترتیب مدل‌های جاسازی شده برای تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی مورد استفاده قرار خواهند گرفت. از دیدگاه کیدلند و پرسکات، نقد لوکاس نیز پاسخ داده می‌شود زیرا مدل‌های

^۱ Sims, Christopher A. (۱۹۸۲). "Policy Analysis with Econometric Models." *Brookings Papers on Economic Activity* ۱۲(۱), ۱۰۷-۱۵۲. and Sims, Christopher A. (۱۹۸۶). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* ۱۰, ۲-۱۵.

^۲ Structural VAR

^۳ Calibration

مورد نظر می‌توانند تا رسیدن به حدود آرمانی، بستر و کانون تکنولوژی‌ها و سلایقی را مشخص نمایند که رفتار بهینه‌سازی افراد را مقید و محدود سازند.

نقد لوکاس در پایه و اساس خود معطوف میزان بازنمایی ساختارهای علی در مدل‌های اقتصاد کلان‌سنجی است. له روی چنین استدلال می‌کند که سردرگمی زیادی در خصوص خود مفهوم ساختار علی در اقتصاد کلان‌سنجی وجود دارد و می‌کوشد تا این مسئله را روشن‌تر سازد. روی باتفاق کولی و رایمن (Cooley et al, ۱۹۸۴) در استدلالی مرتبط با مطالعات قبلی و نیز تفسیر سیمز در مورد نقد لوکاس که در بالا بدان اشاره شد، چنین اظهار می‌دارند که بخش اعظم فرمول‌بندی‌های مطروحه در مورد نقد لوکاس، مفهوم تغییر نظام را به نادرستی دریافته و لذا تفسیر مناسب از فرضیه انتظارات عقلایی ضروری است.

نیل اریکسون به همراه جان آرونز (Ericsson et al, ۱۹۹۵) به بررسی این نکته می‌پردازند که آیا اصلاً نقد لوکاس اهمیت عملی دارد یا خیر. آنها بررسی گسترده‌ای در مورد میزان اثرگذاری مقاله لوکاس بر روی اندیشه محافل حرفه‌ای و نیز مطالعات مشخص اقتصادسنجی بعمل می‌آورند و نتیجه می‌گیرند که نقد لوکاس از اهمیت عملی زیادی برخوردار نمی‌باشد.

جیمز هامیلتون (Hamilton, ۱۹۹۴) در بررسی خود، که مشابه نظر سیمز مبنی بر آنکه نظام‌های سیاست‌گذاری بر مبنای توزیع‌های احتمالاتی اداره و تعیین می‌شوند است، به بحث درباره روش‌های الگوسازی سری‌های زمانی به هنگام مواجهه با تغییر نظام‌های سیاستی می‌پردازد.

اقتصادسنجی‌دانان معمولاً با طرح این فرض موافق‌اند که خطاهای واقعی در معادلاتی که تخمین زده‌اند خصلت همسانی واریانس دارند. قافل از آنکه در بسیاری از مسائل کلان اقتصادی- از قبیل تورم یا رفتار بازارهای مالی- واریانس خطاها ممکن است فرآیندی درون‌زا بوده و فی‌نفسه رفتار دیگر متغیرها را تحت تأثیر قرار دهد. روش اقتصادسنجی مربوط به چنین فرآیندهایی که ناهمسانی شرطی خود رگرسیون (ARCH)^۱ نامیده می‌شود، برای اولین بار از سوی رابرت انگل (Engle, ۱۹۸۲) در سال ۱۹۸۲ مورد بررسی قرار گرفت و پس از آن در مدل‌های اقتصاد کلان‌سنجی مورد استفاده قرار گرفت.

چارلز کالومیریس و کریستوفر هینس (Calomiris et al, ۱۹۹۵) نیز چنین استدلال می‌کنند که برای بررسی دقیق و جدی تغییرات ساختاری و تغییرات حاصله در نظام‌ها، ضرورتاً باید درک کاملی از ساختار اقتصاد داشته باشیم. برای استخراج و کسب چنین فهمی می‌توان از رویکردی مدد جست که آشکارا خصلت تاریخی‌تری داشته باشد. از یک سوی، اقتصاد کلان تاریخی، انواع منابع اطلاعاتی را مورد استفاده قرار می‌دهد تا بکارگیری روش‌های اقتصادسنجی در تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی را دقیق‌تر می‌سازد. از سوی دیگر، تاریخ می‌تواند موارد و یا مثال‌هایی از نظام‌های بدیل و تحولات و دگرگونی‌های آشکار ساختاری را برای ما فراهم سازد که به‌وسیله آن بتوان اهمیت نقد لوکاس را در بررسی‌های خود و یا اهمیت برخی نظریه‌های خاصی اقتصاد کلان را در عمل دریابیم.

تحول دیگر در حوزه مباحث مربوط به مدل‌های اقتصادی را می‌توان در استفاده از متغیرهای ناماندا^۲ در معادلات رفتاری اقتصادی دانست. در نظریه سنتی اقتصادسنجی چنین فرض می‌شود که داده‌های اقتصادی، مانا^۳ هستند. لذا ویژگی و خصوصیات آنها، به مفهومی خاص، مستقل از زمان می‌باشد. بدیهی است هرگاه داده‌ها روند زمانی داشته باشند، آنگاه داده‌های اقتصادی مانا نخواهند بود. در چنین حالتی معمولاً متغیرهای موجود در روابط علی را می‌توان

^۱ Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

^۲ Nonstationary

^۳ Stationary

با تفاضل‌گیری داده‌ها به حالت مانا تبدیل نمود. در آثار و مطالعات نظری مربوط به اقتصاد کلان‌سنجی که در آنها از متغیرهای نامانا استفاده می‌شود، اثبات شده است که آزمون فرضیه‌ی مربوط به وجود و یا عدم وجود برخی از متغیرها ممکن است بصورت کاذب صورت گرفته باشد.^۱ متغیرهایی از قبیل تولید ناخالص داخلی و مصرف کل به قیمت ثابت، ممکن است نوعی گام تصادفی^۲ بوده و یا فرآیند پویای حاکم بر آنها دارای ریشه‌های واحد باشد، ولی این دو سری زمانی نامانا، ممکن است به گونه‌ای با یکدیگر مرتبط شوند که ترکیبی خطی از سطوح آنها خود پایدار باشد. در چنین صورتی گفته می‌شود که این داده‌ها دارای ویژگی هم‌جمعی^۳ هستند. در عمل ملاحظه می‌شود که نادیده گرفتن پدیده هم‌جمعی اطلاعات خاصی را در مورد رابطه بلندمدت از نظر دور می‌دارد که برای تبیین رفتارهای کوتاه مدت ممکن است مفید باشند. در این راستا مطالعات زیادی، ادبیات جدید مربوط به تخمین فرآیندهای نامانا و ویژگی هم‌جمعی را مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که چگونه می‌توان از اطلاعات سری‌های نامانا استفاده مؤثری بعمل آورد.

از طرفی دیگر توجه به برخی تحولات جدید نظری که در عرصه اقتصاد کلان روی داده‌اند استفاده از مدل‌های غیر خطی را ضروری ساخته است. برای مثال طرح مدل‌های نامتقارن برای رفتار چرخه‌های تجاری در دوران رکود و رونق اقتصادی نشان دهنده نظام‌های مختلف است که احتمال گذار در آنها متفاوت است. همچنین ممکن است با مدل‌های اقتصادسنجی خاصی که رفتار متغیرهای آن آشوبناک و نامنظم^۴ است، مواجه شویم. سایمون پاتر، Potter (۱۹۹۵) مروری کلی در مورد اقتصاد کلان‌سنجی غیرخطی داشته و مثال‌هایی از موارد کاربرد تجربی آنها را مطرح نموده و نهایتاً پیشنهاداتی را برای بررسی تحولات آتی ارائه می‌کند.

بر خلاف روش‌شناسی جاسازی پارامترها که بر این باور است که نقد لوکاس، در صورتی که تفسیر درستی از آن به عمل آید، دلیل استفاده از روش برآورد پارامترهای ساختاری را در سطح اقتصاد کلان کاملاً تضعیف و بی‌اعتبار می‌سازد، در روش‌شناسی (LSE)،^۵ نقد لوکاس از اهمیت عملی خاصی برخوردار است. این رویکرد مدل‌سازی سری‌های زمانی اقتصادی، ابتدا در مدرسه اقتصادی لندن، LSE، شکل گرفت و مطالعات تکمیلی بعدی و گسترش آن اساساً توسط هندری و دیگر اقتصادسنجی‌دانانی که ارتباط مستقیمی با آن مدرسه در مقام یک نهاد فکری نداشته‌اند، صورت گرفت. رویکرد مدل‌سازی متفاوت این نهله فکری، از آنجا شکل می‌گیرد که بزعم هندری (Hendry, ۱۹۹۵)، اقتصاد نیازمند الگوهایی است که برای فهم رفتار اقتصادی، آزمون نظریه‌های اقتصادی، پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی مفید باشند. دستیابی به تمام اهداف چهارگانه فوق مستلزم اکتشاف روابط تجربی پایدار میان ابعاد اقتصادی مشاهده شده و نفی و رد مدل‌هایی است که فاقد ویژگی‌های مطلوب باشند. اکتشاف روابط تجربی پایدار با انکشاف و آشکارسازی ساختارها مرتبط می‌باشد. هندری با پذیرش این نکته که ساختارها در اقتصادسنجی دارای معنای واحدی نیستند، این واژه را بعنوان مجموعه‌ای از ویژگی‌های اساسی و دائمی‌ساز و کار اقتصادی تعریف می‌کند. شرایط لازم و نه کافی برای آنکه مجموعه‌ای از پارامترها، مشخص کننده

^۱مراجعة شود به:

Phillips, P.C.B. (۱۹۸۶), "Understanding Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, vol ۳۳, pp. ۳۱۱-۳۴۰.

^۲ Random Walks

^۳ Cointegrated

^۴ Chaotie

^۵ London School of Economics

یک ساختار باشد، آن است که این پارامترها نسبت به گسترش یا بسط دوره نمونه‌گیری، مجموعه اطلاعات و تغییر نظام‌های مورد بحث ثابت باشند.

به بیانی دیگر، ثابت بودن پارامتر را می‌توان نسبت به تغییرات گروهی از مداخلات انجام شده تعریف کرد که وضعیت اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این مداخلات ممکن است تغییرات حاصله در نظام ارزی، نظام سیاست‌گذاری مالیاتی، تغییرات نهادین یا نوآوری‌های تکنولوژیک و یا اغتشاش‌های سیاسی باشند. هر برداری از پارامترها نسبت به رده یا گروهی از این مداخلات در صورتی ثابت و بلا تغییر خواهند ماند که مقدار آن پارامترها علی‌رغم این مداخلات ثابت باشند (Ericsson et al, ۱۹۹۸). این ادعا که پارامترهای مورد نظر نسبت به انجام مداخله معینی - مثلاً تغییر در نظام نرخ ارز - ثابت می‌مانند با نشان دادن این نکته نفی و ابطال خواهد شد که پارامترهای مورد نظر در صورت مداخله و یا تغییر در نظام اقتصادی ثابت نباشند. لذا هرگونه ناتوانی در ابطال و نفی ثابت بودن این پارامترها، خود شاهی است بر خلاف صحت و سقم تجربی نقد لوکاس در یک مدل خاص. اما، این نکته که آیا واقعاً ویژگی‌های ثابتی در یک اقتصاد وجود دارند یا خیر، مسئله‌ای حل نشده است. معه‌ذا، هندری چنین استدلال می‌کند که احتمال آن نمی‌رود که مدل‌های تجربی اقتصادسنجی نسبت به تمام انواع تغییرات حاصله در نظام‌های اقتصادی بلا تغییر باقی بمانند.

اساس رویکرد روش‌شناسی مدرسه اقتصاد لندن در پذیرش این نکته نهفته است که اطلاعات بالقوه مفید، برای تجزیه و تحلیل هر مسئله اقتصادی ممکن است از منابع متعددی بدست آیند. این منابع ممکن است نظریه اقتصادی، نمونه موجود برای مشاهدات انجام شده در مورد متغیرهای بالقوه مهم، اطلاع از تاریخ اقتصادی دوره مورد مطالعه، اطلاع از نحوه تعریف و اندازه‌گیری داده‌های مشاهده شده و نحوه رابطه آن‌ها با متغیرهای نظریه مورد بحث باشند. بنابراین در تدوین و توسعه الگوهای اقتصادسنجی، نکته مهم آن است که اطلاعات بدست آمده از تمامی این منابع حتی الامکان مورد استفاده قرار گیرند. البته بازدهی نهایی استفاده از اطلاعات بدست آمده از منابع مختلف متفاوت بوده و میزان استفاده از منابع در این راستا نیز متغیر است. بهر حال از اطلاعات موجود و رابطه میان این اطلاعات و ارزیابی و مقایسه الگوهای بدیل ارائه شده برای تفسیر و بررسی همان پدیده استفاده خواهد شد.

این دیدگاه بیش از روش‌شناسی VAR، نمایانگر تحول مستقیم سنت اولیه سری زمانی در اقتصادسنجی مربوط به چرخه‌های تجاری است و از برخی جهات می‌کوشد، راه میانه‌ای بین مدل‌های VAR و سیستم معادلات همزمان ساختاری بدست آورد. در این روش، تأکید اصلی بر مدل‌های اقتصادسنجی پویا است و نوعی مدل‌های تک معادله‌ای برای سری‌های زمانی مورد بحث در نظر گرفته می‌شود که از بسیاری جهات متفاوت از سایر روش‌شناسی‌های مطرح شده است (Hendry et al, ۱۹۸۴). این روش مدعی است که نظریه، عمدتاً در قبال ویژگی‌های بلندمدت یا ایستا پاسخگو است ولی نکته چندان بالخصوص در مورد پویایی‌های کوتاه مدت مطرح نمی‌سازد. بنابراین کانون اصلی معطوف الگوهایی است که در آن‌ها از آزمون آماری برای انتخاب مدل‌های تصحیح خطای پویا به گونه‌ای سازگار با ویژگی‌های عام نظری و بلندمدت استفاده شده است.

طرفداران روش شناسی LSE در جستجوی مدل‌هایی هستند که در مقابله با مداخلات مختلف پایدار باشند، و بدین ترتیب نقد لوکاس را نیز به لحاظ اصولی پذیرفته، و نقش آزمون آماری و روش‌های استاندارد مقایسه‌ای برای سنجش تصریحات رقیب الگوها را مورد تأکید قرار می‌دهند.

در فصل چهارم این گزارش، مؤلفه‌های اصلی روش‌شناسی LSE را مطرح ساخته و بر اهمیت ارزیابی و مقایسه الگوهای بدیل در یک چارچوب همگن و سازگار به لحاظ اقتصادی و آماری تأکید خواهیم نمود. بدین ترتیب اطمینان حاصل خواهیم کرد که مدل‌سازی اقتصادسنجی در این مکتب خصلت یگانه داشته و فقط آن دسته از الگوهایی را

انتخاب خواهیم نمود که عملاً بررسی ما را بهبود بخشند. در آن فصل، بعنوان مثال یکی از روابط اقتصادی معرفی شده در مدل کلان‌سنجی فصل دوم یعنی رابطه میان دستمزدها، قیمت‌ها و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۶۸ را مورد بررسی قرار داده و پارامترهای این الگو را با استفاده از رویکرد فوق برآورد می‌نماییم تا زمینه را جهت برآورد کلیه معادلات رفتاری مدل بر اساس این روش‌شناسی آماده سازیم.

کتاب‌شناسی فصل اول

Baumol, William J. (۱۹۵۲). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach." *Quarterly Journal of Economics* ۶۶, ۵۴۵-۵۵۶.

Cagan, P (۱۹۵۶), "The Monetary Dynamics of Hyperinflations," in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago.

Calomiris, C.W., and C. Hanes. (۱۹۹۵). "Historical Macroeconomics and American Macroeconomic History." In K.D. Hoover (ed.), *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects* (ch. ۱۰). Boston: Kluwer.

Clower, Robert. (۱۹۶۵). "The Keynesian Counter-revolution: A Theoretical Appraisal." In Frank Hahn and F.P.R. Brechling (eds.), *The Theory of Interest Rates*. London: Macmillan.

Cooley, Thomas F., Stephen LeRoy. (۱۹۸۵). "Atheoretical Macroeconometrics: A Critique." *Journal of Monetary Economics* ۱۶, ۲۸۳-۳۰۸.

Cooley, Thomas F., Stephen LeRoy, and Neil Raymon. (۱۹۸۴). "Econometric Policy Evaluation: Note." *American Economic Review* ۷۴, ۴۶۷-۴۷۰.

Engle, Robert F. (۱۹۸۲). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica* ۵۰, ۹۸۷-۱۰۰۷.

Erricsson, N.R., and J.S. Iron. (۱۹۹۵). "The Lucas Critique in Practice: Theory Without Measurement." *International Finance Discussion Paper No. ۵۰۶*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC, March.

Ericsson, N. R., Hendry, D. F., & Mizon, G. E. (۱۹۹۸). Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis. *Journal of Business and Economic Statistics*, ۱۶(۴), ۳۷۰-۳۸۷.

Fisher, Irving. (۱۹۳۰). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.

Fisher, Irving. (۱۹۳۱). *The Purchasing Power of Money*. New York: Macmillan.

Friedman, Milton. (۱۹۵۷). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Friedman, Milton. (۱۹۶۸). "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review* ۵۸, ۱-۱۷.

Frisch, R. (1933a). Editor's note. *Econometrica*, 1, P1-4.

Frisch, Ragnar. (1933b). "Propagation Problems and Impulse Response Problems in Dynamic Economics." In *Economic Essays in Honour of Gustav Cassel: October 20th, 1933*. London: George Allen and Unwin.

Haavelmo, Trygve. (1943). "The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations." *Econometrica* 11, 1-12.

Hamilton, J.D. (1994) "Time Series Analysis (ch. 22). Princeton.

Hendry, D.F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press. P33.

Hansen, Lars Peter, and Thomas J. Sargent. (1980). "Estimating and Formulating Dynamic Linear Rational Expectations Models." Reprinted in Robert E. Lucas, Jr. and Thomas J. Sargent (eds.). *Rational Expectations and Econometric Practice*. London: George Allen and Unwin, 1981.

Hendry, D.F., A.R. Pagan, and J.D. Sargan. (1984). "Dynamic Specification." In Z. Griliches and M.D. Intriligator (eds.). *Handbook of Econometrics* (Vol. 2) (pp. 1023-1100). Amsterdam: North-Holland.

Hicks, John R. (1937). "Mr. Keynes and the Classics." Reprinted in *Critical Essays in Monetary Theory*. Oxford: Clarendon Press, 1967.

Jorgenson, Dale W. (1963). "Capital Theory and Investment Behavior." *American Economic Review* 53(2), 247-259.

Klein, Lawrence R. (1947). *The Keynesian Revolution*. New York: Macmillan.

Koopmans, Tarjalling. (1949). "Identification Problems in Economic Model Construction." *Econometrica* 17, 125-144.

Kydland, F., and E. Prescott. (1982). "The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles." In K.D. Hoover (ed.). *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects* (ch. 4). Boston: Kluwer.

Learner, Edward E. (1985). "Vector autoregressions for causal inference?" In Karl Brunner and Allan H. Meltzer (eds.). *Understanding Monetary Regimes*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 22. Amsterdam: North-Holland

Leontief, Wassily. (1936). "The Fundamental Assumptions of Mr. Keynes's Monetary Theory of Unemployment." *Quarterly Journal of Economics* 51, 92-117.

Lipsey, Richard G. (1960). "The Relationship between Unemployment and the Rate of Money Wage Changes in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis." *Economica* NS, 27, 1-31.

Lucas, Robert E., Jr. (1972). "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis." Reprinted in *Studies in Business Cycle Theory*. Oxford: Blackwell, 1981.

Lucas, Robert E., Jr. (1972b). "Expectations and the Neutrality of Money." Reprinted in *Studies in Business Cycle Theory*. Oxford: Blackwell, 1981.

Lucas, Robert E., Jr. and Rapping, Leonard A. (1969). "Real Wages, Employment and Inflation." *Journal of Political Economy* 77, 321-54.

Lucas, Robert E., Jr. and Rapping, Leonard A. (1969). "Price Expectations and the Phillips Curve." *American Economic Review* 59, 322-35.

Lucas, Robert E., Jr. (1973). "Econometric Policy Evaluation: A Critique." In Karl Brunner and Allen H. Meltzer (eds.). *The Phillips Curve and Labor Markets*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 1. Amsterdam: North-Holland.

Modigliani, Franco. (1943). "Liquidity Preference and The Theory of Interest of Money." *Econometrica* 11, 45-88.

Modigliani, Franco and Brumberg R. (1954). "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data." In K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.

Morgan, Mary. (1964). *The History of Econometric Ideas*. Cambridge: Cambridge University Press, ch 1.

Muth, John F. (1961). "Rational Expectations and the Theory of Price Movements." Reprinted in Robert E. Lucas, Jr. and Thomas J. Sargent (eds.). *Rational Expectations and Econometric Practice*. London: George Allen & Unwin, 1981

Patinkin, Don. (1956). *Money, Interest and Prices*, 1st edition; 2nd edition 1965. New York: Harper and Row.

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1965). The role of theory in econometrics. *Journal of Econometrics*, 3, 61-79.

Phelps, Edmund S. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time." *Economica* NS, 34, 254-281.

Phillips, P.C.B. (1958), "Understanding Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, vol 33, pp. 331-340.

Potter, S.M. (1965). "Nonlinear Models of Economic Fluctuations." In K.D. Hoover (ed.). *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects* (ch. 13). Boston: Kluwer.

Sargent, Thomas (1981). "Interpreting Economic Time Series." *Journal of Political Economy* 89, 213-48.

Sims, Christopher A. (۱۹۸۰). "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* ۴۸, ۱-۴۸.

Sims, Christopher A. (۱۹۸۲). "Policy Analysis with Econometric Models." *Brookings Papers on Economic Activity* ۱۳(۱), ۱۰۷-۱۵۲.

Sims, Christopher A. (۱۹۸۶). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* ۱۰, ۲-۱۵.

Summers, L.H. (۱۹۹۱). "The Scientific Illusion in Empirical Macroeconomics." *Scandinavian Journal of Economics* ۹۳, ۱۲۹—۱۴۸.

Tobin, James. (۱۹۵۶). "The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash." *Review of Economics and Statistics* ۳۸, ۲۴۱-۲۴۷.

فصل دوم

ساختار الگوی اقتصاد کلان سنجی ایران

الگوی اقتصاد کلان سنجی ارائه شده در این فصل رفتار متغیرهای اقتصادی را در قالب فرمول‌های محاسباتی جهت بررسی نحوه تعامل و ارتباط متغیرهای گوناگون اقتصادی در یک مجموعه واحد، و مطالعه فرآیند آثار وارد شده بر هر

یک از متغیرهای اصلی اقتصادی را امکان‌پذیر می‌سازد. این الگو به شش بخش مهم یعنی بخش تولید، بخش دولت، بخش پول و نرخ ارز، بخش قیمت‌ها و دستمزد، بخش اشتغال و بخش تراز پرداخت‌ها تقسیم می‌گردد.

در الگوی اقتصاد کلان‌سنجی ایران که در ذیل ارائه شده است در مجموع ۱۳۳ معادله وجود دارد که از آن میان ۳۹ معادله رفتاری، ۱۷ معادله حالت-فضا،^۱ ۲ پارامتر اختیاری جهت تأمین اعتبارات کسری بودجه دولت و ۷۵ اتحاد می‌باشد. این مدل شامل ۱۳۳ متغیر درون‌زا، ۱۷ متغیر حالت، ۷ متغیر مجازی، ۱۹ متغیر برون‌زا و سیاستی و همچنین سه بلوک مستقل، یک بلوک همزمان و دو بلوک بازگشتی است.

تعیین و تبیین هر یک از روابط الگو با توجه به مبانی نظری و در چارچوب ساختار اقتصاد ایران در پیوست‌های این گزارش که بالغ بر ۲۵۰۰ صفحه است به تفصیل آمده است. این پیوست شامل گزارشات مربوط به مصرف و سرمایه-گذاری، واردات و صادرات، درآمد و مخارج دولت، عرضه و تقاضای پول، نرخ ارز، سطح عمومی قیمت‌ها، اشتغال، منحنی فیلیپس، ترازپرداخت‌ها و درآمد نفتی است.

پارامترهای معادلات رفتاری و همچنین مدل‌های حالت-فضا در بخش‌های مختلف الگو با استفاده از ۶۰ مشاهده فصلی از آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۶۸Q۱ الی ۱۳۸۲Q۴ به روش‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) و حداکثر راستنمایی (ML) برآورد شده‌اند.

۱.۲. معادلات و اتحادها

حساب‌های ملی

Eq ^۱ :	_NA ^{۰۱} PFCEC	pfcec = F(cpi, gdpcd, idr ^۱ , pfcec, whc)
Eq ^۲ :	_NA ^{۰۲} GFCEC	gfcec = F(cpi, gdnfa, gdpdef, gfcec)
ID ^۳ :	"fcec = pfcec + gfcec "	
Eq ^۴ :	"gdpcd = gdpc - (tax "	
Eq ^۵ :	_NA ^{۰۳} GFCFPC	gfcfpc = F(erpf, gdpc, gfcfgc, gfcfpc, ksc, ppi)
Eq ^۶ :	_NA ^{۰۴} GFCFGC	gfcfgc = F(gdnfa, gdpc, gdpdef, gfcfgc, ppi)
Eq ^۷ :	"gfcfc = gfcfpc + gfcfgc "	
Eq ^۸ :	"inc = gfcfc + cisc "	
Eq ^۹ :	"cisc = svcisc * inc "	cisc = F(inc, svcisc)
Eq ^{۱۰} :	"ksc = (۱ - svksc) "	ksc = F(inc, ksc, svksc)
Eq ^{۱۱} :	"ks = ksc * igfcfci "	
Eq ^{۱۲} :	_NA ^{۰۵} EXGOC	exgoc = F(exgoc, exrp, gdpw, mpi, xpi)
Eq ^{۱۳} :	_NA ^{۰۶} EXGOGC	exgogc = F(exgogc, gdpw, oilpopec)
Eq ^{۱۴} :	_NA ^{۰۷} EXSC	exsc = F(exgoc, exrp, exsc, gdpw)
Eq ^{۱۵} :	"exrp = exrfm / exrom "	
Eq ^{۱۶} :	"exgc = exgoc + exgogc "	

Eq^{۱۷}: "exgsc = exgc + exsc "

Eq^{۱۸}: $\_NA^1 \cdot IMGC$

Eq^{۱۹}: $\_NA^{11} IMSC$

Eq^{۲۰}: "imgsc = imgc + imsc "

Eq^{۲۱}: "nexus = exgsc - imgsc "

Eq^{۲۲}: "gdpc = fcec + inc + nexus + sdc"

Eq^{۲۳}: "rgdpc = ((gdpc - gd "

Eq^{۲۴}: "rgdpcq = ((gdpc - g "

Eq^{۲۵}: "rgdpca = (((gdpc + "

Eq^{۲۶}: "nfic = rfic - pfic "

Eq^{۲۷}: "gnpc = gdpc + totadc + nfic"

Eq^{۲۸}: $\_NA^{12} CFCC$

Eq^{۲۹}: "ntaxidc = svntaxid "

Eq^{۳۰}: "nic = gnpc - cfcc - ntaxidc"

$imgc = F(exrfm, gdpc, imgc, mpi, xpi)$

$imsc = F(exrfm, gdpc, imsc, mpi, xpi)$

$cfcc = F(cfcc, gfcfc)$

$ntaxidc = F(gdpdef, svntaxid, taxid)$

نتیجه رابطه بازرگانی

Eq^{۳۱}: "imgs = imgsc * impi "

Eq^{۳۲}: "exgs = exgsc * xpi "

Eq^{۳۳}: "imxpi = impi / xpi "

Eq^{۳۴}: "imexgs = imgs / exg "

Eq^{۳۵}: " totadc = ((^۲ * imexgs * (^۱ - imxpi)) / (imxpi * (^۱ + imexgs))) * exgsc "

پس انداز خالص ملی

Eq^{۳۶}: "gnsc=gfcfc+cisc+nexus+ totadc + nfic"

Eq^{۳۷}: "nnsc = gnsc - cfcc "

درآمدهای ملی سرانه به قیمت‌های جاری و ثابت

Eq^{۳۸}: "ni = nic * inii "

Eq^{۳۹}: "nip = ni / pop "

Eq^{۴۰}: "nicp = nic / pop "

دولت

Eq^{۴۱}: $\_G^1 TAXD$

Eq^{۴۲}: $\_G^2 TAXID$

Eq^{۴۳}: "tax = taxd + taxid "

Eq^{۴۴}: "grev = tax + orev "

Eq^{۴۵}: $\_G^3 GCEX$

$taxd = F(dq^2, gdpdef, nic, out^{12}, t, taxd)$

$taxid = F(dq^1, fcec, gdpdef, imgc, out^{14}, taxid)$

$gcex = F(dq^3, gcex, gdnfa, gdpdef, grev, out^{12}, t)$

Eq۶۶: "gob = grev - gcex "
 Eq۶۷: _G۰۶GDNFA
 Eq۶۸: _G۰۵GANFA
 Eq۶۹: "ngdnfa = gdnfa - ganfa "
 Eq۵۰: "gnlb = ngdnfa + gob "

gdnfa = F(dq۶, exrfm, gdnfa, gob, oilpopec, t)
 ganfa = F(dq۱, ganfa, gdnfa, t)

If gnlb<۰ then go

Eq۵۱: "spp = spp(-۱) + alfa * (-gnlb) "
 Eq۵۲: "ncps = ncps(-۱) + beta * (-gnlb)"
 Eq۵۳: " nfa = nfa(-۱) + (۱ - alfa - beta)
 * (-gnlb)"
 Eq۵۴: "alfa = optional "
 Eq۵۵: "beta = optional "

پول

Eq۵۶: _M۰۱CURP
 Eq۵۷: "bdcbl = svbdcbl * dd "
 Eq۵۸: _M۰۳DD
 Eq۵۹: "m۱ = curp + dd "
 Eq۶۰: _M۰۶CURB
 Eq۶۱: "bdcbs = svbdcbs * dd "
 Eq۶۲: " mbu = curp+cur+bdcbl +bdcbs "
 Eq۶۳: " mbr = nfa + ncps + noal + bc "
 Eq۶۴: "mb = mbr = mbu "
 Eq۶۵: "curpdd = curp / dd "
 Eq۶۶: "curbdd = curb / dd "
 Eq۶۷: " mul = (curpdd + ۱) / (curpdd +
 urbdd + svbdcbl + svbdcbs) "
 Eq۶۸: _M۰۷MS
 Eq۶۹: "rm۳ = ((m۳-m۳(-۱))/m۳(-۱))* ۱۰۰"
 Eq۷۰: "rm۳a=((m۳-m۳(-۴))/m۳(-۴))* ۱۰۰"
 Eq۷۱: "qm = m۳ - m۱ "
 Eq۷۲: _M۱۰MDC

curp = F(cpi, curp, dq۶, gdpc, idr۱)
 bdcbl = F(dd, svbdcbl)
 dd = F(cpi, dd, dq۱, gdpc, idr۱, svbdcbl)

curb = F(cpi, curb, dq۶, idr۱)
 bdcbs = F(dd, svbdcbs)

mul = F(curbdd, curpdd, svbdcbl, svbdcbs)
 m۳ = F(m۳, mb, mul)

mdc = F(gdpc, idr۱, mdc, whc)

نرخ ارز

Eq۷۳: _EX۰۱EXRFM
 Eq۷۴: "exrom = svexrom * exrfm"

exrfm=F(cpi, cprii, exrfm, exrom, gdpc, idr۱, m۳)
 exrom = F(exrfm, svexrom)

قیمت‌ها و دستمزد

Eq۷۵: _P۰۱CPI

cpi = F(cpi, gdpc, m۳, mpi, ppi)

Eq ^{٧٢} :	$\_P \cdot \text{PPI}$	$\text{ppi} = F(\text{bspi}, \text{ffdpi}, \text{gdpc}, \text{mpi}, \text{ppi})$
Eq ^{٧٧} :	$\_P \cdot \text{XPI}$	$\text{xpi} = F(\text{exrfm}, \text{gdpw}, \text{m}^\text{٧}, \text{mpi}, \text{xpi})$
Eq ^{٧٨} :	$\_P \cdot \text{MPI}$	$\text{mpi} = F(\text{cpii}, \text{exrfm}, \text{gdpw}, \text{mpi})$
Eq ^{٧٩} :	$\_P \cdot \text{GDPDEF}$	$\text{gdpdef} = F(\text{gdpc}, \text{gdpdef}, \text{m}^\text{٧}, \text{ppi})$
Eq ^{٨٠} :	"rcpi = ((cpi - cpi("	
Eq ^{٨١} :	"rcpiq = ((cpi - cpi "	
Eq ^{٨٢} :	"rcpia = (((cpi + cp "	
Eq ^{٨٣} :	$\_P \cdot \text{IXGOGI}$	$\text{ixgogi} = F(\text{oilpopec}, \text{svexgog})$
Eq ^{٨٤} :	$\_P \cdot \text{IIMGI}$	$\text{iimgi} = F(\text{cpii}, \text{svimg})$
Eq ^{٨٥} :	$\_P \cdot \text{IXSI}$	$\text{ixsi} = F(\text{cpi}, \text{ixgogi})$
Eq ^{٨٦} :	$\_P \cdot \text{IIMSI}$	$\text{iimsi} = F(\text{cpii}, \text{svims})$
Eq ^{٨٧} :	"irfii = svirfi * cp "	$\text{irfii} = F(\text{cpii}, \text{exrom}, \text{svirfi})$
Eq ^{٨٨} :	"ipfii = svipfi * cp "	$\text{ipfii} = F(\text{cpii}, \text{exrom}, \text{svipfi})$
Eq ^{٨٩} :	$\_P \cdot \text{CPII}$	$\text{cpii} = F(\text{cpii}, \text{gdpw}, \text{oilpopec})$
Eq ^{٩٠} :	$\_W \cdot \text{BSPI}$	$\text{bspi} = F(\text{bspi}, \text{cpi}, \text{t}, \text{urt})$

اشتغال

Eq ^{٩١} :	$\_EM \cdot \text{LFF}$	$\text{lff} = F(\text{bspi}, \text{cpi}, \text{lff}, \text{t})$
Eq ^{٩٢} :	$\_EM \cdot \text{LFM}$	$\text{lfm} = F(\text{bspi}, \text{cpi}, \text{lfm})$
Eq ^{٩٣} :	"lft = lff + lfm "	
Eq ^{٩٤} :	$\_EM \cdot \text{EF}$	$\text{ef} = F(\text{bspi}, \text{d}^\text{٧٢}, \text{ef}, \text{gdpc})$
Eq ^{٩٥} :	$\_EM \cdot \text{EM}$	$\text{em} = F(\text{bspi}, \text{em}, \text{gdpc}, \text{t})$
Eq ^{٩٦} :	"et = ef + em "	
Eq ^{٩٧} :	"uf = lff - ef "	
Eq ^{٩٨} :	"um = lfm - em "	
Eq ^{٩٩} :	"ut = uf + um "	
Eq ^{١٠٠} :	"esf = ef / et "	
Eq ^{١٠١} :	"esm = em / et "	
Eq ^{١٠٢} :	"prf = lff / p ^{١٠٢} mf "	
Eq ^{١٠٣} :	"prm = lfm / p ^{١٠٣} mm "	
Eq ^{١٠٤} :	"urf = (uf / lff) * ^{١٠٤} "	
Eq ^{١٠٥} :	"urm = (um / lfm) * ^{١٠٥} "	
Eq ^{١٠٦} :	"urt = (ut / lft) * ^{١٠٦} "	
Eq ^{١٠٧} :	"urta = ((ut + ut(- ^١ "	

تراز پرداختها

Eq ^{١٠٨} :	"exgo = xpi * exgoc "	
Eq ^{١٠٩} :	"exgo\$ = (^١ / svexgo) * exgo "	$\text{exgo\$} = F(\text{exgo}, \text{svexgo})$
Eq ^{١١٠} :	"exgog = ixgogi * ex "	
Eq ^{١١١} :	"exgog\$ = (^١ / svexgog) * exgog "	$\text{exgog\$} = F(\text{exgog}, \text{svexgog})$

Eq\1\2:	"exg\$ = exgo\$ + exgo "	
Eq\1\3:	"img = iimgi * imgc "	
Eq\1\4:	" img\$ = (\ / svimg) * img "	img\$ = F(img, svimg)
Eq\1\5:	"tb\$ = exg\$ - img\$ "	
Eq\1\6:	"exs = ixsi * exsc "	
Eq\1\7:	"exs\$ = (\ / svexs) * exs "	exs\$ = F(exs, svexs)
Eq\1\8:	"ims = iimsi * imsc "	
Eq\1\9:	"ims\$ = (\ / svims) * ims "	ims\$ = F(ims, svims)
Eq\2\0:	"rfi = irfii * rfic "	
Eq\2\1:	"rfi\$ = (\ / svrfi) * rfi "	rfi\$ = F(rfi, svrfi)
Eq\2\2:	"pfi = ipfii * pfic "	
Eq\2\3:	"pfi\$ = (\ / svpfi) * pfi "	pfi\$ = F(pfi, svpfi)
Eq\2\4:	"ser\$ = exs\$ + rfi\$ - ims\$ - pfi\$"	
Eq\2\5:	"cuab\$ = tr\$ + ser\$ "	
Eq\2\6:	"bop\$ = cuab\$ + ca\$ "	

جميعيت

Eq\2\7:	_POP	pop = F(pop)
Eq\2\8:	"p*mf = svp*mf * pop "	p*mf = F(pop, svp*mf)
Eq\2\9:	_POPSV*MF	svp*mf = F(svp*mf)
Eq\3\0:	"p*mm = svp*mm * pop "	p*mm = F(pop, svp*mm)
Eq\3\1:	_POPSV*MM	svp*mm = F(svp*mm)
Eq\3\2:	"wh = ks(-\) + m\(-\) "	
Eq\3\3:	"whc = wh / cpi "	

۲.۲. متغیرهای مدل

ALFA	Endog	Eq ^{۵۴}	Coefficient $0 \leq ALFA \leq 1$
BC	Exog	Exog	Banks Claims
BDCBL	Endog	Eq ^{۵۷}	Bank Deposit with the Central Bank, Legal
BDCBS	Endog	Eq ^{۶۱}	Bank Deposit with the Central Bank, Sight
BETA	Endog	Eq ^{۵۵}	Coefficient $0 \leq BETA \leq 1$
BOP\$	Endog	Eq ^{۱۲۶}	Overall Balance (Change in International Reserves)
BSPI	Endog	Eq ^{۹۰}	Bulding Services Price Index
CA\$	Exog	Exog	Capital Account
CEX\$	Exog	Exog	Change in Exchange Rate
CFCC	Endog	Eq ^{۲۸}	Consumption of Fixed Capital
CISC	Endog	Eq ^۹	Change in Stock
CPI	Endog	Eq ^{۷۵}	Consumer Price Index
CPII	Endog	Eq ^{۸۹}	Consumer Price Index; Industrial Contries
CUAB\$	Endog	Eq ^{۱۲۵}	Current Account Balance
CURB	Endog	Eq ^{۶۰}	Currency with the Bank
CURBDD	Endog	Eq ^{۶۶}	curbdd = curb / dd
CURP	Endog	Eq ^{۵۶}	Currency with the Public
CURPDD	Endog	Eq ^{۶۵}	curbdd = curb / dd
D ^{۷۶}	Exog	Exog	Dummy Variable, $1^{۳۷۶}=1$
DD	Endog	Eq ^{۵۸}	Demand Deposit
DQ ^۱	Exog	Exog	Dummy Variable, Quarter One= 1
DQ ^۲	Exog	Exog	Dummy Variable, Quarter Two= 1
DQ ^۴	Exog	Exog	Dummy Variable, Quarter Four= 1
EA0\$	Exog	Exog	Error and Ommission
EF	Endog	Eq ^{۹۴}	Employed, Female
EM	Endog	Eq ^{۹۵}	Employed, Male
ERPF	Exog	Exog	Expected Rate of Profit on Facilities
ESF	Endog	Eq ^{۱۰۰}	Employed, Female - Share
ESM	Endog	Eq ^{۱۰۱}	Employed, Male - Share
ET	Endog	Eq ^{۹۶}	Employed, Female & Male
EXG\$	Endog	Eq ^{۱۱۲}	Exports of Goods
EXGC	Endog	Eq ^{۱۶}	Export of Goods at Constant $1^{۳۷۶}$ Prices
EXGO	Endog	Eq ^{۱۰۸}	Export of Goods-Non Oil
EXGO\$	Endog	Eq ^{۱۰۹}	Export of Goods-Non Oil, Billion Dollars

EXGOC	Endog	Eq ¹²	Export of Goods, Others
EXGOG	Endog	Eq ¹¹⁰	Exports-Oil and Gas
EXGOG\$	Endog	Eq ¹¹¹	Exports-Oil and Gas
EXGOGC	Endog	Eq ¹³	Export of goods, oil and gas
EXGS	Endog	Eq ³²	Export of Goods & Services
EXGSC	Endog	Eq ¹⁷	Export of Goods & Services at Constant 1996 Prices
EXRFM	Endog	Eq ⁷³	Exchange Rate, Interbank Market Rate, Average Selling Rate
EXROM	Endog	Eq ⁷⁴	Exchange Rate, Parallel Market Rate, Average Selling Rate
EXRP	Endog	Eq ¹⁵	exrp=exrfm/exrom
EXS	Endog	Eq ¹¹⁶	Export of Services
EXS\$	Endog	Eq ¹¹⁷	Export of Services
EXSC	Endog	Eq ¹⁴	Export of Services at Constant 1996 Prices
FCEC	Endog	Eq ³ at	Private & Government Final Consumption Expenditure at Constant
FFDPI	Exog	Exog Eq ⁴⁸	Fossil Fuel and its Derivatives Index Government Development Expenditure_Acquisition of
GANFA	Endog	non	Financial Assets
GCEX	Endog	Eq ⁴⁵	Government Current Expenditure
GDNFA	Endog	Eq ⁴⁷	Government Disposal of Non-Financial Assets
GDPC	Endog	Eq ²²	Gross Domestic Expenditure
GDPCD	Endog	Eq ⁴	gdpcd = gdpc - (tax / gdpdef)
GDPDEF	Endog	Eq ⁷⁹	GDP Deflator
GDPW	Exog	Exog	GDP World at Constant Prices
GFCEC	Endog	Eq ²	Government Final Consumption Expenditure
GFCFC	Endog	Eq ⁷	Gross Fixed Capital Formation at Constant 1996 Prices
GFCFGC	Endog	Eq ⁶ Public	Gross Fixed Capital Formation at Constant 1996 Prices, Services
GFCFPC	Endog	Eq ⁵ Private	Gross Fixed Capital Formation at Constant 1996 Prices, Services
GNLB	Endog	Eq ⁵⁰	Government Net Lending and Borrowing
GNPC	Endog	Eq ²⁷	Gross National Expenditure (Product) in Market Prices
GNSC	Endog	Eq ³⁶	Gross National Saving at Constant 1996 Prices
GOB	Endog	Eq ⁴⁶	Government Operating Balance
GREV	Endog	Eq ⁴⁴	Government Revenue
IDR ¹	Exog	Exog	Investment deposit one year
IGFCFCI	Exog	Exog	Implicit Deflator of Gross Fixed Capital Formation- Percent, Bas
IIMGI	Endog	Eq ⁸⁴	Implicit Deflator of Import of Goods- Percent, Base Year 1996
IIMSI	Endog	Eq ⁸⁶	Implicit Deflator of Import of Services- Percent, Base Year 1996
IMEXGS	Endog	Eq ³⁴	imexgs = imgs / exgs
IMG	Endog	Eq ¹¹³	Import of Goods
IMG\$	Endog	Eq ¹¹⁴	Import of Goods, Billion Dollars
IMGC	Endog	Eq ¹⁸	Import of Goods at Constant 1996 Prices
IMGS	Endog	Eq ³¹	Import of Goods and Services
IMGSC	Endog	Eq ²⁰	Import of Goods & Services
IMPI	Exog	Exog	Implicit Import Price Index

IMS	Endog	Eq ¹¹⁸	Import of Services
IMS\$	Endog	Eq ¹¹⁹	Import of Services, Billion Dollars
IMSC	Endog	Eq ¹⁹	Import of Services at Constant 1979 Prices
IMXPI	Endog	Eq ³³	$imxpi = impi / ixpi$
INC	Endog	Eq ⁸	Private and Public Investment at Constant 1979 Prices
INII	Exog	Exog	Implicit National Income Index
IPFII	Endog	Eq ⁸⁸	Implicit Payment Factor Income Index
IRFII	Endog	Eq ⁸⁷	Implicit Receiptd Factor Income Index
IXGOGI	Endog	Eq ⁸³	Implicit Export of Oil and Gas Index
IXPI	Exog	Exog	Implicit Export Price Index
IXSI	Endog	Eq ⁸⁵	Implicit Export of Services Index
KS	Endog	Eq ¹¹	Capital Stock
KSC	Endog	Eq ¹⁰	Capital stock at Constant 1979 Prices
LFF	Endog	Eq ⁹¹	Labor Force Female
LFM	Endog	Eq ⁹²	Labore Force Male
LFT	Endog	Eq ⁹³	Labore Force, Total
M ¹	Endog	Eq ⁵⁹	Money
M ²	Endog	Eq ⁶⁸	Liquidity
MB	Endog	Eq ⁶⁴	Monetary Base
MBR	Endog	Eq ⁶³	Monetary Base, Resorces
MBU	Endog	Eq ⁶²	Monetary Base, Uses
MDC	Endog	Eq ⁷²	$md = m^2 / cpi$
MPI	Endog	Eq ⁷⁸	Import Price Index
MUL	Endog	Eq ⁶⁷	Money Multiplier
NCPS	Endog	Eq ⁵²	Net Claims on Public Sector
NEXGSC	Endog	Eq ²¹	Net Exports of Goods & Services at Constant 1979 Prices
NFA	Endog	Eq ⁵³	Net Foreign Assets, Central Bank
NFIC	Endog	Eq ²⁶	Net Factor Income at Constant 1979 Prices
NGDNFA	Endog	Eq ⁴⁹	Net Government Disposal of Non-Financial Assets
NI	Endog	Eq ³⁸	Natinal Income
NIC	Endog	Eq ³⁰	National Income at Constant 1979 Prices
NICP	Endog	Eq ⁴⁰	National Income Per Capita at Constant 1979 Prices
NIP	Endog	Eq ³⁹	National Income Per Capita
NNSC	Endog	Eq ³⁷	Net National Saving
NOAL	Exog	Exog	Net other Liabilities and Assets
NTAXIDC	Endog	Eq ²⁹	Net Indirect Taxes
OILPOPEC	Exog	Exog	OPEC Basket Crude Oil Price,
OREV	Exog	Exog	Other Government Revenue
OUT ⁸¹²	Exog	Exog	Outlier 1981Q2=1
OUT ⁸²	Exog	Exog	Outlier after 1981Q4=1
OUT ⁸²⁴	Exog	Exog	Outlier 1982Q4=1
P ¹⁰ MF	Endog	Eq ¹²⁸	Population, 10 and more, Female
P ¹⁰ MM	Endog	Eq ¹³⁰	Population, 10 and more Men

PFCEC	Endog	Eq ¹	Private Final Consumption Expenditure
PFI	Endog	Eq ¹²²	Factor Income from Abroad, PAYMENTS
PFI\$	Endog	Eq ¹²³	Factor Income from Abroad, PAYMENTS, Billion Dollars
PFIC	Exog	Exog	PAYMENT Factor Income from Abroad-Billion Rials
POP	Endog	Eq ¹²⁷	Population
PPI	Endog	Eq ⁷⁶	Producer Price Index
PRF	Endog	Eq ¹⁰²	Participation Rate of Female in Labor Force
PRM	Endog	Eq ¹⁰³	Participation Rate of Male in Labor Force
QM	Endog	Eq ⁷¹	Non sight Deposit (Quasi Money)
RCPI	Endog	Eq ⁸⁰	Inflation Rate, Quarterly
RCPIA	Endog	Eq ⁸²	Inflation Rate, Annual
RCPIQ	Endog	Eq ⁸¹	Inflation Rate, Same Quarter
RFI	Endog	Eq ¹²⁰	Factor Income from Abroad, RECEIPTS
RFI\$	Endog	Eq ¹²¹	Factor Income from Abroad, RECEIPTS, Billion Dollars
RFIC	Exog	Exog	Recipts Factor Income from Abroad-Billion Rials
RGDPC	Endog	Eq ²³	GDPC Growth, Quarterly
RGDPCA	Endog	Eq ²⁵	GDPC Growth, Annual
RGDPCQ	Endog	Eq ²⁴	GDPC Growth, Same Quarter
RM ²	Endog	Eq ⁶⁹	Liquidity Growth, Quarterly
RM ² A	Endog	Eq ⁷⁰	Liquidity Growth, Annual
SDC	Exog	Exog	Statistical Discrepancies
SER\$	Endog	Eq ¹²⁴	ser\$ = exs\$ + rfi\$ - ims\$ - pfi\$
SPP	Endog	Eq ⁵¹	Sales of Participation Papers
SVBDCBL	Exog	Exog	State Variable for BDCBL
SVBDCBS	Exog	Exog	State Variable for BDCBS
SVCISC	Exog	Exog	State Variable for CISC
SVEXGO	Exog	Exog	State Variable for EXGO
SVEXGOG	Exog	Exog	State Variable for EXGOG
SVEXROM	Exog	Exog	State Variable for EXROM
SVEXS	Exog	Exog	State Variable for EXS
SVIMG	Exog	Exog	State Variable for IMG
SVIMS	Exog	Exog	State Variable for IMS
SVIPFI	Exog	Exog	State Variable for IPFI
SVIRFI	Exog	Exog	State Variable for IRFI
SVKSC	Exog	Exog	State Variable for KSC
SVNTAXID	Exog	Exog	State Variable for NTAXID
SVP ¹ ·MF	Endog	Eq ¹²⁹	State Variable for P ¹ ·MF
SVP ¹ ·MM	Endog	Eq ¹³¹	State Variable for P ¹ ·MM
SVPFI	Exog	Exog	State Variable for PFI
SVRFI	Exog	Exog	State Variable for RFI
T	Exog	Exog	Time Trend
TAX	Endog	Eq ⁴³	Tax Revenue
TAXD	Endog	Eq ⁴¹	Direct Tax

TAXID	Endog	Eq ^{۴۲}	Indirect Tax
TB\$	Endog	Eq ^{۱۱۵}	Trade Balance
TOTADC	Endog	Eq ^{۳۵}	Terms of Trade Adjustment
TR\$	Exog	Exog	Transfers
UF	Endog	Eq ^{۹۷}	Unemployed, Femail
UM	Endog	Eq ^{۹۸}	Unemployed, Mail
URF	Endog	Eq ^{۱۰۴}	Unemployment Rate, Female
URM	Endog	Eq ^{۱۰۵}	Unemployment Rate, Male
URT	Endog	Eq ^{۱۰۶}	Unemployment Rate, Total
URTA	Endog	Eq ^{۱۰۷}	Annula Unemployment Rate Annual, Total
UT	Endog	Eq ^{۹۹}	Unemployed, Total
WH	Endog	Eq ^{۱۳۲}	Wealth
WHC	Endog	Eq ^{۱۳۳}	Wealth at Constant ۱۳۷۶ Prices
XPI	Endog	Eq ^{۷۷}	Export Price Index

ALFA	Endog	Eq ^{۵۴}	$0 \leq ALFA \leq 1$
BC	Exog	Exog	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی
BDCBL	Endog	Eq ^{۵۷}	سپرده‌های قانونی بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی
BDCBS	Endog	Eq ^{۶۱}	سپرده‌های دیداری بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی
BETA	Endog	Eq ^{۵۵}	$0 \leq BETA \leq 1$
BOP\$	Endog	Eq ^{۱۲۶}	موازنه پرداخت‌ها، تغییر در ذخائر بین‌المللی
BSPI	Endog	Eq ^{۹۰}	شاخص بهای خدمات ساختمانی

CA\$	Exog	Exog	حساب سرمایه
CEX\$	Exog	Exog	تغییرات نرخ ارز
CFCC	Endog	Eq ^{۲۸}	استهلاک سرمایه های ثابت ناخالص
CISC	Endog	Eq ^۹	تغییر در موجودی انبار
CPI	Endog	Eq ^{۷۵}	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی
CPII	Endog	Eq ^{۸۹}	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، کشورهای صنعتی
CUAB\$	Endog	Eq ^{۱۲۵}	تراز حساب جاری
CURB	Endog	Eq ^{۶۰}	اسکناس و مسکوک نزد بانکها
CURBDD	Endog	Eq ^{۶۶}	$curbdd = curb / dd$
CURP	Endog	Eq ^{۵۶}	اسکناس و مسکوک در دست اشخاص
CURPDD	Endog	Eq ^{۶۵}	$curpdd = curp / dd$
DY ^۶	Exog	Exog	متغیر مجازی ۱۳۷۶=۱
DD	Endog	Eq ^{۵۸}	سپرده های دیداری بخش غیردولتی
DQ ^۱	Exog	Exog	متغیر مجازی فصل اول=۱
DQ ^۲	Exog	Exog	متغیر مجازی فصل دوم=۱
DQ ^۴	Exog	Exog	متغیر مجازی فصل چهارم=۱
EAOS\$	Exog	Exog	اشتباهات آماری در موازنه پرداختها
EF	Endog	Eq ^{۹۴}	جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل
EM	Endog	Eq ^{۹۵}	جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل
ERPF	Exog	Exog	نرخ سود مورد انتظار تسهیلات
ESF	Endog	Eq ^{۱۰۰}	سهم جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل
ESM	Endog	Eq ^{۱۰۱}	سهم جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل
ET	Endog	Eq ^{۹۶}	جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر شاغل
EXG\$	Endog	Eq ^{۱۱۲}	صادرات کالاها (میلیون دلار)
EXGC	Endog	Eq ^{۱۶}	صادرات کالاها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
EXGO	Endog	Eq ^{۱۰۸}	صادرات غیرنفتی به قیمت جاری
EXGO\$	Endog	Eq ^{۱۰۹}	صادرات غیرنفتی (میلیون دلار)
EXGOC	Endog	Eq ^{۱۲}	صادرات غیر نفتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
EXGOG	Endog	Eq ^{۱۱۰}	صادرات نفت و گاز به قیمت جاری
EXGOG\$	Endog	Eq ^{۱۱۱}	صادرات نفت و گاز (میلیون دلار)
EXGOGC	Endog	Eq ^{۱۳}	صادرات نفت و گاز به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
EXGS	Endog	Eq ^{۳۲}	صادرات کالاها و خدمات به قیمت جاری
EXGSC	Endog	Eq ^{۱۷}	صادرات کالاها و خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
EXRFM	Endog	Eq ^{۷۳}	نرخ ارز بازار آزاد(متوسط فروش)
EXROM	Endog	Eq ^{۷۴}	نرخ ارز بین بانکی(متوسط فروش)
EXRP	Endog	Eq ^{۱۵}	$exrp=exrfm/exrom$
EXS	Endog	Eq ^{۱۱۶}	صادرات خدمات به قیمت جاری
EXS\$	Endog	Eq ^{۱۱۷}	صادرات خدمات (میلیون دلار)
EXSC	Endog	Eq ^{۱۴}	صادرات خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
FCEC	Endog	Eq ^۳	هزینه های مصرفی خصوصی و دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

FFDPI	Exog	Exog	شاخص بهای عمده فروشی سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن
GANFA	Endog	Eq ^{۴۸}	تملك دارایی‌های سرمایه‌ای دولت
GCEX	Endog	Eq ^{۴۵}	پرداخت‌های هزینه‌ای جاری دولت
GDNFA	Endog	Eq ^{۴۷}	واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت
GDPC	Endog	Eq ^{۲۲}	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
GDPCD	Endog	Eq ^۴	$gdpcd = gdpc - (tax / gdpdef)$
GDPDEF	Endog	Eq ^{۷۹}	شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی
GDPW	Exog	Exog	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت
GFCEC	Endog	Eq ^۲	هزینه های مصرفی دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
GFCFC	Endog	Eq ^۷	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی و دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
GFCFGC	Endog	Eq ^۶	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
GFCFPC	Endog	Eq ^۵	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
GNLB	Endog	Eq ^{۵۰}	تراز عملیاتی و سرمایه‌ای دولت
GNPC	Endog	Eq ^{۲۷}	هزینه(تولید)ناخالص ملی به قیمت بازار به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
GNSC	Endog	Eq ^{۳۶}	پس انداز ناخالص ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
GOB	Endog	Eq ^{۴۶}	تراز عملیاتی دولت
GREV	Endog	Eq ^{۴۴}	درآمدهای دولت
IDR ^۱	Exog	Exog	نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار(یک‌ساله)
IGFCFCI	Exog	Exog	شاخص ضمنی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص
IIMGI	Endog	Eq ^{۸۴}	شاخص ضمنی واردات کالاها
IIMSI	Endog	Eq ^{۸۶}	شاخص ضمنی واردات خدمات
IMEXGS	Endog	Eq ^{۳۴}	$imexgs = imgs / exgs$
IMG	Endog	Eq ^{۱۱۳}	واردات کالاها به قیمت جاری
IMG\$	Endog	Eq ^{۱۱۴}	واردات کالاها(ملیون دلار)
IMGC	Endog	Eq ^{۱۸}	واردات کالاها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
IMGS	Endog	Eq ^{۳۱}	واردات کالاها و خدمات به قیمت جاری
IMGSC	Endog	Eq ^{۲۰}	واردات کالاها و خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
IMPI	Exog	Exog	شاخص ضمنی واردات
IMS	Endog	Eq ^{۱۱۸}	واردات خدمات به قیمت جاری
IMS\$	Endog	Eq ^{۱۱۹}	واردات خدمات(ملیون دلار)
IMSC	Endog	Eq ^{۱۹}	واردات خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
IMXPI	Endog	Eq ^{۳۳}	$imxpi = impi / xpi$
INC	Endog	Eq ^۸	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
INII	Exog	Exog	شاخص ضمنی درآمد ملی
IPFII	Endog	Eq ^{۸۸}	شاخص ضمنی درآمد عوامل تولید از خارج، پرداخت‌ها
IRFII	Endog	Eq ^{۸۷}	شاخص ضمنی درآمد عوامل تولید از خارج، دریافت‌ها
IXGOGI	Endog	Eq ^{۸۳}	شاخص ضمنی صادرات نفت و گاز
IXPI	Exog	Exog	شاخص ضمنی صادرات
IXSI	Endog	Eq ^{۸۵}	شاخص ضمنی صادرات خدمات
KS	Endog	Eq ^{۱۱}	موجودی سرمایه به قیمت جاری

KSC	Endog	Eq ^{۱۰}	موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
LFF	Endog	Eq ^{۹۱}	جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی
LFM	Endog	Eq ^{۹۲}	جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی
LFT	Endog	Eq ^{۹۳}	جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی
M ^۱	Endog	Eq ^{۵۹}	پول
M ^۲	Endog	Eq ^{۶۸}	نقدینگی
MB	Endog	Eq ^{۶۴}	پایه پولی
MBR	Endog	Eq ^{۶۳}	پایه پولی، منابع
MBU	Endog	Eq ^{۶۲}	پایه پولی، مصارف
MDC	Endog	Eq ^{۷۲}	md=m ^۲ /cpi
MPI	Endog	Eq ^{۷۸}	شاخص قیمت وارداتی
MUL	Endog	Eq ^{۶۷}	ضریب تکاثر پولی
NCPS	Endog	Eq ^{۵۲}	خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی
NEXGSC	Endog	Eq ^{۲۱}	خالص صادرات کالاها و خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
NFA	Endog	Eq ^{۵۳}	خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی
NFIC	Endog	Eq ^{۲۶}	خالص درآمد عوامل تولید از خارج به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
NGDNFA	Endog	Eq ^{۴۹}	خالص واگذاری دارائی‌های سرمایه‌ای
NI	Endog	Eq ^{۳۸}	درآمد ملی
NIC	Endog	Eq ^{۳۰}	درآمد ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
NICP	Endog	Eq ^{۴۰}	درآمد ملی سرانه به قیمت ثابت سال
NIP	Endog	Eq ^{۳۹}	درآمد ملی سرانه
NNSC	Endog	Eq ^{۳۷}	خالص پس‌انداز ملی
NOAL	Exog	Exog	خالص سایر دارایی‌ها و بدهی‌ها بانک مرکزی
NTAXIDC	Endog	Eq ^{۲۹}	خالص مالیات‌های غیر مستقیم به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
OILPOPEC	Exog	Exog	قیمت سبد نفتی اوپک
OREV	Exog	Exog	سایر درآمدهای دولت
OUT ^{۸۱۲}	Exog	Exog	Outlier ۱۳۸۱Q ^۲ =۱
OUT ^{۸۲}	Exog	Exog	Outlier after ۱۳۸۱Q ^۴ =۱
OUT ^{۸۲۴}	Exog	Exog	Outlier ۱۳۸۲Q ^۴ =۱
P ^{۱۰} MF	Endog	Eq ^{۱۲۸}	جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر
P ^{۱۰} MM	Endog	Eq ^{۱۳۰}	جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر
PFCEC	Endog	Eq ^۱	هزینه‌های مصرفی خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
PFI	Endog	Eq ^{۱۲۲}	درآمد عوامل تولید از خارج، پرداخت‌ها
PFI\$	Endog	Eq ^{۱۲۳}	درآمد عوامل تولید از خارج، پرداخت‌ها(ملیون دلار)
PFIC	Exog	Exog	درآمد عوامل تولید از خارج، پرداخت‌ها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
POP	Endog	Eq ^{۱۲۷}	کل جمعیت
PPI	Endog	Eq ^{۷۶}	شاخص قیمت تولیدکننده
PRF	Endog	Eq ^{۱۰۲}	نرخ مشارکت زنان در نیروی کار
PRM	Endog	Eq ^{۱۰۳}	نرخ مشارکت مردان در نیروی کار
QM	Endog	Eq ^{۷۱}	سپرده‌های غیر دیداری(شبه پول)

RCPI	Endog	Eq ^{۸۰}	نرخ تورم، فصلی
RCPIA	Endog	Eq ^{۸۲}	نرخ تورم، سالانه
RCPIQ	Endog	Eq ^{۸۱}	نرخ تورم، فصل مشابه
RFI	Endog	Eq ^{۱۲۰}	درآمد عوامل تولید از خارج، دریافت‌ها
RFI\$	Endog	Eq ^{۱۲۱}	درآمد عوامل تولید از خارج، دریافت‌ها (ملیون دلار)
RFIC	Exog	Exog	درآمد عوامل تولید از خارج، دریافت‌ها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
RGDPC	Endog	Eq ^{۲۳}	نرخ رشد تولید ناخالص ملی، فصلی
RGDPCA	Endog	Eq ^{۲۵}	نرخ رشد تولید ناخالص ملی، سالانه
RGDPCQ	Endog	Eq ^{۲۴}	نرخ رشد تولید ناخالص ملی، فصل مشابه
RM ^۲	Endog	Eq ^{۶۹}	نرخ رشد نقدینگی، فصلی
RM ^۲ A	Endog	Eq ^{۷۰}	نرخ رشد نقدینگی، سالانه
SDC	Exog	Exog	اشتباهات آماری
SER\$	Endog	Eq ^{۱۲۴}	$ser\$ = exs\$ + rfi\$ - ims\$ - pfi\$$
SPP	Endog	Eq ^{۵۱}	فروش اوراق مشارکت
SVBDCBL	Exog	Exog	متغیر حالت برای BDCBL
SVBDCBS	Exog	Exog	متغیر حالت برای BDCBS
SVCISC	Exog	Exog	متغیر حالت برای CISC
SVEXGO	Exog	Exog	متغیر حالت برای EXGO
SVEXGOG	Exog	Exog	متغیر حالت برای EXGOG
SVEXROM	Exog	Exog	متغیر حالت برای EXROM
SVEXS	Exog	Exog	متغیر حالت برای EXS
SVIMG	Exog	Exog	متغیر حالت برای IMG
SVIMS	Exog	Exog	متغیر حالت برای IMS
SVIPFI	Exog	Exog	متغیر حالت برای IPFI
SVIRFI	Exog	Exog	متغیر حالت برای IRFI
SVKSC	Exog	Exog	متغیر حالت برای KSC
SVNTAXID	Exog	Exog	متغیر حالت برای NTAXID
SVP ^{۱۰} MF	Endog	Eq ^{۱۲۹}	متغیر حالت برای P ^{۱۰} MF
SVP ^{۱۰} MM	Endog	Eq ^{۱۳۱}	متغیر حالت برای P ^{۱۰} MM
SVPFI	Exog	Exog	متغیر حالت برای PFI
SVRFI	Exog	Exog	متغیر حالت برای RFI
T	Exog	Exog	متغیر روند
TAX	Endog	Eq ^{۴۳}	درآمد مالیاتی دولت
TAXD	Endog	Eq ^{۴۱}	مالیات‌های مستقیم
TAXID	Endog	Eq ^{۴۲}	مالیات‌های غیرمستقیم
TB\$	Endog	Eq ^{۱۱۵}	تراز بازرگانی
TOTADC	Endog	Eq ^{۳۵}	نتیجه رابطه مبادله بازرگانی
TR\$	Exog	Exog	انتقالات
UF	Endog	Eq ^{۹۷}	جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار
UM	Endog	Eq ^{۹۸}	جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار

URF	Endog	Eq ^{۱۰۴}	نرخ بیکاری زنان
URM	Endog	Eq ^{۱۰۵}	نرخ بیکاری مردان
URT	Endog	Eq ^{۱۰۶}	نرخ بیکاری فصلی
URTA	Endog	Eq ^{۱۰۷}	نرخ بیکاری سالانه
UT	Endog	Eq ^{۹۹}	کل جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر بیکار
WH	Endog	Eq ^{۱۳۲}	ثروت
WHC	Endog	Eq ^{۱۳۳}	ثروت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶
XPI	Endog	Eq ^{۷۷}	شاخص قیمت صادراتی

۳.۲. ساختار بلوک‌ها

Number of independent blocks: ۳
Number of simultaneous blocks: ۱
Number of recursive blocks: _____.

Block ۱: ۶ Recursive Equations

exgogc(۱۳) exgoc(۱۲) exgc(۱۶) exsc(۱۴)
gsc(۱۷) gfcfgc(۶)

Block ۲: ۲۶ Simultaneous Equations

pfcec(۱) gfcec(۲) fcec(۳) gdpdc(۴) imgc(۱۸)
gfcfpc(۵) gfcfc(۷) inc(۸) cisc(۹) taxd(۴۱)
imsc(۱۹) imgsc(۲۰) nexgsc(۲۱) gdpc(۲۲) gob(۴۶)
taxid(۴۲) tax(۴۳) grev(۴۴) gcex(۴۵) mpi(۷۸)
gdnfa(۴۷) exrfm(۷۳) cpi(۷۵) ppi(۷۶)

gdpdef(۷۹) bspi(۹۰)

Block ۳: ۱۰۱ Recursive Equations

ksc(۱۰) ks(۱۱) exrom(۷۴) exrp(۱۵) exgs(۳۲)
rgdpc(۲۳) rgdpcq(۲۴) rgdpca(۲۵) nfic(۲۶) gnpc(۲۷)
imgsc(۳۱) imexgs(۳۴) imxpi(۳۳) totadc(۳۵) gnsc(۳۶)
cfcc(۲۸) ntaxidc(۲۹) nic(۳۰) gns(۳۹) nip(۳۹) nicp(۴۰)
nns(۳۷) ni(۳۸) pop(۱۲۷) alfa(۵۴)
ganfa(۴۸) ngdnfa(۴۹) gnlb(۵۰)

spp(۵۱)	beta(۵۵)	ncps(۵۲)	nfa(۵۳)
curp(۵۶)	dd(۵۸)	bdcbl(۵۷)	m ^۱ (۵۹)
curb(۶۰)	bdcbs(۶۱)	mbu(۶۲)	mbr(۶۳)
mb(۶۴)	curpdd(۶۵)	curbdd(۶۶)	mul(۶۷)
m ^۲ (۶۸)	rm ^۲ (۶۹)	rm ^۲ a(۷۰)	qm(۷۱)
wh(۱۳۲)	whc(۱۳۳)	mdc(۷۲)	xpi(۷۷)
rcpi(۸۰)	rcpiq(۸۱)	rcpia(۸۲)	ixgogi(۸۳)
cpii(۸۹)	iimgi(۸۴)	ixsi(۸۵)	iimsi(۸۶)
irfii(۸۷)	ipfii(۸۸)	lff(۹۱)	lfm(۹۲)
ef(۹۴)	em(۹۵)	et(۹۶)	uf(۹۷)
um(۹۸)	ut(۹۹)	esf(۱۰۰)	esm(۱۰۱)
svp ^۱ ·mf(۱۲۹)	urta(۱۰۷)	p ^۱ ·mf(۱۲۸)	prf(۱۰۲)
svp ^۱ ·mm(۱۳۱)	p ^۱ ·mm(۱۳۰)	exs(۱۱۶)	prf(۱۰۳)
urm(۱۰۵)	urt(۱۰۶)	rfi\$(۱۲۱)	exgo(۱۰۸)
exgo\$(۱۰۹)	exgog(۱۱۰)	exgog\$(۱۱۱)	exg\$(۱۱۲)
img(۱۱۳)	img\$(۱۱۴)	tb\$(۱۱۵)	exs\$(۱۱۷)
ims(۱۱۸)	ims\$(۱۱۹)	rfi(۱۲۰)	pfi(۱۲۲)
pfi\$(۱۲۳)	ser\$(۱۲۴)	cuab\$(۱۲۵)	bop\$(۱۲۶)

۴.۲. معادلات رفتاری و اتحادهای مدل

در این قسمت بدون در نظر گرفتن مبانی نظری هر یک از معادلات رفتاری مدل که شرح مبسوط آن در گزارشات مرحله چهارم پیوست آمده است، صرفاً به ارایه توضیحات اجمالی هر یک معادلات رفتاری، معادلات حالت-فضا و اتحادها خواهیم پرداخت.

حساب‌های ملی

• معادله ۱: هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی^۱

در بررسی تحولات مربوط به تابع مصرف، نقش درآمد یا درآمد قابل تصرف، مصرف دوره‌های قبلی و درآمدهای مورد انتظار آینده در مطالعات اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. در مطالعات و تجربیات جدید غیر از عوامل فوق بر عواملی همچون تورم، دارایی‌های نقدی، تغییرات فصلی درآمد و نقش نرخ بهره تأکید شده است. اگر چه بررسی نقش تورم از اوایل دهه ۱۹۶۰ مورد توجه بوده و بصورت تأثیر مثبت و یا منفی نرخ تورم بر تغییرات مصرف بدان اشاره شده است، لیکن با بروز تورم‌های شدید در آغاز دهه ۱۹۷۰ این مسئله به شکل وسیعتر مورد توجه قرار گرفت.

پیگو در سال ۱۹۴۷ تأکید می‌کند که ارزش واقعی ثروت خصوصی می‌تواند با کاهش قیمت‌ها بطور نامحدود افزایش پیدا کند. زیرا کاهش قیمت، قدرت خرید طلا، اسکناس‌های چاپ شده دولتی، اوراق قرضه دولتی، و همه دارایی‌هایی که ارزش اسمی ثابت دارند را افزایش خواهد داد. با برخورداری از مالکین این دارایی‌ها، میل به مصرف رو به افزایش خواهد گذاشت. اما، همه انواع ثروت بطور مساوی ذخیره‌ای برای مواقع اضطراری نیستند. تمایز اصلی و عمومی بین ثروت انسانی-توانایی‌های جسمی و فکری-و ثروت غیرانسانی است. از این گذشته، همه انواع ثروت غیرانسانی نیز بطور یکسان بعنوان یک ذخیره برای مواقع اضطراری رضایت‌بخش نیستند. به این دلیل است که انواع معینی از ثروت غیرانسانی، نظیر آنچه دارایی‌های نقدی نامیده می‌شود، به‌منظور توجه خاص در برخی مطالعات تجربی برگزیده می‌شود. زیرا، بجز دارایی‌های نقدی یعنی سپرده‌های بانکی، حساب‌های پس‌انداز، اوراق قرضه، دیگر اجزاء اصلی

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مراجعه شود.

باقیمانده ثروت خالص یعنی دارایی غیرمنقول خانه، کالاهای بادوام مصرفی، حقوق بازنشستگی و ... به آسانی قابل تبدیل به قدرت خرید جاری نیستند. بعلاوه، بجزء خانواده‌های طبقات درآمدی بالا، که قادرند در هر زمان و به هر مقدار که بخواهند با خرید و فروش سریع دارایی‌ها و بدهی‌های دیگر، ثروت خود را بشکل نقد نگهداری کنند، برای بسیاری از خانواده‌های طبقات درآمدی پایین، دارایی‌های نقدی، بطور بالقوه تنها نوع دارایی‌هایی هستند که نگهداری می‌کنند. بنابر از متغیر مناسب و جایگزین حجم نقدینگی، موجودی سرمایه و اوراق مشارکت بعنوان ثروت استفاده شده است.

مصرف جمعی نه تنها توسط تغییرات درآمد و ثروت کل و نرخ تورم، بلکه از طریق تغییرات در نرخ بهره جهت خرید کالاهای بادوام مصرفی می‌تواند متأثر شود. لذا تابع مصرف بخش خصوصی در الگوی اقتصاد کلان سنجی ارائه شده بصورت زیر تصریح شده است؛

$$PFCEC = F(CPI, GDPCD, IDR^1, WHC)$$

که در آن متغیرهای PFCEC هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، GDPCD تولید ناخالص داخلی پس از کسر مالیات‌ها به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، CPI شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی، IDR^۱ نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار (یک‌ساله) و WHC ثروت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد.

• معادله ۲: هزینه‌های مصرفی بخش دولتی^۱

میزان درآمدهای نفتی دولت شاید عمده‌ترین عامل مؤثر در میزان مصرف بخش دولتی باشد. علاوه بر درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی دولت نیز در میزان مصرف بخش دولتی مؤثر است. همچنین باید به این مطلب اشاره گردد که در کشورمان و در زمان‌های خاص مخارج دولت از ناحیه‌های مختلف تأمین مالی می‌شود. به عنوان مثال می‌توان به صندوق ذخیره ارزی در سال‌های اخیر اشاره کرد. در برخی موارد نیز دولت برای پوشش هزینه‌های خود که به نوعی مصرف بخش دولتی را دربرمی‌گیرد از فروش دارایی‌های دولتی کمک می‌گیرد. تابع مصرف بخش دولتی به صورت زیر تصریح شده است؛

$$GFCEC = F(CPI, GDNFA/GDPDEF)$$

که در آن متغیرهای GFCEC هزینه‌های مصرفی دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، GDNFA واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت به قیمت جاری، GDPDEF شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی و CPI شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی است.

• معادله ۳: هزینه‌های مصرفی کل

این معادله صرفاً یک اتحاد بوده و از جمع هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی و دولتی بدست می‌آید.

$$FCEC = PFCEC + GFCEC$$

• معادله ۴: درآمد قابل تصرف

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مراجعه شود.

این معادله نحوه محاسبه درآمد قابل تصرف را نشان می‌دهد. در این معادله مقادیر کل مالیات‌ها به قیمت ثابت از تولید ناخالص داخلی کسر می‌گردد تا متغیر مناسب و جایگزین درآمد قابل تصرف حاصل آید. لذا خواهیم داشت:

$$GDPCD = GDPC - (TAX / GDPDEF)$$

• معادله ۵: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی^۱

تشکیل سرمایه ثابت، از تقاضای سرمایه بنگاه‌های اقتصادی به عنوان یک عامل تولید ناشی می‌شود. بنگاه‌ها، براساس رفتار اقتصادی فردی تقاضای عامل سرمایه را مشخص نموده و مقدار تقاضای مطلوب سرمایه در هر دوره فعالیت اقتصادی را بدست می‌آورند. در ادبیات مربوط به سرمایه‌گذاری، این مقدار موجودی مطلوب، سرمایه نام دارد. رسیدن بنگاه به این موجودی مطلوب بعد از آن مطرح می‌شود که حرکت و تصمیم بنگاه، منجر به تغییر در موجودی سرمایه در هر دوره شود، که این تغییر در موجودی سرمایه، همان سرمایه‌گذاری خالص است و مقدار این موجودی مطلوب با دوره دیگر تفاوت می‌کند. در نتیجه، می‌توان گفت مقدار سرمایه‌گذاری در هر دوره فعالیت اقتصادی، متأثر از دو عامل است، اول مقدار موجودی مطلوب سرمایه که بنگاه باید داشته باشد و دوم، سرعت تعدیلی که بنگاه برای رسیدن به این موجودی مطلوب سرمایه پیش می‌گیرد. این دو مرحله، پایه و اساس مباحث مربوط به مطالعه رفتار سرمایه‌گذاری را تشکیل می‌دهند و تمامی نظریه‌های سرمایه‌گذاری سعی دارند که پاسخ دو موضوع زیر را بیابند. اولاً چگونه مقدار مطلوب موجودی تعیین می‌شود و از چه متغیرهایی تأثیر می‌پذیرد و ثانیاً بعد از مشخص شدن موجودی مطلوب، بنگاه چه سرعت تعدیلی را برای رسیدن به آن اتخاذ می‌کند و اینکه این سرعت تعدیل توسط چه عواملی تعیین می‌شود؟ لذا تنوع در تئوری‌های سرمایه‌گذاری عموماً مربوط به نحوه تعیین موجودی مطلوب سرمایه به صورت مخارج سرمایه‌گذاری است.

اما شکاف بزرگی بین تئوری‌های مدرن سرمایه‌گذاری و مدل‌های بکار رفته برای کشورهای در حال توسعه وجود دارد. این شکاف نتیجه علل گوناگونی هم از نظر تئوریک و هم از نظر تجربی است. یک سری نقایص ساختاری مانند عدم وجود بازارهای مالی کارا، نقش نسبتاً مسلط دولت در تشکیل سرمایه، اختلالات ایجاد شده در اثر محدودیتهای مبادله خارجی و دیگر نواقص بازار در اغلب کشورهای توسعه نیافته موجب عدم تأمین فروض مربوط به بهینه کردن رفتار سرمایه‌گذاری می‌شود و بکارگیری تئوری‌های سرمایه‌گذاری را با مشکل مواجه می‌سازند.

اقلامی که در حسابهای مالی در طرف هزینه‌های ملی وارد می‌شود، سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی را بر مبنای تعریف مؤسسه مالی بین‌المللی (IFC)^۲ وابسته به بانک جهانی به اجزاء خصوصی و دولتی تقسیم می‌کند. در یک وضعیت کلی با توجه به تعریف مؤسسه مالی بین‌المللی، که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را تفاضل سرمایه‌گذاری کل از سرمایه‌گذاری دولتی بیان می‌دارد نتایج زیر از تعریف فوق بدست می‌آید:

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مراجعه شود.

- از نظر شکل بودجه‌ای، سرمایه‌گذاری‌هایی که در اقتصاد در یک سال مالی تحقق پذیرد و تمام یا قسمتی از هزینه تشکیل سرمایه ثابت آن از بودجه دولتی نباشد سرمایه‌گذاری خصوصی است.
- سرمایه‌گذاری‌هایی که در اقتصاد ملی صورت پذیرد و مجری آن دستگاه‌های دولتی، وزارتخانه‌ها و ادارات دولتی و شرکت‌های وابسته به دولت، مؤسسات غیرانتفاعی دولتی و سازمان تأمین اجتماعی نباشد، سرمایه‌گذاری خصوصی است.
- در تنظیم اسناد مالی و بانکی اگر طرف تعهد، دولت یا مؤسسات دولتی نباشد و فرد یا افرادی تقبل تعهدات مالی را نموده و اسناد مالی به عنوان افراد حقیقی تنظیم شده باشد و آن تعهد برای سرمایه‌گذاری از مؤسسات پولی و مالی اخذ بشود جزء سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است.

علاوه بر سطح تولید به عنوان متغیری مناسب و جایگزین برای تقاضا و همچنین نرخ بهره و موجودی سرمایه و تغییر در سطح عمومی قیمت تولیدکننده که می‌توانند سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار دهند، هزینه‌های دولت از طریق تأثیری که بطور غیرمستقیم روی بازدهی سرمایه‌گذاری خصوصی دارد، ممکن است بر تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مؤثر واقع شود.

سرمایه‌گذاری‌های زیر بنایی دولت مانند احداث بزرگراه‌ها، فرودگاه‌ها، سیستم‌های آبرسانی و غیره باعث گسترش امکانات برای سرمایه‌گذاران بخش خصوصی می‌شود و تقاضا برای تولیدات خصوصی را از طریق افزایش تقاضا برای نهاده‌ها و خدمات جنبی افزایش می‌دهد. پس انتظار بر این است که بین سرمایه‌گذاری زیربنایی دولت و سرمایه‌گذاری خصوصی رابطه مکمل و مثبتی وجود داشته باشد. همچنین سرمایه‌گذاری عمومی بیشتر، تقاضا برای تولیدات بخش خصوصی را افزایش داده و از آن طریق بر انتظارات تولید و نیاز سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر می‌گذارد. افزایش سرمایه‌گذاری عمومی از طریق افزایش تولید کل و در نتیجه افزایش پس اندازها منجر به افزایش منابع فیزیکی و مالی در اقتصاد می‌شود.

سرمایه‌گذاری دولتی ممکن است با سرمایه‌گذاری خصوصی برای منابع مالی و فیزیکی کمیاب رقابت کرده و از این طریق اثری منفی بر آن بگذارد. زیرا در کشورهای در حال توسعه دولت‌ها به منابع مالی و اعتباری کنترل شدید داشته و با افزایش تقاضای دولت برای کسب اعتبارات، باعث کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی شوند. مضافاً از آنجا که در کشورهای در حال توسعه، دولت‌ها بطور گسترده و مستقیم وارد فعالیتهای تولیدی می‌شوند، سرمایه‌گذاری دولت در پروژه‌هایی که بر تولید کالاها و خدمات رقیب تولیدات بخش خصوصی مبادرت دارند، حجم محدود بازار و تقاضای موثر بخش خصوصی را تحت فشار قرار داده و در نتیجه تأثیر منفی روی سودآوری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

بنابراین اثر کلی مخارج سرمایه‌ای دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی به عملکرد مکانیسم‌های مطرح شده بستگی دارد. لذا تابع تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی به صورت زیر تصریح شده است؛

$$GFCFPC = F(ERPF, GDPC, GFCEGC, KSC, PPI)$$

که در آن متغیرهای GFCFPC تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، ERPF نرخ سود مورد انتظار تسهیلات، GDPC تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶، GFCEGC تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، KSC موجودی سرمایه به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و PPI شاخص بهای تولیدکننده می‌باشد.

• معادله ۶: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی

با عنایت به اینکه بخش نفت و گاز در انحصار دولت است لذا مهم‌ترین مجرای اثرگذاری تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی همان واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. زیرا با کاهش قیمت جهانی نفت و صادرات نفت که از منابع مهم واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است، دولت به کاهش تشکیل سرمایه ثابت ناخالص مبادرت می‌ورزد. بنابراین عوامل مؤثر بر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی عبارت خواهند بود از؛

$$GFCFGC = F(GDNFA / GDPDEF, GDPC, PPI)$$

که در آن متغیرهای $GFCFGC$ تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، $GDNFA$ واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، $GDPDEF$ شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، $GDPC$ تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و PPI شاخص بهای تولیدکننده می‌باشد.

• معادله ۷: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص کل

این اتحاد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص کل به قیمت ثابت ۱۳۷۶ را محاسبه می‌نماید. لذا خواهیم داشت؛

$$GFCFC = GFCFPC + GFCFGC$$

• معادله ۸: سرمایه‌گذاری کل

از آنجا که در آمارهای حساب‌های ملی تغییر در موجودی انبار به تفکیک بخش خصوصی و دولتی در دسترس نمی‌باشد لذا با افزودن تشکیل سرمایه ثابت ناخالص کل به تغییر در موجودی انبار سرمایه‌گذاری کل به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ محاسبه می‌شود. لذا

$$INC = GFCFC + CISC$$

که در آن متغیرهای INC سرمایه‌گذاری کل به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، $GFCFC$ تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی و خصوصی و $CISC$ تغییر در موجودی انبار به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد.

• معادله ۹: تغییر در موجودی انبار

تغییر در موجودی انبار به‌عنوان یکی از بخش‌های مهم سرمایه‌گذاری است و در واقع بیانگر وضعیت‌های رونق و رکودی اقتصاد می‌باشد. تحلیل‌های مبتنی بر تغییر در موجودی انبار در صورتی از دقت کافی برخوردار خواهند بود که مقادیر آن به تفکیک پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده در دسترس باشند. با فرض آنکه تغییر در موجودی انبار درصدی از سرمایه‌گذاری کل را تشکیل می‌دهد می‌توان نوشت؛

$$CISC = SVCISC \times INC$$

از آنجا که تغییر در موجودی انبار متأثر از شرایط اقتصادی است، لذا ضریب SVCISC با توجه به شرایط اقتصادی در نوسان خواهد بود. جهت برآورد ضریب SVCISC که در طول زمان تغییر می‌نماید از روش مدل‌های حالت-فضا^۱ استفاده نموده‌ایم. بنابراین خواهیم داشت؛

$$\begin{aligned} @state \quad SVCISC &= C(1) + C(2) \times SVCISC(-1) \\ @signal \quad CISC &= SVCISC \times INC \end{aligned}$$

که در آن @state معادله گذار یا حالت، @signal معادله اندازه‌گیری یا مشاهده و SVCISC متغیر حالت یا درصد تغییر در موجودی انبار نسبت به سرمایه‌گذاری کل، CISC تغییر در موجودی انبار و INC سرمایه‌گذاری کل است.

• معادله ۱۰: موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

از آنجا که موجودی سرمایه از حاصل جمع موجودی سرمایه در دوره گذشته و سرمایه‌گذاری و کسر استهلاک موجودی سرمایه دوره گذشته بدست می‌آید، لذا

$$KSC = (1 - SVKSC) \times KSC(-1) + INC$$

و چون فرض می‌شود که نرخ استهلاک موجودی سرمایه بسته به ماهیت آن در طول زمان در حال تغییر است لذا خواهیم داشت؛

$$\begin{aligned} @state \quad SVKSC &= C(2) \times SVKSC(-1) \\ @signal \quad KSC &= (1 - SVKSC) \times KSC(-1) + INC \end{aligned}$$

که در آن SVKSC متغیر حالت یا نرخ استهلاک موجودی سرمایه، KSC موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و INC سرمایه‌گذاری کل است.^۲

• معادله ۱۱: موجودی سرمایه به قیمت جاری

موجودی سرمایه به قیمت جاری که از حاصل ضرب همین متغیر به قیمت ثابت در شاخص ضمنی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بدست می‌آید.

$$KS = KSC \times IGFCFCI$$

صادرات و واردات^۳

اغلب کشورهای در حال توسعه همانطور که اصل مزیت نسبی ریکاردو در تجارت بین‌الملل مطرح می‌نمود، جهت دستیابی به تخصص و تخصیص بهینه منابع و افزایش رفاه، و با توجه به نظریه‌های نئوکلاسیک تجارت، که تجارت را به عنوان موتور رشد و توسعه اقتصادی معرفی می‌کردند، به صادرات مواد اولیه پرداختند. اما عدم موفقیت کشورهای

^۱ State Space Model

^۲ یکی از موارد کاربرد و استفاده از مدل‌های State-Space امکان برآورد مدل‌هایی است که در آن پارامترها تغییر می‌یابند. جهت اطلاع بیشتر به J.D. Hamilton. (1994) "Time Series Analysis" Princeton. P. 399-401 مراجعه شود.

^۳ به گزارش مرحله چهارم، موضوع صادرات و واردات در اقتصاد ایران مراجعه شود.

در حال توسعه در خصوص اهداف توسعه صادرات محصولات اولیه، بدلیل کاهش رابطه مبادله به زیان کشورهای در حال توسعه و به سود کشورهای صنعتی، باعث شکل گیری این تفکر شد که کشورهای صنعتی بدلیل ماهیت کالاهای صادراتی خود که غالباً صنعتی و دارای ارزش افزوده بالا می باشند، روز به روز ثروتمندتر شده و کشورهای در حال توسعه با صدور مواد خام و مواد اولیه با ارزش افزوده پایین، فقیرتر می گردند. مجموعه عوامل فوق منجر به اندیشه صنعتی شدن کشورهای در حال توسعه، به جای کسب تخصص در تولید کالاهای اولیه بر اساس نظریه سنتی تجارت گردید و بدین ترتیب دو استراتژی جایگزینی واردات و توسعه صادرات وارد ادبیات اقتصادی شد.

در مجموع استراتژی جایگزینی واردات در گروه کشورهای در حال توسعه که بر صنعتی شدن از طریق استراتژی مزبور تاکید داشتند، تنها به تولید کالاهای مصرفی بادوام منجر گردید و در مورد کالاهای سرمایه ای و واسطه ای موفقیتی کسب نشد. نتیجتاً وابستگی اینگونه کشورها افزایش یافته و در واقع اهداف استراتژی جایگزینی واردات که کاهش وابستگی به محصولات خارجی و بهبود تراز بازرگانی و ... بود، غیر قابل دستیابی گردید. به همین دلیل با آغاز دهه ۱۹۷۰ بسیاری از کشورهای در حال توسعه توجه خود را به استراتژی برون نگر یا تشویق صادرات و صدور کالاهای ثانویه مبذول داشتند.

ایران نیز همانند سایر کشورهای در حال توسعه از این قاعده مستثنی نبوده است. استراتژی جایگزینی واردات از برنامه سوم عمرانی قبل از انقلاب اسلامی (۱۳۴۱-۴۹) در ایران مدنظر قرار گرفته و در نهایت همانند سایر کشورها به تولید کالاهای مصرفی بادوام انجامید. تنها استثنا در مورد ایران، وجود درآمدهای سرشار نفتی بود که استراتژی مزبور را همانند سایر سیاست های اقتصادی تحت تأثیر خود قرار می داد. بدین ترتیب که با افزایش دریافتی های ارزی از طریق فروش نفت، کنترل ها و حمایت های شدید دولتی مورد نیاز استراتژی جایگزینی واردات، به ویژه در بخش واردات به بوتله فراموشی سپرده می شد که کاملاً برخلاف جهت گیری و اهداف استراتژی جایگزینی واردات بود.

پس از انقلاب اسلامی بدلیل شرایط خاص حاکم بر اقتصاد، همچون جنگ، تحریم اقتصاد و ... استراتژی جایگزینی واردات در جهت قطع وابستگی از خارج با شدت بیشتری نسبت به قبل از انقلاب اسلامی پی گیری شد. اما همچنان با مشکلاتی همانند قبل از انقلاب اسلامی مواجه بوده و تحت الشعاع درآمدهای نفتی قرار داشت. نکته قابل ذکر پرداختن به سیاست های کوتاه مدت در زمینه تشویق صادرات می باشد که در هر دو دوره قبل و بعد از انقلاب اسلامی همزمان با اتخاذ استراتژی جایگزینی واردات مورد توجه قرار می گرفت، به ویژه بعد از انقلاب اسلامی که تفکر خودکفایی و قطع اتکا به درآمدهای نفتی بروز کرد. بنابراین سیاست های تشویق صادرات ضرورت بیشتری یافتند. به عبارت بهتر همواره سیاست تشویق صادرات غیرنفتی در کنار سیاست محدودیت واردات کالاهای مصرفی مدنظر بوده است. اما اهداف قطع وابستگی از درآمدهای نفتی و گسترش صادرات غیرنفتی هیچگاه جایگاه خاص خود را در سیاست های بازرگانی نیافته و نوسانات درآمدهای نفتی سیاست های تشویق صادرات را متأثر نموده است. به این معنا که در دوره هایی که درآمدهای نفتی در سطح نازلی قرار داشته، توجه خاص به صادرات غیرنفتی مبذول گردیده و تسهیلات بیشتری در جهت رشد آن در نظر گرفته شده است و افزایش درآمدهای نفتی در برخی از دوره ها، باعث فراموشی سیاست های تشویقی جهت صادرات غیرنفتی گردیده است. نتیجه این امر ایجاد یک بخش حاشیه ای و پسماند تحت عنوان صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران و شکل گیری آن به عنوان مازاد بر مصرف داخلی جهت صدور می باشد.

با توجه به اهمیت تجارت در رشد و توسعه و جایگاه مهم این بخش در اقتصاد کلان و بین الملل گزارش صادرات و واردات در اقتصاد ایران که موضوع مرحله چهارم قرارداد است به بررسی ساختار تجارت در اقتصاد ایران می پردازد. ابتدا رابطه تجارت با برخی از متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد و توسعه اقتصادی، اشتغال و ظرفیت های تولیدی

بیان می‌شود و سپس عوامل تأثیرگذار بر تجارت که در برگیرنده صادرات و واردات است شناسایی شده و مبانی نظری عوامل مؤثر بر صادرات و واردات نظیر نرخ ارز، درآمد و قیمت داخلی و خارجی تبیین می‌شود.

• معادله ۱۲: صادرات غیرنفتی

بنابر این صادرات غیرنفتی را به صورت زیر تصریح نموده‌ایم؛

$$EXGOC = F(GDPW, EXRP, XPI/MPI)$$

که در آن $EXGOC$ صادرات غیر نفتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، $GDPW$ تولید ناخالص داخلی جهان به قیمت ثابت، $EXRP$ پرمیوم نرخ ارز و XPI/MPI رابطه مبادله بازرگانی است که بنا به تعریف برابر است با نسبت شاخص قیمت‌های صادراتی بر قیمت‌های وارداتی می‌باشد.

• معادله ۱۳: صادرات نفت و گاز^۱

کارکردهای نفت در اقتصاد ایران متفاوت بوده است. اما ارتباط‌های مالی این بخش با اقتصاد از اهمیت بیشتری برخوردار بوده است که این ارتباط‌ها بیشتر از طریق تأمین ارز برای بخش سنتی اقتصاد بوده است. در واقع از طریق این ارتباط‌ها نوعی همبستگی ساختاری در عملکرد بخش نفت و بدنبال آن بخش سنتی اقتصاد ایجاد شده است بطوری که عملکرد بخش نفت به شدت عملکرد فعالیت سایر بخش‌ها را تحت تأثیر قرار داده است. مهم‌ترین عامل در تشدید اهمیت و نفوذ بخش نفت بر کل اقتصاد را در راهبرد توسعه اقتصادی اتخاذ شده از سوی سیاستگذاران اقتصادی کشور می‌توان جستجو کرد. در ایران بدلیل ملی بودن صنعت نفت، خود به خود دولت بعنوان یک عامل مؤثر در تخصیص منابع بویژه ارز و گسترش سرمایه‌گذاری‌های بالاسری در فعالیت‌های اقتصادی نقش مؤثری دارد. دولت نقش هماهنگ کننده و محرک نظام اقتصادی را ایفا می‌کند که هماهنگی و ایجاد تحرک در اقتصاد بستگی به ابعاد برنامه‌های عمرانی، بودجه سالانه و سیاست‌های پولی و مالی دارد که دولت عامل اصلی در تنظیم آن‌هاست. با هر دیدی که به اقتصاد و عملکرد آن در مجموع بنگریم نفت و درآمدهای حاصل از آن، ستون فقرات اقتصاد ملی را تشکیل می‌دهد. این تأثیر همه جانبه بوده و کلیه متغیرها و پارامترهای اقتصادی مانند مصرف، سرمایه‌گذاری، بودجه، پس‌انداز، اشتغال و غیره و روابط و شکل‌بندی آن‌ها را نیز در بر گرفته است.

از آنجا که میزان تولید و صدور نفت کشور در چارچوب توافقات بعمل آمده در سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) تعیین می‌گردد و بخشی از این تولید به صورت فرآورده‌های نفتی مختلف در داخل به مصرف رسیده و مقدار باقی مانده صادر می‌شود، در نتیجه درآمدهای حاصل از صادرات نفت تابعی از قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی جهان در نظر گرفته شده است. لذا خواهیم داشت؛

$$EXGOGC = F(OILPOPEC, GDPW)$$

که در آن $EXGOGC$ صادرات نفت و گاز به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، $OILPOPEC$ قیمت سبد نفتی اوپک و $GDPW$ تولید ناخالص داخلی جهان به قیمت ثابت است.

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع نفت و اقتصاد ایران و همچنین صادرات و واردات در اقتصاد ایران مراجعه شود.

• معادله ۱۴: صادرات خدمات

از آنجا که بخش اعظم صادرات خدمات مربوط به کرایه حمل و نقل است لذا تابع صادرات خدمات به صورت زیر تصریح شده است؛

$$EXSC = F(EXGOC, EXRP, GDPW)$$

که در آن EXSC صادرات خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، EXGOC صادرات غیر نفتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، EXRP پرمیوم نرخ ارز و GDPW تولید ناخالص داخلی جهان به قیمت ثابت است.

• معادله ۱۵: پرمیم نرخ ارز

از آنجا که نرخ ارز و سیاست‌های ارزی نیز یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر جریان واردات به کشورها می‌باشد، لذا این متغیر نیز جزء یکی از متغیرهای تأثیرگذار در نظر گرفته می‌شود. لیکن از آنجا که تا سال ۱۳۸۰ یک نرخ ثابت اداری برای ارز در نظر گرفته شده بود، لذا برای نشان دادن محدودیت تعهدات ارزی و قیمت‌گذاری نرخ ارز برای صادرکنندگان شاخصی معرفی می‌شود که می‌تواند این محدودیت‌ها را توضیح دهد. شاخص نرخ ارز حاشیه‌ای یا پرمیوم نرخ شاخصی است که بیانگر اختلاف نرخ ارز رسمی و بازار است و از نسبت نرخ ارز بازار یا غیر رسمی به نرخ ارز رسمی بدست می‌آید. بنابر این،

$$EXRP = EXRFM / EXROM$$

که در آن EXRP حاشیه‌ای یا پرمیوم ارز، EXRFM نرخ ارز بازار آزاد و EXROM نرخ ارز رسمی یا بین بانکی است.

• معادله ۱۶: صادرات کالاها

این اتحاد میزان صادرات کالاها را به قیمت ثابت ۱۳۷۶ نشان می‌دهد و از حاصل جمع صادرات نفتی و غیر نفتی بدست می‌آید.

$$EXGC = EXGOC + EXGOGC$$

• معادله ۱۷: صادرات کالاها و خدمات

این اتحاد میزان صادرات کالاها و خدمات به قیمت ثابت ۱۳۷۶ را محاسبه می‌نماید.

$$EXGSC = EXGC + EXSC$$

• معادله ۱۸: واردات کالاها^۱

واردات را می‌توان به عنوان تقاضای اقتصادی ملی برای کالاها و خدمات سایر کشورها تلقی نمود. کشورهای در حال توسعه، در مراحل اولیه روند توسعه اقتصادی خود سعی می‌کنند با اتخاذ سیاست جایگزینی واردات، بر جریان واردات به کشور تأثیر بگذارند. میزان تأثیرگذاری جریان توسعه اقتصادی در داخل بر واردات، بستگی کامل به نوع سیاست جایگزینی واردات انتخابی دارد. برای مثال، اگر جایگزینی واردات در بخش تولید کالاهای مصرفی باشد، خود به خود، در مراحل اولیه آن حجم واردات کالاهای مصرفی بایستی ثابت بماند، واردات ماشین آلات (کالاهای سرمایه‌ای) و کالاهای واسطه‌ای افزایش یابد، ولیکن این روند به تدریج با کاهش واردات کالاهای مصرفی و تثبیت

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع صادرات و واردات در اقتصاد ایران مراجعه شود.

حجم واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای تداوم می‌یابد. اگر جایگزینی واردات در جهت خود کفایی و یا خوداتکایی باشد در این صورت، در میان مدت می‌بایست به شدت حجم واردات هر ۳ نوع کالا (کالاهای واسطه‌ای کمتر) کاهش پیدا کند.

همان‌طور که در مبانی نظری و نتایج مطالعات تجربی نشان داده شده است تولید ناخالص داخلی یا درآمد ملی و سطح قیمت‌های نسبی یعنی نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به وارداتی و هم چنین نرخ ارز به‌عنوان مهمترین متغیرهای توضیحی در توابع تقاضای واردات در نظر گرفته می‌شوند. لذا،

$$IMGC = F(EXRFM, GDPC, XPI/MPI)$$

که در آن IMGC واردات کالاها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، EXRFM نرخ ارز بازار آزاد، GDPC تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و XPI/MPI رابطه مبادله بازرگانی است که بنا به تعریف برابر با نسبت شاخص قیمت‌های صادراتی بر قیمت‌های وارداتی می‌باشد.

• معادله ۱۹: واردات خدمات

واردات خدمات شامل کرایه حمل و نقل، بیمه، مسافرت و آموزش و بهداشت نیز به متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و سطح قیمت‌های نسبی یعنی نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به وارداتی وابسته است. لذا،

$$IMSC = F(EXRFM, GDPC, XPI/MPI)$$

• معادله ۲۰: واردات کالاها و خدمات

این اتحاد میزان واردات کالاها و خدمات به قیمت ثابت ۱۳۷۶ را محاسبه می‌نماید.

$$IMGSC = IMGC + IMSC$$

• معادله ۲۱: خالص صادرات کالاها و خدمات

$$NEXGSC = EXGSC - IMGSC$$

• معادله ۲۲: تولید ناخالص داخلی

این اتحاد یک رابطه حسابداری است و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ را حاصل جمع هزینه مصرفی نهایی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی، خالص صادرات کالاها و خدمات و اشتباهات آماری بدست می‌آورد.

$$GDPC = FCEC + INC + NEXGSC + SDC$$

• معادله ۲۳: رشد فصلی تولید ناخالص داخلی

$$RGDPC = ((GDPC - GDPC(-1)) / GDPC(-1)) \times 100$$

• معادله ۲۴: رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به فصل مشابه

$$RGDPCQ = ((GDPC - GDPC(-4)) / GDPC(-4)) \times 100$$

• معادله ۲۵: رشد سالانه تولید ناخالص داخلی

در این رابطه مقادیر محاسبه شده در فصل چهارم هر سال مبین رشد تولید ناخالص داخلی سالانه است.

$$RGDPCA = (((GDPC + GDPC(-1) + GDPC(-2) + GDPC(-3)) - (GDPC(-4) + GDPC(-5) + GDPC(-6) + GDPC(-7))) / (GDPC(-4) + GDPC(-5) + GDPC(-6) + GDPC(-7))) \times 100$$

• معادله ۲۶: خالص درآمد عوامل تولید از خارج

خالص درآمد عوامل تولید از خارج حاصل موازنه دریافت‌ها بابت درآمد نیروی کار و سرمایه‌های اشخاص مقیم کشور از خارج و پرداخت‌ها بابت جبران خدمات نیروی کار و سرمایه اشخاص غیر مقیم به خارج است. لذا

$$NFIC = RFIC - PFIC$$

که در آن NFIC خالص درآمد عوامل تولید از خارج به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، RFIC دریافت‌ها بابت درآمد نیروی کار و سرمایه‌های اشخاص مقیم کشور از خارج و PFIC پرداخت‌ها بابت جبران خدمات نیروی کار و سرمایه اشخاص غیر مقیم به خارج است.

• معادله ۲۷: هزینه یا تولید ناخالص ملی به قیمت بازار

هزینه یا تولید ناخالص ملی به قیمت بازار که یک رابطه حسابداری است از حاصل جمع تولید ناخالص داخلی، نتیجه رابطه مبادله بازرگانی و خالص درآمد عوامل تولید از خارج بدست می‌آید.

$$GNPC = GDPC + TOTADC + NFIC$$

• معادله ۲۸: استهلاک سرمایه‌های ثابت

این رابطه استهلاک سرمایه‌های ثابت را تابعی از تشکیل سرمایه‌های ثابت ناخالص در نظر می‌گیرد.

$$CFCC = F(CFCC, GFCFC)$$

• معادله ۲۹: خالص مالیات‌های غیرمستقیم

خالص مالیات‌های غیرمستقیم معادل است با مالیات‌های غیرمستقیم منهای کمک‌های مالی دولت به تولیدکنندگان. اما از آنجا که کمک‌های مالی دولت به تولیدکنندگان متأثر از شرایط اقتصادی کشور بوده و با توجه ثبات این نوع کمک‌ها در سال‌های اخیر لذا جهت محاسبه درصدی از مالیات‌های مستقیم که خالص مالیات‌های غیرمستقیم را نشان دهد از مدل حالت-فضا استفاده نموده‌ایم.

$$@state \quad SVNTAXID = C(2) \times SVNTAXID(-1)$$

$$@signal \quad NTAXID = SVNTAXID \times TAXID/GDPDEF$$

• معادله ۳۰: درآمد ملی

این اتحاد نحوه محاسبه درآمد ملی را نشان می‌دهد که از کسر استهلاک سرمایه‌های ثابت و خالص مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص ملی بدست می‌آید. لذا

$$NIC = GNPC - CFCC - NTAXIDC$$

نتیجه رابطه بازرگانی

• معادله ۳۱: واردات کالاها و خدمات به قیمت جاری

این معادله واردات کالاها و خدمات را به قیمت جاری تبدیل می‌کند. بنابراین،

$$IMGS = IMGSC \times IMPI$$

که در آن IMGS واردات کالاها و خدمات به قیمت جاری، IMGSC واردات کالاها و خدمات به قیمت ثابت و IMPI شاخص ضمنی واردات کالاها و خدمات می‌باشد.

• معادله ۳۲: صادرات کالاها و خدمات به قیمت جاری

این معادله صادرات کالاها و خدمات را به قیمت جاری تبدیل می‌کند. لذا خواهیم داشت،

$$EXGS = EXGSC \times IXPI$$

که در آن EXGS صادرات کالاها و خدمات به قیمت جاری، EXGSC صادرات کالاها و خدمات به قیمت ثابت و IXPI شاخص ضمنی صادرات کالاها و خدمات می‌باشد.

• معادله ۳۳:

در این معادله نسبت شاخص ضمنی کالاها و خدمات وارداتی به صادراتی محاسبه خواهد شد.

$$IMXPI = IMPI / IXPI$$

• معادله ۳۴:

و در این معادله نسبت واردات کالاها و خدمات به صادرات کالاها و خدمات بدست خواهد آمد.

$$IMEXGS = IMGS / EXGS$$

• معادله ۳۵: نتیجه رابطه مبادله بازرگانی

در حساب‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران نتیجه رابطه مبادله بازرگانی از روش کوریس-کورابایاشی (Courbis and Kurabyashi محاسبه شده است.^۱ بر این اساس نتیجه رابطه مبادله بازرگانی عبارت خواهد بود از؛

^۱ حساب‌های ملی ایران به قیمت‌های جاری و ثابت ۱۳۷۶، اداره حساب‌های ملی ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اسفند ۱۳۸۱.

$$TOTADC = ((\gamma \times IMEXGS \times (1 - IMXPI)) / (IMXPI \times (1 + IMEXGS))) \times EXGSC$$

پس انداز ناخالص ملی

• معادله ۳۶: پس انداز ناخالص ملی

از تعاریف حسابهای ملی پس انداز ناخالص ملی از حاصل جمع سرمایه گذاری، تغییر در موجودی انبار، خالص صادرات کالاها و خدمات، نتیجه رابطه مبادله بازرگانی و خالص درآمد عوامل تولید از خارج بدست می آید.

$$GNSC = GFCFC + CISC + NEXGSC + TOTADC + NFIC$$

• معادله ۳۷: پس انداز خالص ملی

پس انداز خالص ملی نیز از کسر استهلاک سرمایه ثابت از پس انداز ناخالص ملی محاسبه خواهد شد.

$$NNSC = GNSC - CFCC$$

درآمد ملی سرانه کشور به قیمت های جاری وثابت

• معادله ۳۸: درآمد ملی به قیمت جاری

درآمد ملی به قیمت جاری از حاصل ضرب درآمد ملی به قیمت ثابت در شاخص ضمنی درآمد ملی بدست می آید.

$$NI = NIC \times INII$$

• معادله ۳۹: درآمد ملی سرانه به قیمت جاری

درآمد سرانه به قیمت های جاری از تقسیم درآمد ملی به قیمت جاری بر جمعیت کل کشور محاسبه خواهد شد.

$$NIP = NI / POP$$

• معادله ۴۰: درآمد ملی سرانه به قیمت ثابت

درآمد سرانه به قیمت های ثابت سال ۱۳۷۶ از تقسیم درآمد ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ بر جمعیت کل کشور بدست خواهد آمد.

$$NICP = NIC / POP$$

بخش دولت^۱

• معادله ۴۱: مالیات های مستقیم

مالیات های مستقیم مالیات هایی هستند که بر مبنای وضع مالی، اعم از دارایی ها و درآمدها وصول می شوند و مستقیماً بر منبع درآمد وضع می شوند. از لحاظ اقتصادی جنبه های مثبت و منفی وصول مالیات های مستقیم از نظر توزیع، تثبیت یا رشد اقتصادی در خور توجه است. بعلاوه اعمال نرخ های متفاوت مالیاتی یا افزایش و کاهش سقف معافیت های

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع مخارج دولت در اقتصاد ایران مراجعه شود.

مالیاتی که از مهم‌ترین ابزار دولت در نیل به اهدافش است، می‌تواند موجبات ترویج یا رکود فعالیت یا فعالیت‌های خاص را فراهم آورد. بر اساس طبقه‌بندی درآمدها در بودجه دولت، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد و مالیات بر ثروت در گروه مالیات‌های مستقیم طبقه‌بندی می‌شود. با توجه به تجزیه و تحلیل مطالعات انجام شده و بررسی روند درآمدهای دولت، درآمد ملی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر مالیات‌های مستقیم دولت است. لذا،

$$TAXD / GDPDEF = F(NIC, DQ^2, OUT^{812}, T)$$

که در آن TAXD مالیات مستقیم، GDPDEF شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، NIC درآمد ملی، DQ^2 متغیر مجازی برای فصل دوم هر سال، OUT^{812} متغیر مجازی برای فصل دوم سال ۱۳۸۲ بدلیل کاهش قابل ملاحظه مالیات‌های مستقیم در آن فصل و T متغیر روند زمانی است.

• معادله ۴۲: مالیات‌های غیرمستقیم

مالیات‌های غیرمستقیم مالیات‌هایی هستند که از مصرف اشخاص وصول می‌شود و پرداخت‌کننده آن مشخص و معین نیست. تحقق مالیات مستقیم بستگی به یک قسمت از فعالیت‌های اقتصادی و عملیات افراد داشته و قابلیت انتقال آن‌ها بسیار زیاد است. به عبارت دیگر، این مالیات‌ها به‌طور غیرمستقیم به کالاهای مصرفی اشخاص وضع شده و از مصرف‌کنندگان وصول می‌شوند. مالیات‌های غیرمستقیم روی قیمت کالاهای مصرفی کشیده می‌شود و در حقیقت جزیی از قیمت فروش کالا است. مالیات بر واردات و مالیات بر مصرف و فروش در گروه مالیات‌های غیرمستقیم قرار دارد. معادله رفتاری مربوط به مالیات غیر مستقیم عبارت خواهد بود از،

$$TAXID / GDPDEF = F(FCEC, IMGC, DQ^1, OUT^{824})$$

که در آن TAXID مالیات غیرمستقیم، GDPDEF شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، FCEC هزینه های مصرفی خصوصی و دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، IMGC واردات کالاها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، DQ^1 متغیر مجازی برای فصل اول هر سال و OUT^{824} متغیر مجازی برای فصل چهارم سال ۱۳۸۲ بدلیل افزایش شدید مالیات‌های غیرمستقیم در آن فصل است.

• معادله ۴۳: درآمد مالیاتی دولت

درآمدهای مالیاتی دولت از سرجمع درآمدهای حاصل از مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم بدست می‌آید.

$$TAX = TAXD + TAXID$$

• معادله ۴۴: درآمدهای دولت

درآمد دولت از مجموع درآمدهای مالیاتی دولت و سایر درآمدها در تقسیم بندی وضع مالی دولت محاسبه می‌شود.

$$GREV = TAX + OREV$$

• معادله ۴۵: پرداخت‌های هزینه‌ای جاری دولت^۱

در گزارش مربوط به درآمد و مخارج دولت در اقتصاد ایران ضمن بیان چهارچوب تئوریک مربوط به مخارج دولتی و با توجه به مطالعات انجام شده در خصوص عوامل اثرگذار در تغییرات مخارج دولتی و همچنین نتایجی که از تحلیل روند این هزینه‌ها بدست آمد، می‌توان این عوامل عبارتند از؛ **عوامل اقتصادی**: درآمد سرانه، درآمد مالیاتی، کسری بودجه، درآمد نفتی و مخارج کل دولت با یک وقفه، به عنوان مهمترین عوامل اقتصادی تأثیرگذاری بر هزینه‌های دولتی به شمار می‌آیند. **عوامل نهادی**: از عوامل نهادی می‌توان به نفوذ نمایندگان طبقات کشور یا بخش‌های اقتصاد (نمایندگان مجلس، سیاستمداران، وزیران، و...) برای گرفتن بودجه از دولت به منظور افزایش قدرت خود (اعم از قدرت سازمانی، اجتماعی و سیاسی) اشاره نمود. **عوامل اجتماعی**: از عوامل اجتماعی می‌توان به جمعیت اشاره کرد. در مجموع عامل نهادی دارای تأثیرات کم ولی معنادار بر مخارج دولت است و عوامل اقتصادی و اجتماعی از مهمترین عوامل در تشریح نوسانات مخارج دولت می‌باشد. لذا معادله رفتاری مربوط به پرداخت‌های هزینه‌ای جاری دولت عبارت خواهد بود از؛

$$GCEX / GDPDEF = F(GREV / GDPDEF, GDNFA / GDPDEF, DQ^4, OUT^{82}, T)$$

که در آن GCEX پرداخت‌های هزینه‌ای جاری دولت، GDPDEF شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی، GREV درآمدهای دولت، GDNFA واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، DQ^۴ متغیر مجازی برای فصل چهارم هر سال و OUT^{۸۲} متغیر مجازی برای سال ۱۳۸۲ و T متغیر روند زمانی است.

• معادله ۴۶: تراز عملیاتی دولت

تراز عملیاتی دولت از تفاوت درآمدهای دولت از پرداخت‌های هزینه‌ای جاری دولت بدست می‌آید.

$$GOB = GREV - GCEX$$

• معادله ۴۷: واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت

واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت از دو بخش واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نفت و سایر تشکیل شده و سهم عمده واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت از فروش نفت حاصل می‌شود. درآمد نفت دولت تابعی از نرخ رسمی ارز، قیمت نفت خام در بازارهای جهانی و همچنین تراز عملیاتی دولت جهت تامین منابع اعتبار کسری حاصل از درآمدهای دولت و هزینه‌های جاری است. لذا خواهیم داشت؛

$$GDNFA = F(EXRFM, OILPOPEC, GOB, DQ^4, T)$$

که در آن GDNFA واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، EXRFM نرخ ارز بازار آزاد (متوسط فروش)، OILPOPEC قیمت سبد نفتی اوپک و GOB تراز عملیاتی دولت.

• معادله ۴۸: تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع درآمد و مخارج دولت در اقتصاد ایران مراجعه شود.

تملك دارایی‌های سرمایه‌ای دولت تابعی از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت در نظر گرفته شده است. لذا،

$$GANFA = F(GDNFA, DQ^1, T)$$

• معادله ۴۹: خالص واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

خالص واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از کسر تملك دارایی‌های سرمایه‌ای دولت از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت بدست می‌آید.

$$NGDNFA = GDNFA - GANFA$$

• معادله ۵۰: تراز عملیاتی و سرمایه‌ای دولت

مجموع خالص واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تراز عملیاتی دولت عبارت است از تراز عملیاتی و سرمایه‌ای دولت که مقادیر مثبت آن مبین مازاد بودجه و مقادیر منفی آن مبین کسری بودجه خواهد بود.

$$GNLB = NGDNFA + GOB$$

• معادله ۵۱: واگذاری دارایی‌های مالی دولت، فروش اوراق مشارکت

این معادله نشان می‌دهد که منابع تأمین اعتبار مالی دولت جهت کسری بودجه از طریق فروش اوراق مشارکت امکان پذیر خواهد بود.

$$SPP = SPP(-1) + \alpha \times (-GNLB)$$

• معادله ۵۲: واگذاری دارایی‌های مالی دولت، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی

در بررسی دخل و خرج دولت مشاهده می‌شود که اقتصاد ایران در بیشتر سال‌های پس از انقلاب دچار کسری بوده است که این کسری از یک طرف ناشی از کاهش عایدات نفتی و از طرف دیگر ناشی از هزینه‌های دولت می‌باشد. پس از انقلاب افزایش شدید هزینه‌های دولت موجب افزایش شدید کسری بودجه شد و کسری بودجه بیشتر با توسل به سیستم بانکی تأمین شده است. لذا چنانچه کسری بودجه دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی جبران شود می‌توان نوشت:

$$NCPS = NCPS(-1) + \beta \times (-GNLB)$$

• معادله ۵۳: واگذاری دارایی‌های مالی دولت، استفاده از حساب ذخیره ارزی

در ایران پایه ولی یکی از عوامل بسیار مهم در افزایش حجم نقدینگی است و یکی دیگر از دلایل تغییرات پایه پولی ناشی از تغییر موجودی‌های ارزی (افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی) بوده است. چنانچه کسری بودجه دولت از طریق استفاده از حساب ذخیره ارزی جبران شود، آنگاه خواهیم داشت،

$$NFA = NFA(-1) + (1 - \alpha - \beta) \times (-GNLB)$$

• معادله ۵۴ و ۵۵:

پارامترهای α و β که ممکن است مقادیر بین صفر تا یک اختیار کنند در این دو معادله مشخص خواهند شد. روش تأمین کسری بودجه از طریق فروش اوراق مشارکت، استقراض از بانک مرکزی و استفاده از حساب ذخیره ارزی

تأثیر متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی خواهند داشت و این دو پارامتر مکانیسم تأثیر اتخاذ هر یک از این سه سیاست را بر متغیرهای اقتصاد کلان ممکن خواهد ساخت.

بخش پول^۱

طبق تعریف، نرخ رشد نقدینگی از تغییرات متناسب پایه پولی و نرخ تغییرات ضریب تکاثری متأثر می‌شود. پایه پولی از طرف ستون دارایی‌های تراز بانک مرکزی (منابع)، شامل چهار جزء خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی و بدهی بانک‌های تجاری و تخصصی به بانک مرکزی (بصورت ناخالص) و خالص سایر دارایی‌ها می‌باشد. از طرف ستون بدهی‌های تراز بانک مرکزی (مصارف)، مشتمل بر اسکناس و مسکوک در گردش و نزد بانک‌ها و نیز سپرده‌های قانونی و آزاد بانک‌ها نزد بانک مرکزی است. جزء دیگر منابع پایه پولی، خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی می‌باشد که ناشی از کسری بودجه از طریق بانک مرکزی و نیز اثر کسری حساب ذخیره تعهدات دولتی از طریق بانک مرکزی است. بنابراین تغییر منابع پایه پولی در ایران، بطور عمده ناشی از افزایش موجودی‌های ارزی دولت و یا خزانه داری کل و افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی است که ناشی از کسری بودجه دولت بوده است. به تعبیری می‌توان عرضه پول را به صورت زیر نوشت:

$$M = C + \frac{R}{K}$$

که در آن M عرضه پول در جریان، C اسکناس و مسکوک در جریان، R اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها (ذخایر بانکی) و K نسبت ذخایر بانکی به سپرده‌های دیداری و اسکناس در جریان است.

از آنجا که موضوع اساسی مورد مطالعه ما نگرستن به عرضه و یا حجم پول از جهت تأثیر گذاشتن بر فعالیت‌های اقتصادی و یا تأثیر پذیرفتن از آن‌ها می‌باشد، لذا به نگرش مرسوم از ساز و کار خلق پول به عنوان وسیله مبادله و نگهداری دارایی می‌پردازیم. در این نگرش پایه پولی توسط سیاست‌های بانک مرکزی تعیین شده و آنگاه بانک‌های تجاری با یک ضریب تکاثری اقدام به ایجاد سپرده‌های دیداری از طریق اعطای وام می‌نمایند. در این نظریه ایجاد پول توسط مقامات پولی به صورت تکاثری سبب ایجاد پول‌های بیشتری از نوع سپرده‌های بانکی می‌شود. بنابراین عرضه پول ضریبی کم و بیش ثابت از پایه پولی است.

در مدل ساده عرضه پول که سپرده‌های بانکی را صرفاً از نوع سپرده‌های دیداری در نظر می‌گیرد، دو نوع وسیله مبادله در اقتصاد وجود دارد که یکی اسکناس و مسکوک است و دیگری سپرده‌های دیداری است که با کشیدن چک برای انجام داد و ستد و یا تبدیل به اسکناس از آن‌ها استفاده می‌شود. حال اگر پایه پولی به هر دلیلی (تأمین کسری بودجه دولت، خرید و فروش اوراق قرضه و...) تغییر نماید بخشی از این تغییر پایه پولی به صورت نگهداری اسکناس از سیستم بانکی خارج می‌شود و بقیه به صورت سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های تجاری گذاشته می‌شود. بانک‌های تجاری از سپرده‌های دیداری بوجود آمده بخشی را به صورت سپرده قانونی و اضافی نزد بانک مرکزی می‌گذارند و مابقی به صورت اسکناس در صندوق نگهداری می‌شود. بدین صورت بخشی از پایه پولی به شکل ذخایر بانکی نشت می‌کند و صرف اعطای وام و اعتبار نمی‌شود. بانک‌های تجاری نیز بخشی از سپرده‌های دیداری مردم که نزد آن‌ها باقی مانده را جهت اعطای وام و اعتبار استفاده می‌کنند که از این مقدار بخشی به صورت اسکناس از سیستم بانکی خارج شده و بقیه نزد بانک‌ها سپرده گذاشته می‌شود. از این سپرده‌های دیداری جدید، مجدداً بخشی توسط بانک‌های

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع عرضه و تقاضای پول در اقتصاد ایران مراجعه شود.

تجاری به صورت سپرده‌های قانونی و اضافی نزد بانک مرکزی گذارده شده و بخشی دیگر به صورت اسکناس در صندوق بانک نگهداری و بخش باقیمانده را وام می‌دهند. این فرآیند آنقدر تکرار می‌شود تا در نهایت امکان اعطای وام باقی نماند و آن هنگامی است که تمامی پایه پولی ایجاد شده توسط بانک مرکزی یا به صورت اسکناس در دست مردم نگهداری شده و از سیستم بانکی نشت کرده و یا به صورت ذخایر قانونی اضافی مورد نیاز برای سپرده‌های دیداری تبدیل شده باشند.

در این فرآیند خلق پول، دو تغییر در پایه پولی توسط بانک مرکزی به صورت تکاثری تبدیل به پول می‌شود. در اینجا شکل ساده مدل خلق پول توسط سیستم بانکی که مقید به مقررات ذخیره از سوی بانک مرکزی است ارائه می‌شود. طبق تعریف، حجم پول شامل اسکناس و مسکوک در نزد مردم و سپرده‌های دیداری است:

$$M=C+D$$

بانک‌های تجاری طبق قانون موظف هستند درصدی از سپرده‌های دیداری مردم را به صورت سپرده‌های قانونی یا ذخایر قانونی نزد بانک‌های مرکزی بگذارند که با γ نمایش می‌دهیم. بنابراین مقدار سپرده‌های قانونی یا ذخایر قانونی بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، RR برابر است با: $RR = \gamma.D$.

سپرده‌های اضافی یا مازاد بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی و اسکناس موجود در صندوق بانک‌ها که اصطلاحاً ذخایر اضافی یا مازاد ER نامیده می‌شوند برابر است با: $ER=er.D$ درصدی از سپرده‌های دیداری است که بانک‌های تجاری برای موارد احتیاطی و همچنین تسویه حساب بین خود بانک‌های تجاری به صورت سپرده‌های اضافی نزد بانک مرکزی یا به صورت اسکناس در صندوق خود نگهداری می‌نمایند. در نتیجه کل ذخایر بانک‌های تجاری RE ، برابر است با حاصل جمع ذخایر اضافی و قانونی:

$$RE = RR+ER$$

و کل نسبت ذخایر به سپرده‌های دیداری re برابر است با حاصل جمع نسبت ذخایر قانونی و نسبت ذخایر اضافی: $re = rr+er$. بنابراین بین پایه پولی MB و حجم پول M طی مکانیسم تکاثری خلق پول رابطه زیر برقرار است:

$$M_1 = \frac{c+1}{c+rr+er} MB$$

یا

$$M_1 = \frac{\frac{cm}{dm} + 1}{\frac{cm}{dm} + rr + er} MB$$

نسبت اسکناس به سپرده‌های دیداری و $\frac{c+1}{c+rr+er}$ ضریب تکاثری خلق پول است. با توجه به اینکه بانک‌های تجاری بخشی از سپرده‌های دیداری را برای وام دادن و کسب درآمد، وام می‌دهند. بنابراین تنها بخشی از سپرده‌های دیداری به صورت ذخایر نگهداری می‌شود یعنی $rr+er < 1$. در نتیجه همواره $M > MB$ است. یعنی حجم پول در گردش بیش از پایه پولی یا پول پر قدرت بانک مرکزی خواهد بود. بانک‌های تجاری بر مبنای پایه پولی

که شامل کل اسکناس در جریان به علاوه کل سپرده‌های بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی است، اقدام به اعطای وام و اعتبار و ایجاد سپرده‌های دیداری جدید می‌نمایند.

مدل قبل با وجود سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز به مدلی تعمیم یافته تبدیل می‌شود که باز هم اگر پایه پولی به هر دلیلی تغییر کند، مردم بخشی از این پایه پولی جدید را به صورت اسکناس C ، بخشی را به صورت سپرده‌های دیداری D و بخش دیگر را به صورت سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز T نگهداری می‌کنند.

حال بانک‌های تجاری بخشی از سپرده‌های دیداری را به صورت سپرده‌های قانونی و بخشی را به صورت سپرده‌های اضافی نزد بانک مرکزی می‌گذرانند و بخش دیگر را به صورت اسکناس در صندوق خود نگه می‌دارند، مابقی آنرا نیز صرف اعطای وام و اعتبار می‌نمایند. هم‌چنین بانک‌های تجاری بخشی از سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز را به صورت سپرده‌های قانونی و بخشی را به صورت سپرده‌های اضافی نزد بانک مرکزی می‌گذرانند و بخش دیگر را به صورت اسکناس در صندوق خود نگه می‌دارند، مابقی آنرا نیز صرف اعطای وام و اعتبار می‌نمایند. به دلیل برداشت کمتر و پایین‌تر بودن مقدار سپرده‌های قانونی لازم برای هر واحد سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز نسبت به سپرده‌های دیداری، بانک‌ها نیازمند به نگهداری سپرده‌های اضافی و اسکناس کمتری در صندوق خود هستند.

مجدداً از کل وام‌هایی که اعطاء شده بخشی به صورت اسکناس توسط مردم، بخشی به صورت سپرده‌های دیداری و بخشی دیگر به صورت سپرده‌های مدت‌دار نگهداری می‌شود.

با توجه به تعریف حجم نقدینگی که شامل سپرده‌های دیداری، مدت‌دار و پس‌انداز می‌باشد، رابطه بین پایه پولی و حجم نقدینگی به صورت زیر می‌شود:

$$M_2 = \frac{(1+t)(1+c)}{c + rr_d + t(rr_t + er_t) + t(rr_t + er_t)c + er_d} MB$$

در این رابطه t نسبت سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز به حجم پول $\left(\frac{T}{m}\right)$ ، rr_d نسبت سپرده‌های قانونی برای سپرده‌های دیداری، rr_t نسبت سپرده‌های قانونی برای سپرده‌های مدت‌دار، er_d نسبت ذخایر اضافی برای سپرده‌های دیداری و er_t نسبت ذخایر اضافی برای سپرده‌های مدت‌دار می‌باشد.

می‌توان عوامل موثر بر عرضه پول در مدل ساده و تعمیم یافته را به صورت زیر بیان کرد. حجم پول به پایه پولی MB ، نسبت اسکناس به سپرده‌های دیداری C ، نرخ ذخیره قانونی rr و نرخ ذخیره اضافی er بستگی دارد. به طور معمول فرض می‌شود که MB ، rr کاملاً از سوی بانک مرکزی تعیین می‌شوند و تا بانک مرکزی اقدام به تغییر آن‌ها ننماید ثابت هستند. هم‌چنین C هر چند که توسط مردم تصمیم‌گیری می‌شود اما می‌توان آنرا ثابت فرض کرد. بنابراین در این نگرش مرسوم تنها برای er نرخ ذخایر اضافی یعنی درصدی از سپرده‌های دیداری که به صورت سپرده‌های اضافی نزد بانک مرکزی گذاشته می‌شود و یا به صورت اسکناس در صندوق بانک‌های تجاری نگهداری می‌شود، امکان تغییر و واکنش نسبت به شرایط بازار در نظر گرفته می‌شود. er به دو عامل نرخ بهره بازار و نرخ تنزیل مجدد یا نرخ قرض دادن توسط بانک مرکزی به بانک‌های تجاری rd ، بستگی دارد. به صورتی که با افزایش نرخ بهره بازار چون هزینه فرصت ذخایر اضافی افزایش می‌یابد و بانک‌ها سعی می‌کنند ذخایر اضافی کمتری نگهداری کنند، er کاهش می‌یابد و بر عکس. با افزایش نرخ تنزیل مجدد هزینه قرض گرفتن از بانک مرکزی افزایش یافته و بنابراین بانک‌های تجاری برای آنکه در شرایط و زمان تبدیل شدن سپرده‌های دیداری به نقد و نیاز به نقدینگی مجبور نشوند از بانک مرکزی قرض کنند سعی می‌نمایند ذخایر اضافی بیشتری نگهداری کنند که باعث می‌شود er افزایش

یابد و برعکس. بنابراین تعیین حجم و یا عرضه پول نتیجه تصمیمات بانک مرکزی از طریق MB ، rr و تا حدی er و سپرده‌گذاران با تصمیم‌گیری در مورد نگهداری اسکناس و سپرده‌های دیداری C و بانک‌های تجاری از طریق نرخ تنزیل مجدد و نرخ بهره بازار و er ، می‌باشد.

حجم پول علاوه بر پایه پولی MB ، نسبت اسکناس به سپرده‌های دیداری C ، به نرخ سپرده‌های مدت‌دار به حجم پول t ، نرخ ذخیره قانونی سپرده‌های دیداری rr_d ، نرخ ذخیره‌های اضافی سپرده‌های دیداری er_d ، نرخ ذخیره قانونی سپرده‌های مدت‌دار rr_t و نرخ ذخیره‌های اضافی سپرده‌های مدت‌دار er_t بستگی دارد.

rr_t و er_d تأثیری مشابه با نرخ ذخیره قانونی سپرده‌های دیداری که قبلاً گفته شد دارند. تأثیر t روی حجم پول M_1 که سپرده‌های مدت‌دار وجود ندارند (حجم پول کمتر است) منفی است. اما تأثیر t روی حجم نقدینگی M_2 مثبت است چرا که معمولاً $rr_d + er_d > rr_t + er_t$ می‌باشد و هر چه نسبت t بیشتر باشد، امکان اعطای وام و اعتبار بیشتر بوده و نقدینگی بیشتری ایجاد می‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌شود عرضه پول و حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی با سه ابزار تغییر پایه پولی، تغییر نرخ ذخایر قانونی و تغییر نرخ تنزیل مجدد تعیین می‌شود و مردم و سپرده‌گذاران، هم‌چنین بانک‌های تجاری تنها می‌توانند نوسانات مقطعی در عرضه پول داشته باشند. می‌توان گفت در این نگرش توجه چندانی به رفتار وام‌گیرندگان نشده چون تصور می‌شود که ابتدا بعد از تغییر پایه پولی توسط بانک مرکزی سپرده‌های دیداری ایجاد می‌شود که بعد از کنار گذاشتن مقداری جهت ذخایر قانونی و احیاناً ذخایر اضافی، بقیه صرف اعطای وام و اعتبار می‌شوند. در نتیجه مقدار وام‌های اعطایی نمی‌تواند گسترش یابد مگر آنکه سپرده‌های بانکی گسترش یابد و در صورت محدود کردن بخش بیشتری از آن‌ها توسط بانک مرکزی مقدار وام‌ها و اعتبارات اعطایی نیز کمتر خواهد بود. از این‌رو رفتار وام‌گیرندگان تنها به طور جزئی در نرخ ذخایر اضافی و وضعیت بازار در ایجاد وام‌ها و خلق پول لحاظ شده است.

• معادله ۵۶: اسکناس و مسکوک در دست اشخاص

در این معادله اسکناس و مسکوک در دست اشخاص CURP، تابعی است از تولید ناخالص داخلی، GDPC و نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار (یک‌ساله) IDR^1 . لذا خواهیم داشت،

$$CURP / CPI = F(GDPC, IDR^1, DQ^4)$$

• معادله ۵۷: نرخ سپرده‌های قانونی

در این معادله نشان داده می‌شود که سپرده‌های قانونی بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی درصدی از سپرده‌های دیداری بخش غیر دولتی است. از آنجا که بنابر سیاست‌های پولی کشور نرخ سپرده‌های قانونی در طول زمان تغییر می‌یابد، لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه نرخ سپرده‌های قانونی استفاده شده است. لذا،

$$\begin{aligned} @state \text{ SVBDCBL} &= C^{(1)} + C^{(2)} * \text{SVBDCBL}^{(-1)} \\ @signal \text{ BDCBL} &= \text{SVBDCBL} * DD \end{aligned}$$

که در آن SVBDCBL عبارت است از متغیر حالت برای BDCBL و یا نرخ سپرده‌های قانونی، BDCBL سپرده‌های قانونی بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی و DD سپرده‌های دیداری بخش غیر دولتی است.

• معادله ۵۸: سپرده‌های دیداری بخش غیردولتی

در این معادله سپرده‌های دیداری بخش غیردولتی تابعی خواهد بود از تولید ناخالص داخلی، نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار و نرخ سپرده‌های قانونی. لذا خواهیم داشت،

$$DD / CPI = F(GDPC, IDR^1, SVBDCBL, DQ^1)$$

• معادله ۵۹: پول

حجم پول برابر خواهد بود با حاصل جمع اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری بخش غیردولتی. بنابر این

$$M^1 = CURP + DD$$

• معادله ۶۰: اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها

اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها تابعی خواهد بود از نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار. لذا خواهیم داشت،

$$CURB / CPI = F(IDR^1, DQ^4)$$

• معادله ۶۱: نرخ سپرده‌های دیداری

در این معادله نشان داده می‌شود که سپرده‌های دیداری بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی درصدی از سپرده‌های دیداری بخش غیر دولتی است. از آنجا که بنابر سیاست‌های پولی کشور نرخ سپرده‌های دیداری در طول زمان تغییر می‌یابد، لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه نرخ سپرده‌های دیداری استفاده شده است. لذا،

$$@state\ SVBDCBS = C(1) + C(2) \times SVBDCBS(-1)$$

$$@signal\ BDCBS = SVBDCBS \times DD$$

که در آن SVBDCBS عبارت است از متغیر حالت برای BDCBS و یا نرخ سپرده‌های دیداری، BDCBS سپرده‌های دیداری بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی و DD سپرده‌های دیداری بخش غیر دولتی است.

• معادله ۶۲: مصارف پایه پولی

مصارف پایه پولی، MBU، برابر خواهد بود با سر جمع اسکناس و مسکوک در دست اشخاص، اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها، سپرده‌های قانونی بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی و سپرده‌های دیداری بانک‌ها و موسسات اعتباری نزد بانک مرکزی.

$$MBU = CURP + CURB + BDCBL + BDCBS$$

• معادله ۶۳: منابع پایه پولی

منابع پایه پولی، MBR، نیز برابر است با حاصل جمع بانک مرکزی خالص دارائی‌های خارجی، NFA، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، NCPS، خالص سایر دارایی‌ها و بدهی‌ها بانک مرکزی، NOAL و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، BC.

$$MBR = NFA + NCPS + NOAL + BC$$

• معادله ۶۴: پایه پولی

پایه پولی، MB، از دو طریق ستون دارایی‌های تراز بانک مرکزی (منابع)، و ستون بدهی‌های تراز بانک مرکزی (مصارف)، بدست خواهد آمد. لذا می‌توان نوشت،

$$MB = MBR = MBU$$

• معادله ۶۵:

این معادله نسبت اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به سپرده‌های دیداری بخش غیردولتی را نشان می‌دهد.

$$CURPDD = CURP / DD$$

• معادله ۶۶:

این معادله نیز نسبت اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها به سپرده‌های دیداری بخش غیردولتی را نشان می‌دهد. لذا،

$$CURBDD = CURB / DD$$

• معادله ۶۷: ضریب تکاثر پولی

در این معادله ضریب تکاثر پولی بدست می‌آید.

$$MUL = (CURPDD + ۱) / (CURPDD + CURBDD + SVBDCBL + SVBDCBS)$$

• معادله ۶۸: حجم نقدینگی

این معادله مبین آن است که حجم نقدینگی متأثر از پایه پولی و ضریب تکاثر پولی است. لذا،

$$M^2 = F(MB, MUL)$$

که در آن M^2 حجم نقدینگی، MB پایه پولی و MUL ضریب تکاثر پولی است.

• معادله ۶۹: رشد فصلی نقدینگی

$$RM^2 = ((M^2 - M^2(-۱)) / M^2(-۱)) * ۱۰۰$$

• معادله 70: رشد سالانه نقدینگی

$$RM^2A = ((M^2 - M^2(-۴)) / M^2(-۴)) * ۱۰۰$$

• معادله 71: شبه پول

$$QM = M^2 - M^1$$

• معادله 72: تقاضای پول

تقاضای پول تابعی خواهد بود از تولید ناخالص داخلی، نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار و ثروت.

$$MDC = F(GDPC, IDR^1, WHC)$$

نرخ ارز^۱

سیستم ارزی موجود در اقتصاد در تعیین و نوع اثر شوک‌های مختلف بر متغیرهای اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. شوک‌های ارزی، مالی و پولی که همواره اثر معنی‌داری بر رفتار متغیرهای اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه داشته به طور قابل توجهی به نوع سیستم ارزی رایج در اقتصاد وابسته می‌باشد.

پایان یافتن جنگ در سال ۱۳۶۸ نقطه شروع یک سری فعالیت‌ها و سیاست‌های اقتصادی در کشور ایران، در غالب برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی بود. از جمله تحولات صورت گرفته در این دوران به سیاست‌های ارزی اتخاذ شده می‌توان اشاره نمود. این سیاست‌های بخصوص از نیمه دوم سال ۱۳۶۸ اعمال شده و تاکنون نیز ادامه داشته است.

تغییر نگرش و اتخاذ سیاست‌های متفاوت ارزی در سال‌های مختلف آثار عمده‌ای را بر رفتار اقتصاد ایران در دهه گذشته داشته و از این رو در گزارش مربوط به نرخ ارز ابتدا به طور مختصر به تاریخچه‌ای از شکل‌گیری سیاست‌های ارزی در ایران توجه داشته و سپس با تصویر دقیقی از سیاست‌های ارزی اتخاذ شده در سال‌های گذشته، ارز رسمی را بعنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته و توجه خود را بر فرموله کردن رفتار ارز در بازار غیررسمی معطوف نموده‌ایم. پس از آن مدل آگنور^۲ که رهیافت پولی به ترازپرداخت‌ها را مد نظر قرار داده، جهت فرموله کردن رفتار بازار غیررسمی ارز در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. این مدل با در نظر گرفتن رفتار عرضه و تقاضا در بازار غیررسمی ارز، و با لحاظ نمودن رفتار پرتقوی بخش خصوصی در نگهداری پول داخلی و ارز خارجی، معادله مربوط به نرخ ارز در بازار غیررسمی را بصورت تابعی از سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و سطح قیمت‌ها استخراج می‌کند. با انجام یک سری محاسبات ریاضی ساده می‌توان نرخ ارز در بازار آزاد را بصورت تابعی از تغییرات در حجم پول، وقفه‌های نرخ ارز در بازار آزاد، نرخ ارز در بازار رسمی، حجم تولید، سطح قیمت‌های داخلی و جهانی و نرخ بهره داخلی بر اساس الگوی پولی نرخ ارز با قیمت‌های متغیر^۳ در نظر گرفت.

• معادله ۷۳: نرخ ارز بازار غیررسمی

معادله نهایی جهت تخمین تابع ارز در بازار غیررسمی بصورت زیر خواهد بود:

$$EXRFM = F(CPI, CPII, EXROM, GDPC, IDR^1, M^2)$$

که در آن EXRFM عبارت است از نرخ ارز بازار آزاد (متوسط فروش)، CPI و CPII به ترتیب شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، کشورهای صنعتی، EXROM نرخ ارز بین بانکی (متوسط فروش)، GDPC تولید ناخالص داخلی، IDR^۱ نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار (یک‌ساله) و حجم نقدینگی می‌باشد.

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع نرخ ارز در اقتصاد ایران مراجعه شود.

^۲ Agenor. P. R (1990) , " Stabilization Policies in Developing Countries with a Parallel Market for Foreign Exchange " ,

IMF staff papers, 37, pp:560-92

^۳ Macdonald, R and M, P, Taylor. (1992), "Exchange Rate Economics: a Survey", IMF Staff papers, 39, pp:1-57

• معادله 74: نرخ ارز بازار رسمی

از آنجا که نرخ ارز بین بانکی در صدی از نرخ ارز بازار آزاد می‌باشد و در سال‌های اخیر این نسبت تا حدودی ثابت بوده است لذا خواهیم داشت؛

$$@state\ SVEXROM = C(1) + C(2) \times SVEXROM(-1)$$

$$@signal\ EXROM = SVEXROM \times EXRFM$$

که در آن SVEXROM نسبت ارز بین بانکی به نرخ ارز بازار آزاد است.

قیمت‌ها^۱

قیمت‌ها بعنوان عامل مهم تعیین‌کننده تخصیص منابع یکی از متغیرهای اساسی و اصلی در اقتصاد محسوب می‌گردند. دخالت‌های صورت گرفته در بازارهای مختلف به طرق گوناگون موجب انحرافات در سطح قیمت‌ها در اقتصاد شده که بنوبه خود تخصیص منابع موجود را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییر قیمت‌ها که در یک اقتصاد به تورم از آن یاد می‌شود یکی از موضوعات بسیار مهم در تحقیقات اقتصادی بوده و تئوری‌ها و نظریات متفاوتی در اقتصاد به آن اختصاص داده شده است. در این قسمت بدنال شناسایی عوامل موثر بر سطح قیمت‌ها بوده و لذا در گزارش مربوط به سطح عمومی قیمت‌ها ابتدا مفاهیم مرتبط با قیمت‌ها و تورم در مبانی نظری اقتصاد را بررسی نموده و تئوری‌های متفاوت مربوط به تعیین قیمت و تورم را بررسی کرده‌ایم. قسمت دوم گزارش به بررسی روند قیمت‌ها در ایران اختصاص دارد و در نهایت با توجه به یافته‌های مربوط به دو قسمت پیشین، معادلات مربوط به بخش قیمت در مدل کلان‌سنجی ارائه شده است. در این قسمت صرفاً معادلات مربوط به قیمت‌ها را در مدل‌های کلان‌سنجی ارائه خواهیم نمود.

• معادله 75: شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی

همان‌طور که در مبانی نظری و نتایج مطالعات تجربی نشان داده شده است تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی شاخص قیمت کالاهای وارداتی و همچنین شاخص قیمت تولید کننده به‌عنوان مهمترین متغیرهای توضیحی در تابع شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در نظر گرفته می‌شوند. لذا،

$$CPI = F(GDPC, M^2, MPI, PPI)$$

که در آن بنابر تعریف CPI شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، GDPC تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، M^2 حجم نقدینگی، MPI شاخص قیمت کالاهای وارداتی و PPI شاخص قیمت تولید کننده می‌باشند.

• معادله 76: شاخص قیمت تولید کننده

شاخص قیمت تولید کننده نیز به متغیرهای هم‌چون BSPI شاخص بهای خدمات ساختمانی بعنوان متغیر مناسب و جانشین شاخص دستمزد، FFDPI شاخص بهای عمده فروشی سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن، GDPC تولید ناخالص داخلی و MPI شاخص قیمت کالاهای وارداتی وابسته است. لذا خواهیم داشت؛

$$PPI = F(BSPI, FFDPI, GDPC, MPI)$$

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد ایران مراجعه شود.

• معادله 77: شاخص قیمت صادراتی

شاخص قیمت صادراتی تابعی است از نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی جهان، نقدینگی و شاخص قیمت کالاهای وارداتی. بنابراین،

$$XPI = F(EXRFM, GDPW, M^2, MPI)$$

که در آن XPI شاخص قیمت صادراتی، EXRFM نرخ ارز بازار آزاد، GDPW تولید ناخالص داخلی جهان، M^2 حجم نقدینگی و MPI شاخص قیمت وارداتی است.

• معادله 78: شاخص قیمت وارداتی

شاخص قیمت وارداتی به متغیرهای نظیر CPII شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی، EXRFM نرخ ارز بازار آزاد و GDPW تولید ناخالص داخلی جهان وابسته است. لذا،

$$MPI = F(CPII, EXRFM, GDPW)$$

• معادله 79: شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی

با توجه به تجزیه و تحلیل مطالعات انجام شده تابع شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی را می توان به صورت زیر نوشت.

$$GDPDEF = F(GDPC, M^2, PPI)$$

که در آن GDPDEF شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی، GDPC تولید ناخالص داخلی، M^2 حجم نقدینگی و PPI شاخص قیمت تولید کننده می باشد.

• معادله 80: نرخ تورم فصلی

$$RCPI = ((CPI - CPI(-1)) / CPI(-1)) * 100$$

• معادله 81: نرخ تورم نسبت به فصل مشابه

$$RCPIQ = ((CPI - CPI(-4)) / CPI(-4)) * 100$$

• معادله 82: نرخ تورم، سالانه

در این رابطه مقادیر محاسبه شده در فصل چهارم هر سال مبین نرخ تورم سالانه است.

$$RCPIA = (((CPI + CPI(-1) + CPI(-2) + CPI(-3)) - (CPI(-4) + CPI(-5) + CPI(-6) + CPI(-7))) / (CPI(-4) + CPI(-5) + CPI(-6) + CPI(-7))) * 100$$

• معادله 83: شاخص ضمنی صادرات نفت و گاز

شاخص ضمنی صادرات نفت و گاز تابعی از قیمت نفت خام و نرخ ارز است. لذا،

$$IXGOGI = F(OILPOPEC, SVEXGOG)$$

که در آن IXGOGI شاخص ضمنی صادرات نفت و گاز، OILPOPEC قیمت سبد نفتی اوپک و SVEXGOG نرخ ارز موزونی است که صادرات نفت و گاز دلاری را به ریال تبدیل می‌کند و نحوه محاسبه آن در معادله ۱۱۱ آمده است.

• معادله ۸۴: شاخص ضمنی واردات کالاها

شاخص ضمنی واردات کالاها تابعی از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی و نرخ ارز است. لذا،

$$IIMGI = F(CPII, SVIMG)$$

که در آن IIMGI شاخص ضمنی واردات کالاها، CPII شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی و SVIMG نرخ ارز موزونی است که واردات دلاری کالاها را به ریال تبدیل می‌کند و نحوه محاسبه آن در معادله ۱۱۴ آمده است.

• معادله ۸۵: شاخص ضمنی صادرات خدمات

شاخص ضمنی صادرات خدمات تابعی از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص ضمنی صادرات نفت و گاز است. لذا،

$$IXSI = F(CPI, IXGOGI)$$

• معادله ۸۶: شاخص ضمنی واردات خدمات

شاخص ضمنی واردات خدمات تابعی از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی و نرخ ارز است. لذا،

$$IIMSI = F(CPII, SVIMS)$$

که در آن IIMSI شاخص ضمنی واردات خدمات، CPII شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی و SVIMS نرخ ارز موزونی است که واردات دلاری خدمات را به ریال تبدیل می‌کند و نحوه محاسبه آن در معادله ۱۱۹ آمده است.

• معادله ۸۷: شاخص ضمنی درآمد عوامل تولید از خارج، دریافت‌ها

$$IRFII = F(CPII, EXROM, SVIRFI)$$

که در آن IRFII شاخص ضمنی دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج، CPII شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی، EXROM نرخ ارز بین بانکی و SVIRFI نرخ ارز موزونی است که دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج دلاری را به ریال تبدیل می‌کند و نحوه محاسبه آن در معادله ۱۲۱ آمده است.

• معادله 88: شاخص ضمنی درآمد عوامل تولید از خارج، پرداخت‌ها

$$IPFII = F(CPII, EXROM, SVIPFI)$$

که در آن IPFII شاخص ضمنی پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج، CPII شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی، EXROM نرخ ارز بین بانکی و SVIPFI نرخ ارز موزونی است که پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج دلاری را به ریال تبدیل می‌کند و نحوه محاسبه آن در معادله ۱۲۳ آمده است.

• معادله 89: شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، کشورهای صنعتی

در این معادله شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی تابعی از سطح تولید و قیمت نفت خام می‌باشد. لذا،

$$CPII = F(GDPW, OILPOPEC)$$

که در آن CPII شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای صنعتی، GDPW تولید ناخالص داخلی جهان به قیمت ثابت و OILPOPEC قیمت سبد نفتی اوپک است.

• معادله 90: شاخص بهای خدمات ساختمانی

در این معادله شاخص بهای خدمات ساختمانی به عنوان شاخصی مناسب برای دستمزد در نظر گرفته شده است و تابعی از شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بیکاری و متغیر روند در نظر گرفته شده است. لذا،

$$BSPI = F(CPI, URT, T)$$

که در آن BSPI شاخص بهای خدمات ساختمانی، CPI شاخص قیمت مصرف‌کننده، URT نرخ بیکاری کل (زنان و مردان) و T متغیر روند می‌باشد.

اشتغال^۱

بازار کار در بین بازارهای چهارگانه اقتصاد، در تنظیم روابط عرضه و تقاضای نیروی کار و ایجاد تعادل در سایر بازارها، جایگاه ویژه و مهمی دارد. پیامدها و آثار مثبت اقتصادی- اجتماعی تعادل بازار کار به نحوی است که مورد توجه اکثر اقتصاددانان و سیاست‌گذاران قرار دارد. پیامد مستقیم چنین تعادلی، جلوگیری از ایجاد هزینه‌های قابل ملاحظه اقتصادی- اجتماعی حاصل از پدیده بیکاری است. بیکاری از یک سو ریشه بسیاری از ناهنجاری‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بوده و پیامدها و تبعات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی سیاسی ناگواری را به همراه دارد و از سوی دیگر اشتغال عاملی مؤثر در رشد اقتصادی، توزیع درآمد، حفظ کرامت و عزت نفس انسان و هویدای ابتکار و اختراع محسوب می‌گردد.

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع اشتغال در اقتصاد ایران مراجعه شود

امروزه ساختار جمعیتی جوان و عرضه فراوان نیروی کار و فقدان امکانات متناسب با آن، بیکاری را به عنوان مهم‌ترین معضل اقتصادی- اجتماعی کشور درآورده است. به همین منظور برای ارایه تصویری روشن از بازار کار در گزارش مربوط به اشتغال مروری اجمالی به مبانی نظری و مطالعات تجربی در خصوص عرضه نیروی کار، اشتغال و بیکاری از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی و تئوری‌های تقاضای نیروی کار، داشته و دو بخش عرضه نیروی کار و تقاضای نیروی کار را مورد مطالعه و بررسی قرار داده‌ایم.

• معادله 91: عرضه نیروی کار زنان

بنابر بر مبانی تئوریک، عرضه نیروی کار زنان و یا جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی تابعی از سطح دستمزد، شاخص قیمت مصرف‌کننده و متغیر روند می‌باشد. بنابر این می‌توان نوشت؛

$$LFF = F(BSPI, CPI, T)$$

که در آن LFF جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی، BSPI شاخص بهای خدمات ساختمانی، CPI شاخص قیمت مصرف‌کننده و T متغیر روند می‌باشد.

• معادله 92: عرضه نیروی کار مردان

عرضه نیروی کار مردان و یا جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی نیز تابعی از سطح دستمزد و شاخص قیمت مصرف‌کننده است. لذا؛

$$LFM = F(BSPI, CPI)$$

که در آن LFM جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی، BSPI شاخص بهای خدمات ساختمانی و CPI شاخص قیمت مصرف‌کننده است.

• معادله 93: عرضه نیروی کار

این معادله صرفاً یک اتحاد بوده و از جمع جمعیت زنان و مردان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی بدست می‌آید.

$$LFT = LFF + LFM$$

• معادله 94: تقاضای نیروی کار زنان

تقاضای نیروی کار زنان و یا جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل تابعی از سطح دستمزد و تولید ناخالص داخلی است. لذا؛

$$EF = F(BSPI, GDPC, D^{۷۶})$$

که در آن EF جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل، BSPI شاخص بهای خدمات ساختمانی و GDPC تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت است.

• معادله 95: تقاضای نیروی کار مردان

تقاضای نیروی کار مردان و یا جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل نیز تابعی از سطح دستمزد و تولید ناخالص داخلی است. لذا؛

$$EM = F(BSPI, GDPC, T)$$

که در آن EM جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل، BSPI شاخص بهای خدمات ساختمانی، GDPC تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و T متغیر روند زمانی است.

• معادله 96: تقاضای نیروی کار

این معادله صرفاً یک اتحاد بوده و از جمع جمعیت زنان و مردان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل بدست می‌آید. لذا،

$$ET = EF + EM$$

• معادله 97: جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار

جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار از تفاضل جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل از جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی محاسبه می‌شود.

$$UF = LFF - EF$$

• معادله 98: جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار

جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار از تفاضل جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل از جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی بدست می‌آید.

$$UM = LFM - EM$$

• معادله 99: جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر بیکار

جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر بیکار نیز از تفاضل جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر شاغل از جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی بدست می‌آید.

$$UT = UF + UM$$

• معادله 100: سهم جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل

$$ESF = EF / ET$$

• معادله 101: سهم جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر شاغل

$$ESM = EM / ET$$

• معادله 102: نرخ مشارکت زنان در نیروی کار

نرخ مشارکت زنان در نیروی کار از تقسیم جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی بر جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر بدست خواهد آمد.

$$PRF = LFF / P1 \cdot MF$$

• معادله 103: نرخ مشارکت مردان در نیروی کار

نرخ مشارکت مردان در نیروی کار از تقسیم جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی بر جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر بدست خواهد آمد.

$$PRM = LFM / P1 \cdot MM$$

• معادله 104: نرخ بیکاری زنان

در این معادله نرخ بیکاری زنان محاسبه خواهد شد که از نسبت جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار بر جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی بدست می‌آید.

$$URF = (UF / LFF) \times 100$$

• معادله 105: نرخ بیکاری مردان

این معادله نرخ بیکاری مردان را محاسبه خواهد نمود که از نسبت جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر بیکار بر جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی بدست می‌آید

$$URM = (UM / LFM) \times 100$$

• معادله 106: نرخ بیکاری فصلی

نرخ بیکاری کل نیز از نسبت جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر بیکار بر جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر فعال اقتصادی محاسبه خواهد شد.

$$URT = (UT / LFT) \times 100$$

• معادله 107: نرخ بیکاری سالانه

$$URTA = ((UT + UT^{(-1)} + UT^{(-2)} + UT^{(-3)}) / (LFT + LFT^{(-1)} + LFT^{(-2)} + LFT^{(-3)})) \times 100$$

تراز پرداخت‌ها^۱

تراز پرداخت‌های بین‌المللی یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش و اندازه‌گیری جریان مبادلات تجاری و انتقال سرمایه در یک اقتصاد باز است. دو جزء مهم آن عبارتند از: حساب جاری (یا تفاضل بین صادرات و واردات کالا و خدمات) و حساب سرمایه. برای کشورهای در حال توسعه، تراز پرداخت‌ها و یا حساب جاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی و از محدودیت‌های استراتژیک اقتصاد کلان هستند. با توجه به اهمیت تراز پرداخت‌های بین‌المللی در تعیین سطح درآمد ملی و اشتغال و نیز در فرآیند رشد و انباشت سرمایه، کشورهای در حال توسعه سیاست‌ها و استراتژی‌های مختلفی برای مقابله با محدودیت حساب جاری برگزیده‌اند. در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰، بسیاری از کشورهای در حال توسعه به اجرای سیاست جایگزینی واردات، که متکی به کنترل واردات از طریق تعرفه‌های گمرکی و نیز محدودیت‌های کمی و کنترل ارز بود، مبادرت ورزیدند. به خاطر تجربه ناموفق و بواسطه بلوغ صنعتی، برخی از این کشورها در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، سیاست تشویق صادرات و آزادسازی نسبی بخش تجارت خارجی و بازار ارز را انتخاب

^۱ به گزارش مرحله چهارم، موضوع تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران مراجعه شود.

کردند. در برخی از این کشورها (مانند مالزی، تایوان و کره جنوبی) سیاست تشویق صادرات و آزادسازی تجاری و مالی نتایج خوبی در برداشته، اما در پاره‌ای دیگر از کشورها این سیاست‌ها کارساز و موفق نبوده است. بطور کلی، در کشورهایی که فضای مناسب اقتصاد کلان و انضباط مالی و پولی، و نیز دسترسی به بازارهای بین‌المللی سرمایه وجود داشته، سیاست‌های تعدیل و سالم‌سازی ساختار اقتصادی نسبتاً موفق بوده، اما در کشورهایی که فضای اقتصادی یاد شده وجود نداشته، سیاست‌های آزادسازی و مشارکت بیشتر مردم در فعالیتهای اقتصادی نتایج خوبی در بر نداشته است.

در کشور ما نیز پس از جنگ تحمیلی دولت به منظور ایجاد شرایط مناسب جهت رشد تولیدات و فعال‌تر کردن بخش صادرات غیرنفتی اقدام به آزادسازی محدود در بخش تجارت خارجی و نیز آزادسازی بازار ارز نمود. این اقدامات برای چند سالی موجب رشد تولید ناخالص ملی و نیز رشد صادرات غیرنفتی گردید. اما این اصلاحات که در قالب سیاست‌های تعدیل انجام گرفته بود، به خاطر بروز فشارهای تورمی و نوسانات شدید در بازار ارز موازی (غیر متشکل) و تحت شرایطی که بدهی‌های خارجی، به خصوص وام‌های کوتاه‌مدت، برای مدتی محدود وضعیت دشوار ارزی را در کشور ایجاد نموده بود، معلق گردید. از دلایل مهم عدم موفقیت این سیاست‌ها در تحقق اهداف خود، می‌توان به توجه ناکافی به انضباط مالی و پولی و عدم وجود یک فضای مناسب کلان اقتصادی اشاره کرد. در گزارش تراز پرداخت‌ها موضوع مرحله چهارم قرارداد، چارچوب‌های مختلف نظری و شواهد تجربی برای مطالعه تأثیر متغیرهای اساسی کلان بر تراز پرداخت‌ها بطور جامع و مفصل بررسی شده‌اند.

• معادله 108: صادرات غیرنفتی به قیمت جاری

این معادله صادرات غیر نفتی به قیمت جاری را محاسبه می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت،

$$EXGO = XPI \times EXGOC$$

که در آن EXGO صادرات غیرنفتی به قیمت جاری، XPI شاخص قیمت صادراتی و EXGOC صادرات غیرنفتی به قیمت ثابت است.

• معادله 109: صادرات غیر نفتی به دلار

در این معادله صادرات غیر نفتی به دلار محاسبه می‌شود. که در آن SVEXGO نرخ موزون ارزی است که صادرات غیر نفتی دلاری را به ریال تبدیل می‌نماید.

$$EXGO\$ = (1 / SVEXGO) \times EXGO$$

از آنجا که این نرخ در طول سال‌های بررسی تغییر نموده است لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه آن استفاده نموده‌ایم. لذا خواهیم داشت؛

$$\begin{aligned} @State \quad SVEXGO &= C(1) + C(2) \times SVEXGO(-1) \\ @Signal \quad EXGO\$ &= SVEXGO \times EXGO\$ \end{aligned}$$

• معادله 110: صادرات نفت و گاز به قیمت جاری

این معادله صادرات نفت و گاز به قیمت جاری را محاسبه می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت،

$$EXGOG = IXGOGI \times EXGOGC$$

که در آن $EXGOG$ صادرات غیر نفت و گاز به قیمت جاری، $IXGOGI$ شاخص ضمنی صادرات نفت و گاز و $EXGOGC$ صادرات نفت و گاز به قیمت ثابت است.

• معادله 111: صادرات نفت و گاز به دلار

در این معادله صادرات نفت و گاز به دلار محاسبه می‌شود. در این معادله $SVEXGOG$ نرخ موزون ارزی است که صادرات نفت و گاز دلاری را به ریال تبدیل می‌نماید.

$$EXGOG\$ = (1 / SVEXGOG) \times EXGOG$$

از آنجا که این نرخ در طول سال‌های بررسی تغییر نموده است لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه آن استفاده نموده‌ایم. لذا خواهیم داشت؛

$$\begin{aligned} @state \quad SVEXGOG &= C(1) + C(2) \times SVEXGOG(-1) \\ @signal \quad EXGOG\$ &= SVEXGOG \times EXGOG\$ \end{aligned}$$

• معادله 112: صادرات کالاها به میلیون دلار

در این رابطه حسابداری صادرات کالاها (ملیون دلار) از حاصل جمع صادرات غیرنفتی و صادرات نفت و گاز به میلیون دلار بدست می‌آید.

$$EXG\$ = EXGO\$ + EXGOG\$$$

• معادله 113: واردات کالاها به قیمت جاری

این معادله واردات کالاها به قیمت جاری را محاسبه می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت،

$$IMG = IIMGI \times IMGC$$

که در آن IMG واردات کالاها به قیمت جاری، $IIMGI$ شاخص ضمنی واردات کالاها و $IMGC$ واردات کالاها به قیمت ثابت است..

• معادله 114: واردات کالاها به دلار

در این معادله واردات کالاها به دلار محاسبه می‌شود. که در آن $SVIMG$ نرخ موزون ارزی است که واردات کالاها به دلار را به ریال تبدیل می‌نماید.

$$IMG\$ = (1 / SVIMG) \times IMG$$

از آنجا که این نرخ در طول سال‌های بررسی تغییر نموده است لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه آن استفاده نموده‌ایم. لذا خواهیم داشت؛

$$@state \quad SVIMG = C(1) + C(2) \times SVIMG(-1)$$

$$@\text{signal IMG} = \text{SVIMG} \times \text{IMG\$}$$

• معادله 115: تراز بازرگانی

در این رابطه حسابداری تراز بازرگانی، از تفاضل صادرات و واردات کالاها به میلیون دلار بدست می‌آید. لذا،

$$\text{TB\$} = \text{EXG\$} - \text{IMG\$}$$

• معادله 116: صادرات خدمات به قیمت جاری

این معادله صادرات خدمات به قیمت جاری را محاسبه می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت،

$$\text{EXS} = \text{IXSI} \times \text{EXSC}$$

که در آن EXS صادرات خدمات به قیمت جاری، IXSI شاخص ضمنی صادرات خدمات و EXSC صادرات خدمات به قیمت ثابت است.

• معادله 117: صادرات خدمات به دلار

در این معادله صادرات خدمات به دلار محاسبه می‌شود. که در آن SVEXS نرخ موزون ارزی است که صادرات خدمات دلاری را به ریال تبدیل می‌نماید.

$$\text{EXS\$} = (\text{SVEXS} / 1) \times \text{EXS}$$

از آنجا که این نرخ در طول سال‌های بررسی تغییر نموده است لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه آن استفاده نموده‌ایم. لذا خواهیم داشت؛

$$@\text{State SVEXS} = C(1) + C(2) \times \text{SVEXS}(-1)$$

$$@\text{Signal EXS} = \text{SVEXS} \times \text{EXS\$}$$

• معادله 118: واردات خدمات به قیمت جاری

این معادله واردات خدمات به قیمت جاری را محاسبه می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت،

$$\text{IMS} = \text{IIMSI} \times \text{IMSC}$$

که در آن IMS واردات خدمات به قیمت جاری، IIMSI شاخص ضمنی واردات خدمات و IMSC واردات خدمات به قیمت ثابت است.

• معادله 119: واردات خدمات به دلار

در این معادله واردات خدمات به دلار محاسبه می‌شود. که در آن SVIMS نرخ موزون ارزی است که واردات خدمات دلاری را به ریال تبدیل می‌نماید.

$$\text{IMS\$} = (\text{SVIMS} / 1) \times \text{IMS}$$

از آنجا که این نرخ در طول سال‌های بررسی تغییر نموده است لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه آن استفاده نموده‌ایم. لذا خواهیم داشت؛

$$@State\ SVIMS = C^{(1)} + C^{(2)} \times SVIMS^{(-1)}$$

$$@Signal\ IMS = SVIMS \times IMS\$$$

• معادله 120: دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج را به قیمت جاری

این معادله دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج را به قیمت جاری محاسبه می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت،

$$RFI = IRFII \times RFIC$$

که در آن RFI دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج را به قیمت جاری، IRFII شاخص ضمنی دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج و RFIC دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج به قیمت ثابت است.

• معادله 121: دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج به دلار

در این معادله دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج به دلار محاسبه می‌شود. که در آن SVRFI نرخ موزون ارزی است که دریافت‌های درآمد عوامل تولید از خارج دلاری را به ریال تبدیل می‌نماید.

$$RFI\$ = (1 / SVRFI) \times RFI$$

از آنجا که این نرخ در طول سال‌های بررسی تغییر نموده است لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه آن استفاده نموده‌ایم. لذا خواهیم داشت؛

$$@State\ SVRFI = C^{(1)} + C^{(2)} \times SVRFI^{(-1)}$$

$$@Signal\ RFI = SVRFI \times RFI\$$$

• معادله 122: پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج را به قیمت جاری

این معادله پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج را به قیمت جاری محاسبه می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت،

$$PFI = IPFII \times PFIC$$

که در آن PFI پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج را به قیمت جاری، IPFII شاخص ضمنی پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج و PFIC پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج به قیمت ثابت است.

• معادله 123: پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج به دلار

در این معادله پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج به دلار محاسبه می‌شود. که در آن SVPFI نرخ موزون ارزی است که پرداخت‌های درآمد عوامل تولید از خارج دلاری را به ریال تبدیل می‌نماید.

$$PFI\$ = (1 / SVPFI) \times PFI$$

از آنجا که این نرخ در طول سال‌های بررسی تغییر نموده است لذا از مدل حالت-فضا جهت محاسبه آن استفاده نموده‌ایم. لذا خواهیم داشت؛

$$@State\ SVPFI = C(2) \times SVPFI(-1)$$

$$@Signal\ PFI = SVPFI \times PFI\$$$

• معادله 124: خدمات به میلیون دلار

در این رابطه حسابداری خدمات به میلیون دلار در موازنه پرداخت‌ها محاسبه خواهد شد. لذا خواهیم داشت،

$$SER\$ = EXS\$ + RFI\$ - IMS\$ - PFI\$$$

• معادله 125: تراز حساب جاری به میلیون دلار

در موازنه پرداخت‌ها، تراز حساب جاری به میلیون دلار نیز از حاصل جمع تراز بازرگانی، خدمات و انتقالات محاسبه خواهد شد. لذا خواهیم داشت،

$$CUAB\$ = TB\$ + TR\$ + SER\$$$

• معادله 126: تراز پرداخت‌ها به میلیون دلار

تراز پرداخت‌ها به میلیون دلار نیز از حاصل جمع تراز بازرگانی، حساب سرمایه، تغییرات نرخ ارز، اشتباهات آماری در موازنه پرداخت‌ها بدست خواهد آمد. لذا خواهیم داشت،

$$BOP\$ = CUAB\$ + CA\$ + CEX\$ + EAO\$$$

جمعیت

• معادله 127: جمعیت

در این معادله جمعیت کل بر اساس مدل‌های سری‌های زمانی فرموله شده و بصورت تابعی از تفاضل مرتبه سوم نمایش داده شده است. لذا،

$$DLOG(POP) = C(1) + C(2) \times DLOG(POP(-1)) + C(3) \times DLOG(POP(-2)) + C(4) \times DLOG(POP(-3))$$

که در آن کل POP برابر است با جمعیت کشور.

• معادله 128: جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر

جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر درصدی از جمعیت کل را تشکیل می‌دهد که بر اساس معادلات حالت-فضا عبارت خواهد بود از؛

$$@State\ SVP10MF = C(1) + C(2) \times SVP10MF(-1)$$

$$@Signal\ P10MF = SVP10MF \times POP$$

• معادله 129: نسبت جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر به جمعیت کل

نسبت جمعیت زنان ۱۰ ساله و بیشتر به جمعیت کل نیز بر اساس مدل‌های سری‌های زمانی فرموله شده و بصورت تابعی از تفاضل مرتبه سوم نمایش داده شده است. لذا،

$$SVP^1 \cdot MF = C(1) + C(2) \times SVP^1 \cdot MF(-1) + C(3) \times SVP^1 \cdot MF(-1)^2 + C(4) \times SVP^1 \cdot MF(-2) + C(5) \times SVP^1 \cdot MF(-2)^2 + C(6) \times SVP^1 \cdot MF(-3)$$

• معادله 130: جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر

جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر درصدی از جمعیت کل را تشکیل می‌دهد که بر اساس معادلات حالت-فضا عبارت خواهد بود از؛

$$@State \ SVP^1 \cdot MM = c(1) + c(2) \times SVP^1 \cdot MM(-1)$$

$$@Signal \ P^1 \cdot MM = SVP^1 \cdot MM \times POP$$

• معادله 131: نسبت جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر به جمعیت کل

نسبت جمعیت مردان ۱۰ ساله و بیشتر به جمعیت کل نیز بر اساس مدل‌های سری‌های زمانی فرموله شده و بصورت تابعی از تفاضل مرتبه سوم نمایش داده شده است. لذا،

$$SVP^1 \cdot MM = C(1) + C(2) \times SVP^1 \cdot MM(-1) + C(3) \times SVP^1 \cdot MM(-1)^2 + C(4) \times SVP^1 \cdot MM(-2) + C(5) \times SVP^1 \cdot MM(-2)^2 + C(6) \times SVP^1 \cdot MM(-3)$$

ثروت

• معادله 132: ثروت اسمی

$$WH = KS + M^2 + SPP$$

که در آن WH عبارت است از ثروت اسمی، KS موجودی سرمایه به قیمت جاری و SPP اوراق مشارکت دولت در نزد اشخاص می‌باشد.

• معادله 133: ثروت واقعی

ثروت واقعی نیز از تقسیم ثروت اسمی بر شاخص بهای مصرف کننده بدست آمده است.

$$WHC = WH / CPI$$

کتاب‌شناسی فصل دوم

- امامی، کریم و ندا فرحبخش،، عرضه و تقاضای نیروی کار در اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم و آزاده محراییان،، مدل‌های رشد، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم، محمود محمودزاده و حسین اصغر پور،، تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم و حسین قادری،، سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم و حسین قادری،، نرخ ارز در اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم و منصوره عباسی،، صادرات و واردات در اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم و پروانه سلاطین،، دولت در اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم، اسفندیار جهانگرد و علی‌رضا فرهادی،، نفت و اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.
- امامی، کریم و مرجان دامن‌کشیده،، عرضه و تقاضای پول در اقتصاد ایران، موضوع گزارش مرحله چهارم، ۱۳۸۳.

فصل سوم

آمارهای فصلی و مسائل آن

در مدل سازی اقتصاد کلان فصلی که در آن نیاز به داده های فصلی جهت برآورد پارامترهای مدل اقتصادی اجتناب ناپذیر است، حداقل با دو مشکل اساسی مواجه می شویم. یکی از مشکلات و معضلات مهم در استفاده از متغیرهای فصلی، فصلی بودن داده ها و یا به تعبیری وجود نوسانات فصلی در داده های اقتصادی است، و دیگری عدم دسترسی به مشاهدات مربوط به متغیرهای فصلی موجود در معادلات مورد بررسی می باشد. در این فصل هر یک از موارد فوق را مورد بررسی قرار می دهیم.

1.3. آمارهای فصلی و برآورد پارامترهای مدل اقتصادی

بطور مختصر، فصلی بودن داده ها را می توان به صورت تغییرات منظم در داده ها تعریف نمود. در تعریفی دیگر، فصلی بودن عبارت است از حرکات درون سالیانه ای که خصلت سیستماتیک داشته و الزاماً ثابت یا منظم نیست. علت این تغییرات نیز ممکن است شرایط آب و هوایی، زمان برگزاری جشن های مذهبی، فعالیت های تجاری، انتظارات و ... بوده که منجر به پدید آمدن نقاط اوج در حول و حوش یک زمان در یک پریود و تناوب خاص می شود.

بطور سنتی، وجود نوسانات فصلی در داده ها جهت برآورد پارامترهای معادله مورد بررسی، یک اختلال در متغیرهای موجود در آن مدل اقتصادی محسوب می شود و لذا آن مدل، ممکن است تحولات واقعی حاصله در اقتصاد را پنهان سازد. در چنین صورتی پیشنهاد می شود اختلال های فصلی از متغیرهای مربوطه استخراج شده تا امکان بررسی و تجزیه و تحلیل اثر واقعی متغیرهای کلان اقتصادی تسهیل گردد (Hylleberg, ۱۹۸۶). روش های متعددی برای تعدیل فصلی وجود دارند که شناخته شده ترین آنها روش سرشماری $X-11$ و $X-12$ است (Shiskin et al, ۱۹۶۷). این روش های تعدیل بی عیب و نقصی نبوده، زیرا ممکن است اطلاعاتی بیش از اختلال های فصلی از یک سری را کنار گذارند. بنابراین تعدیل یک به یک سری ها بدون توجه به رابطه میان آنها، خطر بدست آوردن مدل های با خطای تصریح که روابط پویای ساختگی در آنها وجود داشته و عملکرد آنها به لحاظ پیش بینی ضعیف باشند را افزایش خواهد داد.

روش مطالعه فوق آشکارا در تعارض با دیدگاه های جدید در خصوص احتساب پدیده فصلی بودن در مدل سازی کلان سنجی قرار دارد. اخیراً دیدگاه پژوهش گران در مورد فصلی بودن متغیرهای اقتصادی کاملاً تغییر کرده است. در پژوهش های اخیر، نوسانات فصلی به صورت ویژگی ذاتی یک متغیر در مدل فصلی در نظر گرفته می شود و به طور صریح در معادلات وارد می شود. این نظر هماهنگ با دیدگاه استفاده حتی الامکان از داده های تعدیل نشده و نیز

توصیه‌های گرنجر و نیوبولد (Granger et al, ۱۹۸۶) به تحلیل گران سری‌های زمانی است. بزعم فیشر و والیس (Fisher et al, ۱۹۹۰) توجه دقیق به ویژگی‌های فصلی داده‌ها در برآورد و پیش‌بینی، یگانه راه اجتناب از مواجهه با وضعیتی است که در آن یک الگوی فصلی مبتنی بر داده‌های تعدیل شده فصلی با آن روبرو است. یکی از پیشنهادات کاربردی جهت بکارگیری اطلاعات فصلی تعدیل نشده در معادلات مطمح نظر، استفاده از تفاضل مرتبه چهارم متغیرهای اقتصادی با نوسانات فصلی است.

2.3. تجزیه داده‌های سالیانه به داده‌های فصلی

استفاده از متغیرهای تعدیل شده فصلی و یا تعدیل نشده در شرایطی محقق می‌شود که مشاهدات فصلی مربوط به تمام متغیرهای مدل در دسترس باشد. در حالت عادی برای مدل‌ساز عملی نخواهد بود که خود، تمام داده‌ها را گردآوری کند، و لذا مجموعه داده‌ها معمولاً از مراکز رسمی کسب می‌شوند. مثلاً در مورد کشور ایران ملاحظه می‌شود که مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران متصدی جمع‌آوری داده‌های اقتصاد ایران بوده، آن‌ها را منتشر نموده و در اختیار همگان قرار می‌دهند. بدلیل هزینه گزاف جمع‌آوری اطلاعات با تکرارهای فصلی، از میان متغیرهای اقتصاد کلان کشور، فقط تعداد اندکی از آن‌ها بصورت مشاهدات فصلی جمع‌آوری شده و در دسترس سازمان‌های دولتی و خصوصی، مسئولین، مدیران، محققین و علاقه‌مندان کشور قرار می‌گیرد. برای مثال، هیچ‌گونه داده‌های فصلی حساب‌های ملی و حتی سالانه متغیرهای جمعیت که توسط مراجع ذیربط جمع‌آوری و منتشر شود وجود ندارد. از آنجا که مدل مورد نظر در این تحقیق نیازمند آمارهای فصلی است، لذا یک راه معقول و مرسوم آن‌است که مشاهدات غیر قابل دسترس فصلی می‌بایست به گونه‌ای قبل از بکارگیری یک چنین متغیری در الگوی تجربی، ایجاد شوند. فرض می‌شود داده‌های درون‌یابی شده مورد استفاده برای تعیین مقدار تقریبی مشاهدات مفقوده، از مقادیر واقعی تبعیت می‌نمایند و لذا خطای تقریب نادیده گرفته می‌شود. هر چند این روش را به راحتی می‌توان بکار گرفت، اما اثرات آن بر روی تحلیل‌های بعدی اقتصاد سنجی مهم و خطیر است.

بسته به نوع و ماهیت سری‌های زمانی، روش‌های متعددی برای بدست آوردن مقدار تقریبی سری‌های ناشناخته فصلی وجود دارند. بعنوان مثال اگر متغیر مورد نظر سالانه و از نوع جریان باشد، آنگاه ساده‌ترین راه جهت فصلی نمودن آن عبارت است از تقسیم مشاهدات سالیانه بر عدد 4. اگرچه این روش فقط در مورد متغیرهای جریان قابلیت کاربرد دارد، اما در مورد این گونه از متغیرها می‌توان روش‌های بهتری برای مقابله با معضل مشاهدات غیر قابل دسترس تصور نمود. دو روش که در آثار اقتصادی بدان‌ها اشاره شده است عبارتند از:

- روش مبتنی بر داده‌ها: در این روش مشاهدات مفقوده فصلی از مقادیر کلی سالیانه آن متغیر توسط نوعی روش درون‌یابی بدست می‌آیند. در این روش گاهی از سری‌های مربوطه^۱ در صورت دسترسی نیز استفاده خواهد شد. بعنوان مثال: □□ بوت، فیس و لیسمن (Boot et al, ۱۹۶۷)، دنتن (Denton, ۱۹۷۱)، کوهن، مولر و پادهری (Cohen et al, ۱۹۷۱)، و استرم و وی (Stram et al, ۱۹۸۶a) در مطالعات خود نتایجی کمابیش نزدیک با یکدیگر و همچنین روش BFL ارائه می‌دهند. بعنوان مثال استرم و وی با استفاده از نتایج مقاله خود توانسته‌اند روش تجزیه سری‌های سالیانه را به مقادیر فصلی آن‌ها از طریق تبدیل نگاشت چند به یک، به نگاشت یک به یک بدست آورند و در این کار از رابطه نزدیک میان مدل‌های سری زمانی و ساختار کوواریانس آنها استفاده کرده‌اند. فریدمن (Friedman, ۱۹۶۲)، گینزبورگ

(Ginsburgh, ۱۹۷۳)، و چو و لین (Chow et al, ۱۹۷۶) روش مبتنی بر داده را با سری‌های مربوطه جهت محاسبه متغیرهای فصلی از متغیرهای سالانه ترکیب نموده‌اند.

- روش مبتنی بر مدل: این روش شامل تصریح یا تعیین یک مدل ساختاری است و در بردارنده متغیرهای دارای مشاهدات مفقوده و سایر متغیرهای مدل می‌باشد. مشاهدات غیر قابل دسترس به همراه پارامترهای مدل ساختاری تخمین زده می‌شوند. مثال‌های روش مبتنی بر مدل را می‌توان در آثار کمتا (Kmenta, ۱۹۸۱)، دمپستر، لایرد و روبین (Dempster et al, ۱۹۷۷)، و نیجمان (Nijman, ۱۹۸۵) یافت. در این فصل روش بوت، فیپس و لیسمن، BFL و تعمیم آن که یک روش مبتنی بر داده است را با تفصیل بیشتری توضیح داده و نهایتاً جهت فصلی کردن داده‌های اقتصاد ایران بکار خواهیم گرفت. زیرا روشی مبتنی بر مدل، گرچه مرجح است اما هنگامی که اطلاعات اضافی ضروری در دسترس نباشند، جنبه عملیاتی نخواهد داشت. مضافاً اینکه ساختارهای جبری جالبی در روش BFL وجود دارد که به طور کامل مورد بررسی قرار نگرفته و می‌توان از آن‌ها برای ارایه روش‌های کارآمد محاسباتی استفاده نمود.

همچنین در این فصل توضیح داده خواهد شد که هدف BFL، در صورتی که قید مناسبی وجود داشته باشد، عبارت است از به حداقل رساندن تفاضل‌های مربع مرتبه اول و دوم سری‌های فصلی مفقوده. از آنجایی که آن‌ها فقط متغیرهای جریان را مد نظر قرار داده‌اند، قید آن‌ها عبارت است از آنکه مجموع مشاهدات فصلی متغیر در هر سال باید برابر مقدار یا ارزش سالیانه آن متغیر باشد. به لحاظ شهودی، حداقل کردن مجموع تفاضل‌های مربع مرتبه اول و دوم برابر پیدا کردن هموارترین منحنی‌ای است که در قید مورد نظر برقرار باشد. مسئله حداقل‌سازی روش BFL را می‌توان به عنوان دستگاهی از معادلات خطی توصیف کرد که در آن مشاهدات فصلی ناشناخته هستند. راه حل مورد نظر، یعنی بردار مشاهدات فصلی مفقوده را می‌توان به صورت حاصل ضرب یک ماتریس و بردار مشاهدات سالیانه در نظر گرفت. در خصوص روش BFL می‌توان به دو نکته مهم نیز توجه نمود.

اولاً می‌بایست بین متغیرهای ذخیره^۱ و جریان^۲ تمایز قایل شویم. متغیرهای جریان از طریق جمع زدن در طول زمان متراکم^۳ می‌شوند، و بدین ترتیب قیدی که در بالا بدان اشاره شد حاصل می‌شود. برای متغیرهای ذخیره، قید یا معیارهای مختلف و کلی دیگری را می‌توان بکار گرفت. گاهی اوقات ارزش یا مقدار سالیانه یک متغیر ذخیره، برابر ارزش فصل اول و یا فصل آخر است. حتی ممکن است ارزش سالیانه یک متغیر، متوسط مقادیر فصلی آن متغیر در نظر گرفته می‌شود که در این حالت، متغیر ذخیره بسیار شبیه متغیر جریان خواهد بود. گوندولفو راه حلی را برای متغیر ذخیره از روی راه حل بدست آمده برای متغیر جریان استخراج می‌کند. در روش وی برای متغیرهای ذخیره از این نکته استفاده می‌شود که محاسبه تفاضل‌های اول، متغیر ذخیره را به متغیر جریان تبدیل می‌کند (Gandolfo, ۱۹۸۰). ثانیاً از آنجا که به حداقل رساندن مجموع تفاضل‌های مربع اول یا مربع دوم (در صورت برقراری قید مناسب) نتایج متفاوتی را ارائه خواهند نمود در مرحله بعد، می‌بایست تعیین کنیم کدام مجموع از مربعات را باید به حداقل برسانیم. در ذیل مثال‌هایی را حل نموده‌ایم تا این نکات را آشکار سازیم. برخی از سری‌های شناخته شده مشاهدات فصلی که از پایگاه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، اداره بررسی‌های اقتصادی که بصورت سالانه و فصلی ارائه شده است را در نظر گرفته، و مشاهدات فصلی را با استفاده از روش BFL و با تفاضل‌های مراتب

Stocks^۱

Flows^۲

Aggregate^۳

اول، دوم، سوم و چهارم محاسبه نمودیم. سری مقادیر محاسبه شده با سری‌های اولیه، نه تنها به شکل نموداری بلکه تقارب آنها به کمک برخی آماره‌های مرسوم نیز مقایسه و ارزیابی شده‌اند.

در روش BFL چنین فرض می‌شود که تفاضل Δ سری‌های دارای مشاهدات مفقوده یا نامعلوم، دارای یک فرآیند تصادفی ناهمبسته، با امید ریاضی و واریانس ثابت^۱ است. به بیان دیگر، سری‌هایی که باید به مقادیر جزئی‌تر تجزیه شوند، طبق فرض، ویژگی خودرگرسیون دارند. استرم و وی (Stram et al, ۱۹۸۶a) که روش GLS را به عنوان نقطه آغازین مطالعات خود برگزیده‌اند، فرآیندهای عمومی‌تری را ارائه می‌دهند. در این روش برای تجزیه مشاهدات سالانه، کل مقادیر مشاهدات سالانه آن متغیر بکار گرفته می‌شود، لذا آل اش (Al Osh, ۱۹۸۹) از فنون فیلترگذاری کالمن برای غلبه بر این معضل استفاده می‌کند.

به زعم جاگر (Jager, ۱۹۸۱) روش BFL برای بدست آوردن سری‌های مشاهدات فصلی مفقوده به طور گسترده‌ای بکار گرفته شده و نتایج بدست آمده از این روش را می‌توان کاملاً رضایت‌بخش دانست. معه‌ذا، ساختار ماتریسی که سری‌های سالیانه را به سری‌های فصلی تبدیل می‌کند توجه زیادی را به خود جلب نکرده است. در ادامه رابطه‌ای میان روش تقریبی BFL و روش حداقل مربعات تعمیم یافته را نیز بدست می‌آوریم.

در این فصل موضوعات مورد مطالعه به شرح ذیل ارائه خواهند شد. در بخش ۱.۲.۳ تعریفی ریاضی از مسئله بهینه‌سازی مقید با استعانت از جبر ماتریس‌ها معرفی می‌شود. در اینجا مسئله بهینه‌سازی به صورت دستگاهی از معادلات خطی که داده‌های فصلی مفقوده در آن، داده‌های ناشناخته تلقی می‌شوند بیان خواهد شد. در بخش ۲.۲.۳ ماتریس راه حل، یعنی ماتریسی که داده‌های سالیانه را به مشاهدات فصلی تبدیل می‌کند را ارائه می‌کنیم. به منظور آرایه تصویری از عملکرد روش BFL، مثال‌هایی را در بخش ۳.۲.۳ از آمارهای فصلی واقعی، و محاسباتی از طریق داده‌های سالانه همان متغیرها و نهایتاً مقایسه آن‌ها ارائه خواهیم نمود تا بر اساس آن، دقت روش BFL را جهت فصلی نمودن متغیرهای اقتصاد ایران بررسی و ارزیابی نموده و در صورت امکان جهت برآورد پارامترهای مدل اقتصاد کلان‌سنجی معرفی شده در فصل پیشین مورد استفاده قرار دهیم.

1.2.3. بهینه‌سازی مقید

ابتدا فرض می‌کنیم که $v = (v_i)_{i=0}^{T-1}$ ، یک سری زمانی برای داده‌های سالیانه است. برای سری زمانی $u = (u_i)_{i=0}^{qT-1}$ که در آن q تعداد مشاهدات فصلی در هر سال وجود داشته باشد، سری حاصله برای داده‌های سالیانه را می‌توان به شکل زیر بدست آورد؛

$$\left(\sum_{j=0}^{q-1} x_j u_{iq+j} \right)_{i=0}^{T-1} \quad (1.3)$$

که در آن x بردار مناسبی است که در رابطه $x' l_q \neq 0$ برقرار است. برای مثال اگر v یک متغیر جریان باشد آنگاه؛
 $\square x = l_q = (1 \ 1 \ 1 \ 1 \ \dots)'$

و چنانچه v متغیر ذخیره بوده و مقدار سالیانه این ذخیره برابر مقدار ذخیره فوق در اولین دوره فرعی باشد آنگاه خواهیم داشت؛

$$\square x = e_1 = (1 \ 0 \ 0 \ \dots)'$$

حداکثر سازی، حالت همواری^۱ است به معنای به حداقل رساندن مجموعه مربع تفاضل‌های d ام رابطه زیر؛

(2.3)

$$\sum_{i=d}^{qT-1} [(1-L)^d u_i]^2$$

که در آن L عبارت است از عملگر با وقفه. سری‌های تجزیه شده^۲ بر اساس مدل خودرگرسیون تعیین می‌شوند، یعنی $(1-L)^d u_i = a_i$ و عبارت a_i است از فرآیند تصادفی ناهمبسته، با امید ریاضی و واریانس ثابت. تخمین‌های مربوط به مقادیر تجزیه شده سری‌ها بر اساس تمام سری‌های کلی بدست می‌آید. با بازنویسی مسئله حداقل‌سازی به شکل ماتریس خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \min_u \quad & u'RR'u \\ \text{s.t.} \quad & Z'u = v \end{aligned} \quad (3.3)$$

که در آن R' عبارت است از ماتریس $(qT-d) \times qT$ ، که بردار qT ، R' را به روی بردار $qT-d$ از تفاضل‌های d ام آن می‌نگارد. به عنوان مثال برای $d=1$ خواهیم داشت؛

$$R'_{(qT-d) \times qT} = \begin{bmatrix} -1 & 1 & & & & \\ & -1 & 1 & & & \\ & & -1 & 1 & & \\ & & & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & & & & -1 & 1 \\ & & & & & & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

و همچنین Z برابر است با $Z = I_T \otimes x$ ، که در آن $x' \neq 0$ می‌باشد. برای مثال، اگر فرض کنیم $q=4$ و $x = i_n = (\text{folder} \text{ folder} \dots \text{ folder})'$ (در حالت جریان)، آنگاه خواهیم داشت:

$$Z'_{q \times (qT)} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & & & & & \\ & & & & 1 & 1 & 1 & 1 & & \\ & & & & & & & & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & & & & & & & & & 1 & 1 & 1 & 1 \\ & & & & & & & & & & & & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

تابع لاگرانژ بدست آمده از (3.3) عبارت خواهد بود از؛

$$u'RR'u + \mu'(Z'u - v) \quad (4.3)$$

Smoothness^۱

Disaggregated Series^۲

و یا اگر آن را برای حالت $d=0$ بنویسیم خواهیم داشت:

$$(5.3) \quad \sum_{i=1}^{qT-1} (u_i - u_{i-1})^2 + \sum_{i=0}^{T-1} \mu_i \left\{ \left[\sum_{j=0}^{q-1} x_j u_{iq+j} \right] - v_i \right\}$$

اگر مشتقات اول را نسبت به u_i $\square$ $i=1,2,...,qT$ و $i=1,2,...,T$ بدست آوریم و آن‌ها را برابر صفر قرار دهیم، با تقسیم نتیجه حاصله از مشتقات u بر u و جایگزینی μ با $\lambda = \mu/2$ خواهیم داشت:

(6.3)

$$\begin{bmatrix} D & Z \\ Z' & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ v \end{bmatrix}$$

[illegible]

که در آن $D = RR'$. لذا برای مثال فوق که در آن $d=1$ است خواهیم داشت:

$$\mathbf{D}_{qT \times qT} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & & & & & & & \\ -1 & 2 & -1 & & & & & & \\ & -1 & 2 & -1 & & & & & \\ & & & \ddots & \ddots & \ddots & & & \\ & & & & \ddots & \ddots & \ddots & & \\ & & & & & \ddots & \ddots & \ddots & \\ & & & & & & \ddots & \ddots & \\ & & & & & & & -1 & 2 & -1 \\ & & & & & & & & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

می‌بایست توجه داشت که D ماتریس نیمه معین مثبت و متقارن بوده و Z دارای رتبه کامل ستونی T است. اکنون می‌توان دستگاه معادلات (6.3) را برای بدست آوردن مقادیر ناشناخته سری $u = (u_i)_{i=0}^{qT-1}$ حل نمود.

2.2.3. ماتریس راه حل

دستگاه معادلات خطی (6.3) را می‌توان با معکوس کردن ماتریس زیر حل کرد؛

$$H_{(q+1)T \times (q+1)T} = \begin{bmatrix} D & Z \\ Z' & 0 \end{bmatrix}$$

روش‌های استانداردِ ماتریسِ افزاز شده، حل مسئله (6.3) را به معکوس ماتریس $(T + d) \times (T + d)$ تبدیل می‌کند.^۱ با استفاده از ساختار متعارف H ، عبارت گوشه سمت راست بالایی ماتریس H^{-1} که مورد نیاز است را می‌توان بدست آورد. هر چند برای حالت $d=2$ الگوریتمی دیگر برای عملیات ماتریسی مربوطه ارائه می‌شود، اما بخش اعظم استدلال فوق برای هر d خاص معتبر است و این امکان وجود دارد که استدلال مطروحه را بتوان برای هر d

١ به مقالة (Cohen, Muller and Padberg 1971) مراجعه شود.

دلخواه تعمیم داد. مع هذا انتظار می‌رود که برای dهای بالاتر الگوریتم خطی، بسیار پیچیده‌تر شود. (Balestra, ۱۹۷۸) کلید اصلی پیدا کردن عبارت صریحی برای گوشه سمت راست بالایی ماتریس H^{-1} را ارائه می‌کند.

قضیه 1.3: فرض کنید که $H = \begin{bmatrix} D & Z \\ Z' & 0 \end{bmatrix}$ ، که در آن D عبارت است از ماتریس $n \times n$ مثبت نیمه معین و متقارن؛ و Z ماتریس $n \times r$ با رتبه کامل ستونی^۱ باشد. فرض کنید که X، ماتریسی است با ابعاد $n \times (n-r)$ که در روابط $XX' = I_n - Z(Z'Z)^{-1}Z'$ و $X'X = I_{n-r}$ صدق می‌کند. در این حالت X را می‌توان مکمل متعامد ماتریس Z دانست. چنانچه فرض کنیم $D = RR'$ ، R و $[R|Z]$ دارای رتبه کامل ستونی باشند، آنگاه $X(X'DX)^{-1}$ و H^{-1} وجود خواهند داشت. که در آن؛

$$H^{-1} = \begin{bmatrix} H_1 & H_2 \\ H_2' & H_4 \end{bmatrix}$$

$$H_1 = V = X(X'DX)^{-1}X'$$

$$H_2 = -VDQ + Q$$

$$H_4 = -Q'DQ + Q'DVDQ$$

$$Q = Z(Z'Z)^{-1}$$

اثبات: به آسانی ملاحظه می‌شود که شرایط داشتن رتبه کامل ستونی برای ماتریس‌های $[R|Z]$ و $R'X$ ، و غیر منفرد^۲ بودن ماتریس $X'DX$ ، همگی هم ارز و یکسان هستند.

با توجه به $Z'Q = I$ ، $ZQ' = QZ' = I - XX'$ ، $Z'V = 0$ ، به آسانی می‌توان عبارت فوق را برای H_1, H_2, H_4 اثبات کرد.

از نظر هندسی هر دو ماتریس $Z(Z'Z)^{-1}Z'$ ، $XX' = I - Z(Z'Z)^{-1}Z'$ ماتریس تصویر^۳ می‌باشند. در حالت مورد بررسی ما، X یک ماتریس $qT \times (q-1)T$ است. برای متغیرهای جریان، ترکیبات خطی X سری متناظر با صفر برای داده‌های سالانه بوده و برای ذخایر، سری‌ها دارای مقادیر صفر در هر دوره فرعی اولیه هستند. توجه داشته باشید که X منحصر بفرد نیست.

اکنون نشان خواهیم داد که در مسئله مورد بررسی $[R|Z]$ دارای رتبه کامل ستونی بوده و قضیه 1.3 را در مورد آن می‌توان بکار گرفت. بدین ترتیب شکل اولیه ماتریس راه حل بدست می‌آید که نتیجه اصلی بحث ما در این قسمت است.

قضیه 2.3: فرض کنید که R' یک ماتریس $(n-d) \times n$ باشد که یک بردار v را بر روی $n-d$ بردار $((1-L)^d v_i)_{i=d}^{n-1}$ که از تفاضل‌های دام V تشکیل شده است می‌نگارد، که در آن $d < n$. فرض کنید برای حالت $1 \leq q \leq d$ داشته باشیم $w^q = (i^{q-1})_{i=0}^{n-1}$. آنگاه $R'u = 0$ ، فقط و فقط در صورتی که ترکیبی خطی از $w^0, \dots, w^{d-1}$ باشد.

^۱ Full Column Rank (fcr).

^۲ Non-Singular.

^۳ Projection.

قضیه 3.3: فرض کنید $d \leq T$ و $n = qT$ و ماتریس X با ابعاد $n \times (n-r)$ در روابط زیر برقرار باشد:

$$X'X = I_{n-r} \text{ و } XX' = I_n - Z(Z'Z)^{-1}Z' \text{ . آنگاه } X'DX \text{ غیرمنفرد بوده و قضیه ۱.۳ برقرار خواهد بود.}$$

اثبات: کافی است نشان دهیم که $[R|Z]$ دارای رتبهٔ کامل ستونی است. فرض کنید که برای n بردار μ ، داشته باشیم:

$$R'\mu = 0 \text{ و } Z'\mu = 0 \text{ . باید نشان دهیم که } \mu = 0 \text{ است. از آنجایی که } R'\mu = 0 \text{ مطابق قضیه قبل داریم:}$$

داریچ؛

(7.3)

$$\begin{aligned}
 u &= H_2 v = H_2 Z' y \\
 &= (I - X(X'DX)^{-1} X'D) Z(Z'Z)^{-1} Z'y \\
 &= (I - X(X'DX)^{-1} X'D)(I - XX')y \\
 &= (I - X(X'DX)^{-1} X'D)y
 \end{aligned}$$

□□□□

باید توجه داشته باشیم که قضیه 2.3، قضیه 3.3 و قضیه 4.3 هیچ قیدی را بر q وارد نمی‌سازند.

در خصوص تفسیر عبارت (7.3) در صورت استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته باید خاطر نشان ساخت که:

□□□□□□□□□□□□

$$D^+ = R(R'R)^{-2} R'$$

که در آن D^+ معکوس مور – پن رز برای D است. بنابراین معادله (7.3) دلالت بر آن دارد که حل u عبارت است از بردار باقی‌مانده‌های حداقل مربعات تعمیم یافته از معادله،

$$y = X\beta + \varepsilon$$

با

$$E\varepsilon\varepsilon' = \sigma^2 D^+$$

3.2.3. محاسبه آمارهای فصلی ایران به روش BFL

در این بخش، به بررسی دقت روش BFL جهت فصلی نمودن برخی متغیرهای کلان اقتصاد ایران خواهیم پرداخت. تعداد 3 سری از متغیرهای موجود در پایگاه داده‌های فصلی و سالانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در نظر گرفته شده‌اند. این سری‌های فصلی به روش‌های مختلف متراکم شده تا سری‌های مشاهدات سالیانه بدست آیند. با توجه به مقادیر سالیانه در دسترس، سری‌های فصلی متناظر با آنها با استفاده از چهار معیار هموارسازی محاسبه می‌شوند. لذا پارامتر d در معادله (2.3)، از 1 تا 4 تغییر خواهند کرد. علاوه بر این $d = 0$ در حالت جریان متناظر است با تقسیم مقدار سالیانه هر متغیر بر عدد 4 و در حالت ذخیره با تکرار مقادیر سالیانه در هر فصل همراه خواهد شد. سری‌های استخراج شده ارقام فصلی بدین ترتیب با سری‌های اولیه مقایسه خواهند شد. □ کیفیت تقریب‌های حاصله را می‌توان بوسیله آماره‌های خوبی برازش^۱ نشان داد که اغلب در تحلیل نتایج شبیه‌سازی مدل‌های کلان‌سنجی بکار گرفته می‌شوند. این آماره‌ها عبارتند از: ضریب تعیین R^2 ، ضریب نامساوی تایل U^2 و میانگین خطای مطلق نسبی (MRAE)^۳ که بوسیله آنها دقت سری‌های ساخته شده فصلی از سری‌های اولیه سالانه نشان داده خواهند شد. ضریب نامساوی تایل به صورت ریشه مربع و مثبت عبارت زیر تعریف می‌شود.

$$(8.3) U^2 = \frac{\sum_{t=1}^T [(1-L)\hat{X}_t - (1-L)X_t]^2}{\left[\sum_{t=1}^T [(1-L)\hat{X}_t]^2 + \sum_{t=1}^T [(1-L)X_t]^2 \right]}$$

^۱ Goodness of Fit^۲ Theil's Inequality^۳ Mean Relative Absolute Error

معیار دیگر آماره میانگین مطلق خطای نسبی است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

اکیله محاسبات توسط نرم افزار MATLAB Version 7.1 انجام شده است

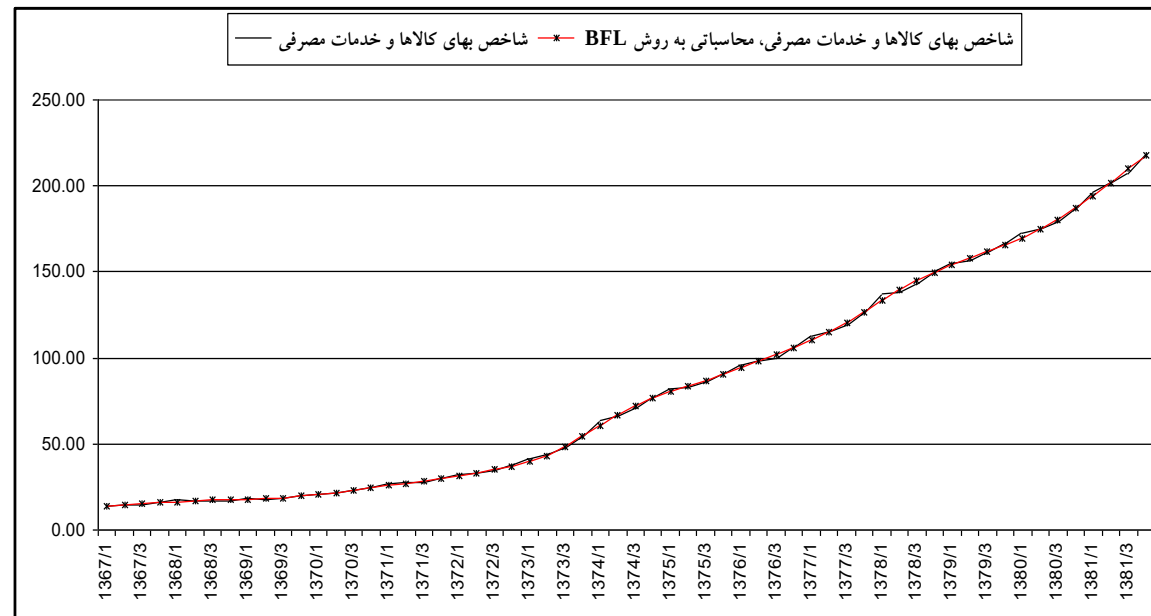
از مشاهدات آشکار می‌شود که هرگاه پارامتر d افزایش یابد، سری‌های ساخته شده هموارتر می‌شوند. علاوه بر این، واضح است که فرض مربوط به نوع متغیری که باید درون‌یابی شود، به طور قطع نتیجه

جدول ۱.۳

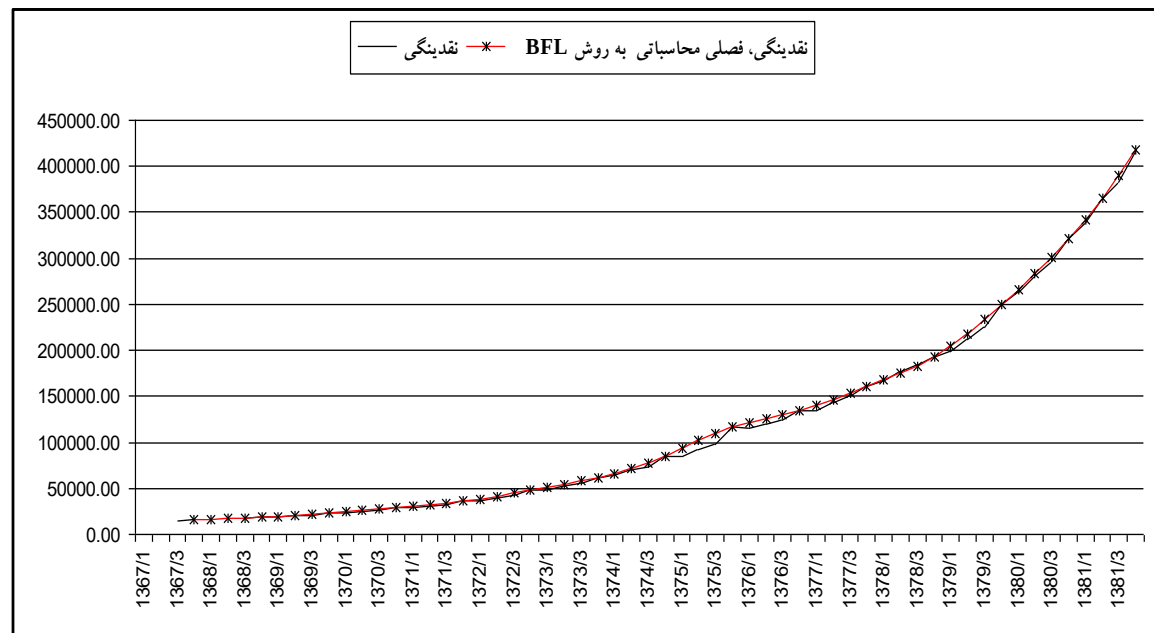
معیارهای ارزیابی دقت متغیرهای فصلی محاسباتی

	CPI			
	d=□	d=2	d=3	d=4
R ^y	0.9997	0.9998	0.99985	0.9996
U ^y	0.1193	0.0920	0.09034	0.1484
MRAE	0.0141	0.0135	0.01369	0.0152
	Li			
	d=1	d=2	d=3	d=4
R ^y	0.99932	0.99947	0.99949	0.99941
U ^y	0.09413	0.08331	0.08117	0.08899
MRAE	0.03002	0.02569	0.02548	0.02590
	TT			
	d=1	d=2	d=3	d=4
R ^y	0.98890	0.97072	0.96907	0.97025
U ^y	1.04963	1.29321	1.19013	1.48693
MRAE	0.09052	0.10211	0.10186	0.10399

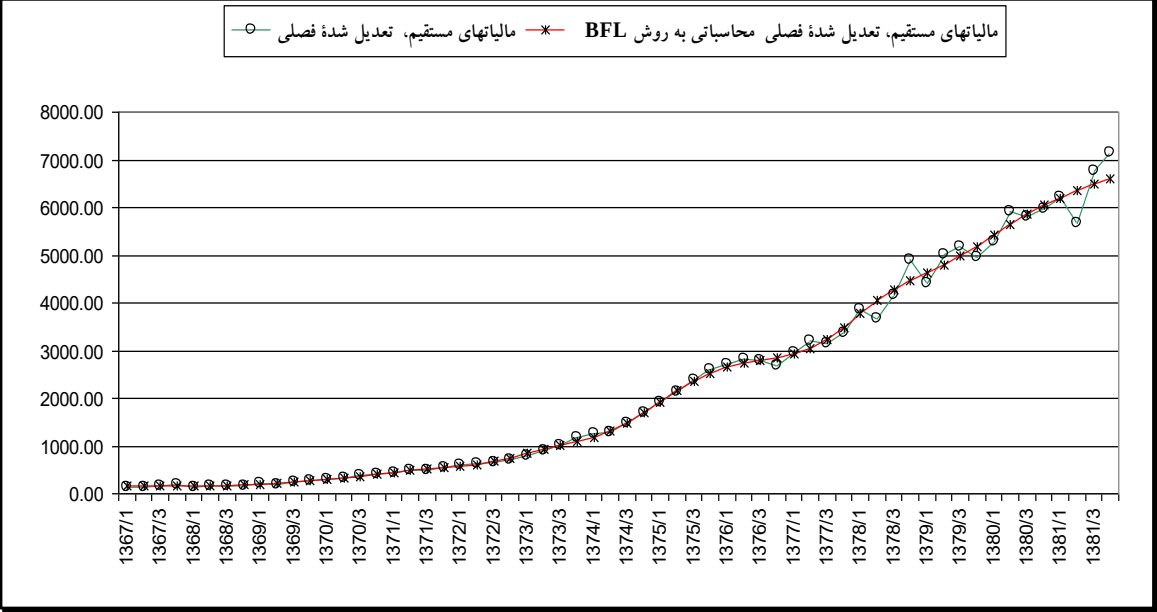
نمودار 1.3



نمودار 2.3



نمودار 3.3



حاصله را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از مقایسه معیارهای دقت تقریب‌ها، R^2 ، U^2 و $MRAE$ از جدول 1.3 و نمودارهای 1.3 الی 3.3 به نتایج زیر می‌رسیم؛

- اولاً مقدار تقریبی متغیرهای شاخص و ذخیره را بهتر از متغیرهای جریان می‌توان بدست آورد. البته با ملاحظه این نکته که متغیرهای ذخیره را می‌توان شکل انباشته متغیر جریان و بالعکس متغیر جریان را می‌توان تفاضل اول یک متغیر ذخیره دانست، این نکته چندان تعجب‌آور نیست. لذا استنباط می‌شود که نوسانات به شکل بسیار محسوس‌تری در شکل متغیر جریان ظاهر می‌شوند.
- ثانیاً بر اساس معیارهای نامبرده، برای فصلی نمودن متغیرهای شاخص قیمت‌ها و ذخیره تقریب $d=3$ ، و برای متغیر جریان تقریب $d=1$ ارجحیت دارد. لذا در خصوص انتخاب مناسب d برای متغیرهای جریان، $d=1$ در مقابل $d > 1$ پیشنهاد، و برای متغیرهای شاخص و ذخیره، $d=3$ جهت محاسبه مقادیر فصلی آن متغیرها توصیه می‌شود.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در خصوص بکارگیری این روش دو نکته مهم می‌بایست در نظر گرفته شود. اول آنکه متغیرهای ذخایر از جریان‌ها و هر دو از شاخص‌ها متمایز شوند. متغیرهای جریان را در طول زمان از طریق جمع زدن آن‌ها یک کاسه کرده ولی در مورد متغیرهای ذخیره امکانات مختلفی وجود دارد. ارزش سالیانه یک ذخیره ممکن است با مقدار آن در فصل اول یا آخر یا مقدار میانگین مقادیر فصلی برابر باشد. حالت آخر به لحاظ ریاضی هم ارز با حالت جریان است. قید مسئله حداقل سازی بستگی به معیار یکپارچه‌سازی یا کلی‌سازی مورد استفاده دارد که ما نیز برای فصلی نمودن کلیه متغیرهای موجود در مدل کلان‌سنجی آنرا در نظر داشته‌ایم. و نکته دوم آنکه باید مشخص سازیم که کدام مجموع مربعات را می‌بایست حداقل کنیم. آزمایش‌هایی را به منظور روشن ساختن این دو نکته انجام دادیم. سری‌های شناخته شده فصلی با داده‌های محاسبه شده مورد مقایسه قرار گرفتند. ملاحظه شد که بدست آوردن مقادیر تقریبی فصلی متغیرهای جریان بمراتب دشوارتر از متغیرهای ذخیره و شاخص‌هاست. جهت بدست آوردن متغیرهای ذخیره و شاخص، استفاده از تفاضل‌های سوم ممکن است نتایجی بهتر را نسبت به تفاضل‌های دوم به دست دهد. تفاضل‌های دوم نیز همان‌گونه که نشان داده شده است، از تفاضل‌های اول مناسب‌تر است.

لازم است به این نکته مهم نیز اشاره شود که روش جبری ارائه شده جهت فصلی نمودن داده‌های سالانه منطبق با روش‌های تعدیل فصلی است. در روش‌های تعدیل فصلی یک سری از مشاهدات فصلی به دیگر سری فصلی تعدیل شده تبدیل می‌شود که در آن نوسانات فصلی موجود در متغیر اصلی حذف شده است. همراه با تجزیه و تحلیل فوق، می‌توان گفت که میانگین‌های متحرک هندرسن که در روش کاملاً شناخته شده سرشماری $X-11$ بکار می‌روند و برای نشان دادن روند چند جمله‌ای درجه ۳ طراحی شده است نیز مطمئن نظر است.

در انتها به‌عنوان نمونه، آمارهای سالانه درآمد ملی و اجزاء آن که طی سال‌های 1382-1338 توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر شده است را به روش BFL و با تقریب $d=1$ محاسبه نموده، تا به‌همراه دیگر متغیرهای محاسباتی فصلی امکان برآورد پارامترهای مدل اقتصاد کلان‌سنجی فصلی فراهم گردد. مقادیر فصلی شده متغیرهای مطروحه در پیوست یک آمده است.

منابع آماری مورد استفاده در این فصل و نهایتاً فصول آتی از مرکز آمار جمهوری اسلامی و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد. آمارهای مربوط به بخش جمعیت و اشتغال از مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران و آمارهای مربوط

به حساب‌های ملی، قیمت‌ها و نرخ ارز، ترازپرداخت‌ها، وضعیت مالی دولت، متغیرهای پولی و نرخ سود بانکی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بوده است.

Al-Osh, M. (۱۹۸۹), "A dynamical linear model approach for disaggregating time series data", Journal of Forecasting, ۸, ۸۵-۹۶.

Balestra, P. (۱۹۷۸), "Determinant and inverse of a sum of matrices with applications in economics and statistics", Technical Report ۲۴, Institut de Mathematiques Economiques.

Boot, J.C.G., W. Feibes, and J.H.C. Lisman (۱۹۶۷), "Further methods of derivation of quarterly figures from annual data", Applied Statistics, ۱۶, ۶۵-۷۵.

Chow, G.C. and A.L. Lin (۱۹۷۶), "Best linear unbiased estimation of missing observations in an economic time series", Journal of the American Statistical Association, ۷۱(۳۵۵), ۷۱۹-۷۲۱.

Cohen K.J., W. M"uller and M.W. Padberg (۱۹۷۱), "Autoregressive approaches to disaggregation of time series data", Applied Statistics, ۲۰, ۱۹-۲۹.

Dempster, A.P., N.M. Laird, and D.B. Rubin (۱۹۷۷), "Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm", Journal of the Royal Statistical Society, B, ۳۹, ۱-۳۸.

Denton, F.T. (۱۹۷۱), "Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization", Journal of the American Statistical Association, ۶۶(۳۳۳), ۹۹-۱۰۲.

Driehuis, W. (۱۹۷۲), Fluctuations and Growth in a Near Full Employment Economy. A Quarterly Econometric Analysis of the Netherlands, PhD thesis, Erasmus University, Rotterdam.

Fisher, P.G. and K.F. Wallis (۱۹۹۰), "Seasonality in large-scale macroeconomic models", ESRC Macroeconomic Modelling Bureau Discussion Papers Nr. ۲۴, University of Warwick, Coventry.

Friedman, M. (۱۹۶۲), "The interpolation of time series by related series", Journal of the American Statistical Association, ۵۷, ۷۲۹-۷۵۷.

Gandolfo, G. (۱۹۸۰), Economics Dynamics: Methods and Models, ۲ edition, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.

Ginsburgh, V.A. (۱۹۷۳), "A further note on the derivation of quarterly figures consistent with annual data", Applied Statistics, ۲۲(۳), ۳۶۸-۳۷۴.

Granger, C.W.J. and P.Newbold, (1986) "Forecasting Economic Time Series", Academic Press, San Diego.

Hylleberg, S. (1986). "Seasonality in Regression", Orlando: Academic Press.

Jacobs, J. Kroonenberg, S and Wansbeek, T (1992). "Dividing By 4, An efficient algorithm for the optimal disaggregation of annual data into quarterly data." en *Dynamische Analyse*, PhD thesis, University of Groningen, Groningen.

Jager, H. (1981), *De Behoeftte aan Internationale Monetaire Reserves als Uitvloeisel van Optimale Economische Politiek. Een Comparatief-Statistische Dynamische Analyse*, PhD thesis, University of Groningen, Groningen.

Kenny, P.B. and J. Durbin (1982), "Local trend estimation and seasonal adjustment of economic and social time series", *Journal of the Royal Statistical Association, A*, 145, 1-41 [with discussion].

Kmenta, J. (1981), "On the problem of missing measurements in the estimation of economic relationships", in E.G. Charatsis, editor, *Proceedings of the Econometric Society Meeting 1981*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company.

Nijman, Th.E. (1985), *Missing Observations in Dynamic Macroeconomic Modelling*, PhD thesis, Free University, Amsterdam.

Palm, F.C. and Th.E. Nijman (1984), "Missing observations in the dynamic regression model", *Econometrica*, 52(4), 1415-1435.

Shiskin, J., A.H. Young, and J.C. Musgrave (1967) "The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program," Technical Paper No. 15, U.S. Department of Commerce, U.S. Census Bureau.

Stram, D.O. and W.W.S. Wei (1985a), "A methodological note on the disaggregation of time series totals", *Journal of Time Series Analysis*, 6(4), 293-302.

Stram, D.O. and W.W.S. Wei (1985b), "Temporal aggregation in the ARIMA process", *Journal of Time Series Analysis*, 6(4), 299-302.

Theil, H. (1966), *Applied Economic Forecasting*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.

فصل چهارم

برآورد پارامترهای الگوی اقتصاد کلان سنجی ایران

روش‌شناسی LSE

مقدمه

کانون اصلی این فصل طرح رویکرد مدل‌سازی سری‌های زمانی اقتصادی است که ابتدا در مدرسه اقتصادی لندن^۱ (LSE) شکل گرفت و مطالعات تکمیلی بعدی و گسترش آن اساساً توسط هندری و دیگر اقتصادسنجی‌دانانی که ارتباط مستقیمی با آن مدرسه در مقام یک نهاد فکری نداشته‌اند، صورت گرفت. رویکرد مدل‌سازی متفاوت این نهله فکری، از آنجا آغاز می‌شود که بزعم هندری، اقتصاد نیازمند الگوهایی است که برای فهم رفتار اقتصادی، آزمون نظریه‌های اقتصادی، پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی مفید باشند. دستیابی به تمام اهداف چهارگانه فوق، مستلزم اکتشاف روابط تجربی پایدار میان ابعاد اقتصادی مشاهده شده و نفی و ردّ مدلهایی است که فاقد ویژگی‌های مطلوب باشند (Hendry, ۱۹۹۵). اکتشاف روابط تجربی پایدار با انکشاف و آشکارسازی ساختارها مرتبط می‌باشد. هندری با پذیرش این نکته که ساختارها در اقتصادسنجی دارای معنای واحدی نیستند، این واژه را بعنوان مجموعه‌ای از ویژگی‌های اساسی و دایمی‌ساز و کار اقتصادی تعریف می‌کند. شرایط لازم و نه کافی برای آنکه مجموعه‌ای از پارامترها، مشخص‌کننده یک ساختار باشند آن است که این پارامترها نسبت به گسترش یا بسط دوره نمونه‌گیری، مجموعه اطلاعات و تغییر نظام‌های اقتصادی مورد بحث ثابت باشند.

به بیانی دیگر، ثابت بودن پارامتر را می‌توان نسبت به تغییرات گروهی از مداخلات انجام شده تعریف کرد که وضعیت اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این مداخلات ممکن است تغییرات حاصله در نظام ارزی، نظام سیاست‌گذاری مالیاتی، تغییرات نهادین یا نوآوری‌های تکنولوژیک و یا اغتشاش‌های سیاسی باشند. هر برداری از پارامترها نسبت به رده یا گروهی از این مداخلات در صورتی ثابت و بلا تغییر خواهد ماند که مقدار آن پارامترها علی‌رغم این مداخلات ثابت باشد (Ericsson, *et al*, ۱۹۹۸). این ادعا که پارامترهای مورد نظر نسبت به انجام مداخله معینی ثابت می‌ماند - مثلاً تغییر در نظام نرخ ارز - با نشان دادن این نکته نفی و ابطال خواهد شد که پارامترهای مورد نظر در صورت مداخله و یا تغییر در نظام اقتصادی ثابت نباشند. لذا هرگونه ناتوانی در ابطال و نفی ثابت بودن این پارامترها، خود شاهی است بر خلاف صحت و سقم تجربی نقد لوکاس در یک مدل خاص. اما، این نکته که آیا واقعاً ویژگی‌های ثابتی در یک اقتصاد وجود دارند یا خیر، مسئله‌ای حل نشده است. معه‌ذا، هندری چنین استدلال می‌کند که احتمال آن نمی‌رود که مدل‌های تجربی اقتصادسنجی، نسبت به تمام انواع تغییرات حاصله در نظام‌های اقتصادی بلا تغییر باقی بمانند.

^۱ London School of Economics

اساس رویکرد روش‌شناسی مدرسه اقتصاد لندن در پذیرش این نکته نهفته است که اطلاعات بالقوه مفید، برای تجزیه و تحلیل هر مسئله اقتصادی ممکن است از منابع متعددی بدست آیند. این منابع ممکن است نظریه اقتصادی، نمونه موجود برای مشاهدات انجام شده در مورد متغیرهای بالقوه مهم، اطلاع از تاریخ اقتصادی دوره مورد مطالعه، اطلاع از نحوه تعریف و اندازه‌گیری داده‌های مشاهده شده و نحوه رابطه آن‌ها با متغیرهای نظریه مورد بحث باشند. بنابراین در تدوین، و توسعه الگوهای اقتصادسنجی نکته مهم آن است که اطلاعات بدست آمده از تمامی این منابع حتی الامکان مورد استفاده قرار گیرند. البته بازدهی نهایی استفاده از اطلاعات بدست آمده از منابع مختلف متفاوت بوده و میزان استفاده از منابع در این راستا نیز متغیر است. بهر حال از اطلاعات موجود و رابطه میان این اطلاعات و ارزیابی و مقایسه الگوهای بدیل ارائه شده برای تفسیر و بررسی همان پدیده استفاده خواهد شد.

در بخش دوم این فصل تاریخچه مختصری از مجموعه اقتصاددانانی که در توسعه و تدوین روش‌شناسی مدل‌سازی LSE نقش اساسی ایفا نموده‌اند را ارائه می‌کنیم.

در بخش سوم از آنجا که هدف علم اقتصاد فراهم آوردن نظریه‌هایی است که دارای کفایت تجربی باشند و کفایت تجربی نیز دلالت بر آن دارد که هدف نظریه، فقط پاسخگویی در قبال پدیده‌های مشاهده‌پذیر است، تجربه‌گرایی ساختاری ون فراسن (Van Fraassen) را معرفی نموده و سازگاری روش‌شناسی LSE با تجربه‌گرایی ساختاری را نشان می‌دهیم.

سپس در بخش چهارم مؤلفه‌های اصلی روش‌شناسی LSE را مطرح ساخته و بر اهمیت ارزیابی و مقایسه الگوهای بدیل، در یک چارچوب همگن و سازگار به لحاظ اقتصادی و آماری تاکید خواهیم نمود. بدین ترتیب اطمینان حاصل خواهیم کرد که مدل‌سازی اقتصادسنجی در این مکتب فقط آن دسته از الگوهای را انتخاب خواهد نمود که عملاً امکان بهبود در بررسی ما را فراهم سازد.

در بخش پنجم رابطه میان دستمزدها، قیمت‌ها و بیکاری در ایران طی سال‌های 1383:4-1368:1 را مورد بررسی قرار می‌دهیم. پارامترهای این الگو را با استفاده از رویکرد LSE برآورد نموده و نهایتاً نتیجه‌گیری را ارائه خواهیم نمود. بالاخره در بخش نهایی این فصل با شناخت به اینکه روش‌شناسی LSE جهت برآورد پارامترهای الگوهای اقتصادی خصلت یگانه داشته، مدل اقتصادی معرفی شده در فصل دوم را با آمارهای فصلی محاسبه شده به روش LSE برآورد خواهیم نمود.

□. □. تاریخچه‌ای مختصر از تحولات روش‌شناسی LSE

از ویژگی‌های برجسته دانشگاه‌های انگلیس در رشته آمار، می‌توان به توسعه و شبیه‌سازی پژوهش‌های نظری که با آثار اولیه پژوهش‌گرانی چون فیشر (R.A. Fisher)، پیرسون (K. Pearson)، یول (G.U. Yule) و مطالعات بعدی بارنارد (G.A. Barnard)، بارتلت (M.S. Bartlett)، باکس (G.P.E. Box)، کاکس (D.R. Cox)، کندال (M.G. Kendall) و غیره همراه بود، به کیفیت بالای مطالعات کاربردی آن اشاره نمود. وجود و حضور اینچنین پژوهش‌گرانی در حوزه آمار، و بهره‌مندی متفکران مدرسه اقتصاد لندن در مقام یک نهاد پیشرو دانشگاهی در رشته علوم اجتماعی از چنین سنت فکری، امری طبیعی بوده است. در این راستا بولی (A.L. Bowley) و آلن (R.G.D. Allen) توانایی LSE را در مطالعات آماری و آمار اقتصادی افزایش داده، بطوری که آلن یک دوره اقتصادسنجی را در اوایل سال‌های 1946-47 و 1947-48 در آن مدرسه تدریس نمود. در حالی که پژوهش‌های آماری در آن زمان در اکثر نهادهای علمی درگیر مسائل بیولوژیک و پزشکی بود، از سال‌های دهه 1950 به بعد، LSE دامنه گروه پژوهش‌آماردانان خود را که درگیر کاربردهای آن علم در علوم اجتماعی بودند گسترش و تقویت نمود. تا اواسط دهه 1960 آلن، بارثلمو (D.J. Bartholemew)، بریلینگر (D. Brillinger)، دوربن (J. Durbin)، هاجنال (J. Hajnal)،

کندال (M.G. Kendall)، اسمیت (C.A.B. Smith) و استوارت (A. Stuart) از اعضای برجسته این نهاد دانشگاهی بودند.

در آن دوره اگرچه دپارتمان آمار پاسخگو و عامل اصلی تدریس آمار اقتصادی و موضوع جدید اقتصادسنجی بود، اما در راستای همکاری مشترک با دپارتمان اقتصاد انگیزه گسترش فعالیت‌های پژوهشی در اقتصادسنجی شکل گرفت و تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی حوزه مهمی از پژوهش و تدریس در LSE را بخود اختصاص داد.

فیلیپس (A.W.H. Phillips یا Bill Phillips) که از اواسط دهه ۱۹۵۰ در دپارتمان اقتصاد حضور داشت، از دانش خود در مهندسی برق برای مطالعه پویایی نظام ملی اقتصادی استفاده کرد. بدین ترتیب پژوهش‌های مهمی در مورد مدل‌های خودرگرسیون - میانگین متحرک زمان پیوسته انجام گرفت. همچنین مدل هیدرولیک، جهت پیوند میان متغیرهای ذخایر و جریان در اقتصاد مطرح شد و مفهوم انتگرال، مشتق و مکانیزم‌های کنترلی متناسب، و توسعه روابط تجربی میان دستمزدها و بیکاری در منحنی فیلیپس، وارد مطالعات اقتصادی شد. در آغاز دهه ۱۹۶۰ بر گسترش (R. Bergstrom) نیز به فیلیپس پیوست و او نیز نظریه آماری را برای تجزیه و تحلیل مدل‌های مبتنی بر متغیرهای زمان پیوسته و نیز ساختن مدل‌های کلان‌سنجی کوچک دیگری که دارای زمان پیوسته بودند بکار گرفت.^۱

مطالعات عمده در حوزه اقتصادسنجی، در دوره زمانی ۱۹۶۵-۱۹۶۲ صورت گرفت که به انتصاب سارگان (J.D. Sargan)، دسای (M. Desai) و تایمز (J. Tymes) در دپارتمان اقتصاد و والیس (K.F. Wallis) در دپارتمان آمار انجامید، و متعاقب آن دوره‌های فوق لیسانس اقتصاد و اقتصادسنجی در آنجا برگزار شد. تا سال ۱۹۶۵، در این نهاد دوره‌های جدید فوق لیسانس همانند اقتصاد ریاضی و اقتصادسنجی شکل گرفتند که بواسطه آن آموزش کاملی برای اقتصاددانان حرفه‌ای فراهم می‌آورد. در چند سال بعد از آن، اعضای بیشتری همانند گورمان (T. Gorman)، هال (F. Hall)، موریشیما (M. Morishima) و سن (A. Sen) به استخدام درآمدند و تعداد قابل ملاحظه‌ای دانشجویان دوره دکتری در اقتصاد نظری و اقتصادسنجی جذب شدند. در حوزه اقتصادسنجی اولین گروه از دانشجویان تحت نظارت سارگان قرار داشته و بعداً به اقتصادسنجی‌دانان برجسته‌ای تبدیل شدند. ناظر اصلی اکثر دانشجویان در اقتصادسنجی سارگان بود و دانشجویانش به مطالعه طیف گسترده‌ای از مسائل مهم پرداخته‌اند. فرمول‌بندی، برآورد و آزمون‌های تصریح پویای مدل، استفاده از ضریب لاگرانژ و آزمون فرضیه‌ها در دستگاه معادلات، بررسی متغیرهای مفقوده در مدل‌های چند متغیره سری‌های زمانی، تخمین نیمه پارامتری سیستم‌ها با استفاده از (FIML)،^۲ و تخمین‌های طیفی برای ماتریس واریانس-کواریانس خطاها، توسعه و استفاده از روش‌های تخمین غیر خطی، بکارگیری روش‌های استنتاج آماری در مدل‌های دارای زمان پیوسته و... برخی از موضوعات مطالعاتی بود و بخش اعظم پژوهش‌های انجام شده درباره این موضوعات ریشه در مطالعات اقتصادسنجی کاربردی داشت. برخی موارد کاربردی این مطالعات نیز عبارت بودند از مدل‌های قیمت‌ها و دستمزدها، تقاضای مصرفی کالاهای بادوام و غیر بادوام، معادلات عوامل و تولید کل بالاخص سرمایه گذاری و رفتار ذخیره‌ها و همچنین تصریح و تخمین معادلات رفتاری واردات و صادرات.

بخش مهمی از توسعه این روش‌شناسی توسط بازدید کنندگان یا اساتید مدعو در LSE صورت گرفت. ژان فرانسوا ریچارد که کار مطالعاتی خود را به عنوان یک استاد مدعو در سال ۱۹۷۴-۱۹۷۳ آغاز کرد و پژوهش خود را با هندی و

^۱ برای اطلاع از نقش برگستروم در مطالعات اقتصادسنجی نگاه کنید به:

Phillips, P.C.B. (1993). Models, Methods, and Applications of Econometrics: Essays in Honor of A.R. Bergstrom. Cambridge: Basil Blackwell.

^۲ Full Information Maximum Likelihood

میزون ادامه داد نقش مهمی در مشخص کردن جایگاه برجسته توزیع مشترک در تجزیه و تحلیل مدل‌ها و روابط میان متغیرهای مشاهده شده، نقش نظریه تقلیل در فرمول بندی و تعاریف دقیق برون‌زایی ایفا نمود، بطوری که اثر ریچارد هنوز یک مطالعه برجسته در این حوزه محسوب می‌شود (Richard, ۱۹۸۰). کارگاه‌های هفتگی مطالعات اقتصادسنجی به همراه برنامه‌های پژوهشی که از سوی شورای پژوهش علوم اجتماعی برگزار می‌شد و از مشارکت اساتید مدعوی همچون آمیا (T. AMEMIYA) اندرسون (T. Anderson)، انگل (R. Engle)، نلسون (C. Nelson) و غیره بهره می‌برد، بعنوان کانونی برای توسعه و بحث درباره مباحث پژوهشی در داخل این نهاد تبدیل شد. بازپیداها و تعامل با دیگر اقتصادسنجی‌دانان، فرصت‌های مناسبی برای مبادله آراء فراهم ساخت و گفتگوها و مناظرات طولانی، پرحرارت و پر ثمری با انگل و گرنجر (C. Granger)، موچارت (M. Mouchart)، پاگان (A. Pagan)، وایت (H. White) و روتنبرگ (T. Rothenberg) صورت گرفت که عامل انتشار برخی مقالات مشترک گران‌بها میان این چهره‌های برجسته بود. ام‌آ، بی شک احیا و بارورسازی متدولوژی یا روش‌شناسی مدرسه اقتصاد لندن با مطالعات و مقالات سارگان، همکاران وی و دانشجویانش آغاز شد. در قسمت بعد مبانی فلسفی روش‌شناسی تجربه‌گرایی ساختاری را توضیح داده و آن را با روش‌شناسی LSE مقایسه می‌کنیم و سپس در بخش بعد به بررسی این روش‌شناسی و رابطه آن با فرایند تولید داده‌ها، و ارائه توصیف مختصری از مؤلفه‌های اصلی این رویکرد خواهیم پرداخت.

□.□. تجربه‌گرایی ساختاری و روش‌شناسی LSE

در رهیافت معنا شناختی بوضوح میان مدل‌های نظری و الگوهای تجربی تمایز برقرار می‌شویم. الگوی نظری نمایانگر وضعیت نظریه‌ها هستند در صورتی که الگوی تجربی نمایانگر وضعیت جهان خارجی. معهذ در علم اقتصاد و اقتصادسنجی، رویکردهای معدود و اندکی توانسته‌اند تمایز میان الگوی نظری و الگوهای تجربی را برقرار سازند. این مسئله به شکل مشخصی در مکتب اقتصادسنجی LSE مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در قالب دو الگوی تجربی مدل تقاضای پول و مدل تابع مصرف کل شناخته شده است که بصورت مداوم، و به شکل ابزارهای آزمایشگاهی مورد استفاده قرار گرفته و می‌گیرند. مدل اخیر تحت عنوان الگوی DHSY برای مصرف شناخته شده است و در مقاله دیویدسون و دیگران بدان اشاره گردیده است (Davidson et al, ۱۹۷۸).

همان‌گونه که خواهد آمد، رویکرد LSE با دیگر مکاتب اقتصادسنجی که الگوی اقتصادسنجی را الگوی منتخب بر نظریه اقتصادی و یا عبارتی الگوی نظری می‌دانند، تفاوت دارد. مطابق رویکرد اخیر الگوهای اقتصادسنجی براساس روابط تبعی‌ای تنظیم می‌شوند که از نظریه اقتصادی استخراج شده است. اما در رهیافت LSE، مدل‌های اقتصادسنجی طبق برداشت و تصور سازندگان آن‌ها، برآمده و استخراج شده از فرآیند تولید داده‌ها (DGP)^۱، بوجود می‌آیند و اطلاعات لازم را در اختیار محقق می‌گذارند.

مکتب اقتصادسنجی LSE، روش‌شناسی الگوسازی تجربی را پیشنهاد می‌کند. در سطح نظری، نظریه تحویل^۲ توضیح می‌دهد که چگونه مدل‌های اقتصادسنجی به لحاظ منطق درونی‌شان نوعی الگوی تجربی محسوب شده که از DGP استخراج می‌شوند. در سطح عملی، رویکرد گذار از عام به خاص که ناظر بر تقلید از نظریه تحویل است، عملکرد اقتصادسنجی‌دانان را معطوف الگوی عام و نامقیدی می‌سازد که بر اساس آن، الگوی اقتصادسنجی نهایی بدست خواهد آمد. نظریه تحویل و رویکرد گذار از عام به خاص نشان‌دهنده این واقعیت است که روش LSE یک روش‌شناسی

^۱ Data Generation Process

^۲ Reduction

تجربی است که در آن طبق قرارداد، الگوی اقتصادسنجی از تمام جوانب کمی و اندازه‌پذیر با پدیده‌های مورد نظر سازگار است. این مفهوم تحت عنوان همخوان^۱ شناخته شده است. بنابراین آزمون‌های تشخیص در اقتصادسنجی به مثابه آزمون‌های همخوانی تلقی می‌شوند. علاوه بر این روش‌شناسی LSE با رویکرد ساختاری در فلسفه علم و تجربه‌گرایی ساختاری ون فراسن (Van Fraassen) هماهنگ و سازگار است. ون فراسن دو نوع نحوه مطالعه و نگرش را در فلسفه علم مشخص می‌سازد. نگرش اول مطالعه بنیادین است که ساختار و عنوان نظریه را مورد توجه قرار می‌دهد. نگرش دوم ناظر بر رابطه نظریه با جهان یا دنیای خارج است. در معنا شناختی^۲، الگوها در هر دو حالت جنبه حیاتی و محوری دارند. دیدگاه آن‌ها در مورد ساختار یک نظریه، رویکرد معنا شناختی را از رویکرد نحوی^۳ متمایز می‌سازد. در رویکرد معنا شناختی چنین استدلال می‌شود که نظریه مورد بحث به عنوان خانواده‌ای از الگوها ساخته می‌شود که هر کدام مستقل از چارچوب زبانی نظریه فوق‌الذکر هستند. بدین ترتیب که گروهی از الگوها مستقیماً در هر زبان خاص و بدون توجه به مسائل مربوط به نحوه طرح اصول موضوعه این نظریه، تعریف می‌شوند. اما در خصوص رابطه میان نظریه و جهان خارج، چنین تصور می‌شود که الگوها عبارتند از ابزارهایی برای بازنمایی یا نمایش جهان به لحاظ نظری، که با درجه معینی، واقعیت را بازتاب دهند. بالاخص تجربه‌گرایی ساختاری ون فراسن توصیفی از ویژگی‌های علم را ارائه می‌دهد که می‌توان آنرا بصورت زیر خلاصه کرد.

هدف علم فراهم آوردن نظریه‌هایی است که دارای کفایت تجربی باشند. پذیرش یک نظریه مستلزم پذیرش صرف این باور است که نظریه فوق به لحاظ تجربی کفایت مورد نظر را داشته باشد (Fraassen, ۱۹۸۰). بزعم فراسن، کفایت تجربی دلالت بر آن دارد که هدف نظریه، فقط پاسخگویی در قبال پدیده‌های مشاهده‌پذیر است. یک نظریه در صورتی کفایت تجربی خواهد داشت که توصیف درستی از آنچه مشاهده‌پذیر باشد را فراهم کند.

صفت ساختاری، در نظر اول شاید دلالت بر آن داشته باشد که تجربه‌گرایی ساختاری، بدیل سازنده‌ای برای واقع گرایی تجربی^۴ است. اما معنای عمیق‌تر آن این است که هدف علم کشف حقیقت در خصوص پدیده‌های مشاهده ناپذیر نیست، بلکه هدف آن ساختن مدل‌هایی است که برای تبیین پدیده‌ها مشاهده پذیر کفایت لازم را داشته باشند.

در اینجا مثال وان فرسن در خصوص قوانین حرکت نیوتونی کافی است تا امکان توصیف بهتر تجربه‌گرایی ساختاری فراهم شود. نیوتون میان موجود یا تعینات نظری و اندازه و ابعاد مطلق آن‌ها که در اصول موضوعه مطروحه او پدیدار می‌شوند و معیار اندازه‌پذیر محسوس که ناظر بر تعینات یا موجودات اندازه‌گیری شده است و تعیین رفتار آن‌ها که به صورت آزمایشی و تجربی صورت می‌گرفت تمایز قایل می‌شد. در نتیجه، حوزه تجربه و قلمرو نظریه از یکدیگر متمایز می‌شوند. در اینجا حرکت ظاهری به صورت تفاضل میان حرکت واقعی یک سیاره نسبت به سیاره دیگر تعریف شده و از حرکات واقعی که تعریف و جایگاه نظری آن‌ها ارائه شده است، متفاوت و متمایز است. بنابراین نحوه تعریف حرکت ظاهری، ارتباط معینی با اندازه‌پذیری آن خواهد داشت و حرکات ظاهری تشکیل دهنده ساختارهای نسبی هستند که ون فراسن آن‌ها را تحت عنوان نمودها مطرح می‌سازد. نمودها نوعی ساختار تجربی مبتنی بر نسبت‌های گوناگون هستند که بر اساس تعینات اندازه‌گیری شده از قبیل فاصله زمان و غیره تعریف شده‌اند. از سوی دیگر،

^۱ Congruence

^۲ Semantic

^۳ Syntactic

^۴ این دیدگاه بر آن است که واقعیت شامل اشیاء و یا اجسامی است که مشمول تجربه ما واقع شوند. واقع‌گرایی تجربی به طور ضمنی در این مدعای تجربه‌گرایانه نهفته است که تمام معرف‌ها ریشه در تجربه (حس) دارند و منکر وجود هرگونه سطح ژرف یا غیر واقعی (نا محسوس) و یا مشاهده ناپذیر واقعیت است.

ساختارهای نسبت گونه نظری هم وجود دارند. این ساختارها عبارتند از الگوهای ریاضی که نظریه نیوتون آن‌ها را فراهم ساخته و در چارچوب آن‌ها انواع تعینات نظری، مثلاً حرکت‌های مطلق، جای داده شده‌اند. این الگوهای نظری، طبق فرض آن دسته از ساختارهای نظری را تعریف و مشخص می‌سازند که بازتاب دقیق نموده‌های فوق‌الذکر هستند. به بیان و ن فراسن می‌توان انتظار داشت آن بخش مناسبی از یک الگوی نظری که بیانگر و توضیح دهنده ساختار تجربی نسبت گونه می‌باشد، زیر ساختار تجربی خوانده می‌شود. به بیان دیگر، این زیر ساخت، بخشی از ساختار نسبت گونه نظری است. در اینجا نظریه در صورتی دارای کفایت تجربی خواهد بود که دارای الگوهای معینی باشد، آن هم به گونه‌ای که تمام نموده‌های واقعی مورد نظر-لااقل در یکی از الگوهای این نظریه- با زیر ساخت تجربی همساز و یا قابل شناسایی و تشخیص باشد. به بیان دیگر، اگر بخش‌های معینی از این الگوها به صورت زیر ساخت‌های تجربی شناسایی و مشخص شوند، آنگاه می‌توانیم آن‌ها را بعنوان شکلی از بازنمایی پدیده‌های مشاهده‌پذیر در نظر بگیریم (Fraassen, ۱۹۸۹).

در روش‌شناسی LSE، الگوها عبارتند از اشکال صوری نمایش پدیده‌هایی که در جهان خارجی وجود دارند (Hendry, ۱۹۸۲). *et al.* لذا یک الگوی ناظر بر مجموعه معینی از پدیده‌ها، عبارت است از نوعی بازنمایی صوری این پدیده‌ها، که در آن، جوانب معینی از آن‌ها به طریقه انتزاع و تجرید کنار گذاشته شده و در عین حال از برخی دیگر از ویژگی‌های آن پدیده‌ها، به دلیل فراهم آوردن توصیف ساده‌تر یاد شده است. هر مدل یا الگو همیشه فقط بخشی، و نه تمامی ویژگی‌های پدیده اولیه را به نمایش می‌گذارد. لذا الگوها شامل مجموعه‌هایی از ساختارها هستند که هریک از آن‌ها، توصیف خوش تعریفی از آن جنبه‌ها یا خصوصیات از یک پدیده است که به تبیین آن‌ها می‌پردازد. در اینجا گرچه میان الگوهای نظری و الگوهای تجربی تمایزی صورت نمی‌گیرد، اما هندری و ریچارد دو ویژگی عمده و مهم الگوها را خاطر شان می‌سازند:

- اولاً هر مدل یا الگو عبارت از نوعی بازنمایی یا نمایش صوری واقعیت است؛
- و ثانیاً این بازنمایی جنبه جزئی دارد و نه فراگیر.

در هر حال، این دو ویژگی فقط نشان دهنده شکل و دامنه عملکرد الگوهاست و به خاستگاه و منشاء الگوها توجهی ندارد. همان‌گونه که هندری اظهار می‌دارد، همه الگوها به طور یکسان و برابر بوجود نمی‌آیند و منشا و خاستگاه هر یک از آن‌ها با آنچه این الگوها در تلاش برای بازنمایی آن هستند مرتبط می‌باشد (Hendry, ۱۹۹۵). الگوهای نظری و تجربی بر اساس هدف خود برای بازنمایی پدیده‌های مورد نظرشان تفکیک و از یکدیگر متمایز می‌شوند و روش‌شناسی LSE، معیار معینی را برای دسته‌بندی الگوها بر اساس خاستگاه اولیه آن‌ها فراهم می‌آورد. بهترین شیوه درک مفهوم الگوهای نظری طرح یک مثال است. در شرایطی که اقتصاد در حالت تعادل ایستا قرار داشته و تمام ذخایر و جریان‌ها ثابت باشند، در بازار رهن یا وثیقه باز پرداخت هر دوره، R ، برای میزان اصل رهن، M ، عبارت خواهد بود از نسبت ثابتی از رهن، N^{-1} ، بطوریکه الگوی نظری را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$R = N^{-1}M$$

چنین مثالی در مورد یک الگوی نظری قرابت زیادی با نحوه فهم ما از الگوهای اقتصادی دارد.^۱ مطابق نظر هندری و ریچارد، الگوهای نظری نوعی رابطه نظری میان متغیرهای پنهان بالقوه و یا متغیرهای مشاهده‌ناپذیر را مطرح

^۱ به هندری و ریچارد (۱۹۸۲) مراجعه شود.

می‌سازند بشرط آنکه روابط برقرار شده، بواسطه طرح قید ثبات سایر عوامل محدود شوند. دیدگاه هندری و ریچارد در این رابطه آن است که الگوهای نظری محتوای تجربی ندارند بطوری که عوامل پیوند دهنده نظری از قبیل وابستگی "علت و معلولی" و مفاهیم نظری از قبیل "تعادل"، فقط در صورتی دارای معنای تجربی خواهند بود که شرایط تناظر و معادلات اندازه‌گیری را چنان تعیین کرده باشیم که نگاشت و انتقال متغیرهای پنهان و بالقوه را به روی متغیرهای مشاهده‌پذیر ممکن سازند.

خاستگاه و منشأ الگوهای تجربی عبارت است از فرآیند تولید داده‌ها که با علامت اختصاری DGP شناخته می‌شود. در این راستا DGP مکانیزم بنیادین و مهمی تلقی می‌شود که داده‌های مشاهده شده را تولید می‌کند. الگوهای تجربی دارای ویژگی‌های الگوی نظری نیستند اما به صورت عامل بازنمایی DGP ساخته می‌شوند. اگر الگوی تجربی از الگوی نظری استخراج شوند، مسئله دیگر آنست که الگوهای نظری هم‌ارزی وجود خواهند داشت که الگوهای تجربی متفاوت با ویژگی‌های تجربی گوناگون از قبیل واریانس ناهمسان و یا خود همبستگی باقیمانده‌ها را در الگو ایجاد می‌کنند. با استفاده از مثال رهن می‌توان الگوهای نظری زیر را با رابطه $R = N^{-1}M$ هم ارز دانست:

$$R = N^{-1}M_{-1}$$

$$R/M_{-1} = N^{-1}$$

$$R/P = N^{-1}(M/P) = N^{-1}(M/P)_{-1}$$

که در آن اندیس‌های پایین نشاندهنده دوره زمانی است و P شاخص قیمت‌ها است. از آنجایی که الگوهای نظری در شرایط تعادل ایستا برقرار می‌باشند، لذا $M=M_{-1}$ و $P=P_{-1}$. گرچه این الگوها به لحاظ نظری هم ارز هستند، اما الگوی تجربی برآمده از آن‌ها متفاوت است. بنابراین الگوی نظری مورد بحث قابل شناسایی نیست و لذا نمی‌توان الگوی نظری را به دلیل فقدان هم ارزی تجربی، بوسیله الگوهای تجربی، مشخص و شناسایی نمود.

هدف اقتصادسنجی در مکتب LSE یعنی نشان دادن بازنمایی DGP کاملاً مشخص و مبرهن است. در این روش‌شناسی، مسئله مهم در یک الگوی نظری و نیز در نظریه‌های اقتصادی الزاماً خصلت ایستا و تعادلی نبوده و عبارت است از میزان کفایت تجربی آن‌ها و لذا الگوی مورد نظر بصورت حدس و گمان‌هایی در مورد DGP ساخته می‌شود. بزعم هندری و ریچارد از آنجایی که هر نظریه معین ممکن است نتواند به طور صحیح، تمام عیار و کامل جهان ادراک شده را توصیف نماید، ادراک پذیری پیوند ما در روابط ضروری میان رویدادهای مشاهده شده محل تردید است. بنابراین درست نیست که یک الگوی نظری را به عنوان الگویی برای نشان دادن DGP در نظر بگیریم. بازنمایی DGP به معنای فهم رویدادهای مشاهده شده است و در اینجا ملاحظه می‌شود ضرورتی وجود ندارد که هیچ پدیده مشاهده نشده‌ای را بتوانیم در قالب الگو جای داده و رفتار آن را توضیح دهیم. از آنجایی که الگوهای تجربی ترکیب مجددی از هرگونه فرآیند تولید شده بر اساس بررسی داده‌ها هستند، می‌توان آن‌ها را از طریق فرآیند تحویل که از DGP بدست می‌آید، تهیه و تنظیم نمود. از یک سوی مدل‌های تجربی با انجام تحویل‌هایی از DGP بدست می‌آیند و از سوی دیگر هدف آن است که این تحویل‌ها، نشان دهنده وضعیت DGP باشند. بمنظور آنکه مدل‌ها تصویر و بازنمایی از DGP ارائه دهند، معیار همخوانی برگزیده می‌شود تا بدین ترتیب نحوه مدل‌سازی تجربی ارزیابی شود.

بنابراین روش‌شناسی الگوسازی تجربی در مکتب اقتصادسنجی LSE خصلت دو گانه دارد. ابتداء نظریه تحویل این نکته را توضیح می‌دهد که چگونه الگوی اقتصادسنجی را می‌توان به عنوان مدل‌های تجربی‌ای محسوب کرد که ذاتاً دارای این ویژگی بوده و از فرآیند تولید داده‌ها، DGP، استخراج می‌شوند. سپس رویکرد گذار از عام به خاص از نظریه

تحویل تقلید و برداشت کرده و عملکرد اقتصادسنجی دانان را به سوی دستیابی به مدل اقتصادسنجی نهایی رهنمون می‌سازد. نظریه تحویل و رویکرد گذار از عام به خاص نشان دهنده این واقعیت است که رویکرد LSE یک روش تجربی است، که در آن مدل‌ها یا الگوهای اقتصادسنجی طبق فرض، در تمام جوانب اندازه‌پذیر با پدیده‌های مورد بررسی سازگار هستند. این مفهوم تحت عنوان همخوان شناخته شده است. بنابراین آزمون‌های تشخیص در اقتصادسنجی بمنزله آزمون‌های همخوانی طراحی و بکار گرفته می‌شوند. لذا این روش‌شناسی همگام و هماهنگ با رویکرد ساختاری در فلسفه علم است که در آن مدل‌های مورد نظر، بازنمای ساختار جهان خارج قلمداد می‌شوند. بنابراین استدلال می‌شود که روش‌شناسی تجربه‌گرایانه LSE با تجربه‌گرایی ساختاری وان فرسن مطابقت دارد. زیرا در رویکرد معناشناختی بر مفهوم و جایگاه ساختارها تأکید می‌شود. به بیان دیگر، نظریه‌های علمی شامل مدل‌ها یا ساختارهایی هستند که بازنمایی یا نمایش نظام واقعی معینی را برعهده دارند. تجربه‌گرایی ساخت‌گرایانه، بعنوان تعمیم و گسترش رویکرد معناشناختی، تأکید بیشتری بر مفهوم ساختار بعمل می‌آورد. همان‌گونه که پیشتر ذکر آن آمد، در رویکرد معناشناختی، ساختارها در قالب یک مدل جای گرفته‌اند و در تجربه‌گرایی ساخت‌گرایانه، ساختار به مثابه یک مدل معینی نمایانده می‌شود که بر اساس پارامترهای خاص تعیین و مشخص می‌شود. بطور کلی این رویکرد معناشناختی مستلزم نگاشت هم ریخت و یکسان میان مدل نظری و الگوی تجربی است.

همان‌گونه که در نظریه اندازه‌گیری مبتنی بر بازنمایی واقعیت ملاحظه می‌شود، مدل‌های مورد بررسی شامل ساختارهای نسبت‌گونه هستند که براساس نظریه مجموعه‌ها بازنمایی و نشان داد می‌شوند. هرنگاشت همریخت طبق فرض یک مؤلفه معین در یک ساختار نسبت‌گونه را به مؤلفه متناظر آن در ساختار دیگر مرتبط می‌سازد. این دیدگاه دلالت بر آن دارد که هدف علم فقط بازنمایی و نمایش پدیده‌هایی منتخب و برگزیده است و رویکرد معناشناختی نیز با بکارگیری مدل‌ها برای بازنمایی پدیده‌ها سروکار دارد و این بازنمایی باید خصلت‌گزینی داشته باشد. بنابراین ون فراسن مدعی آن است که رویکرد معناشناختی خود دلالت بر اتخاذ دیدگاهی ساختارگرایانه دارد، و دیگر آنکه توصیف علم از موضوع مورد مطالعه آن صرفاً ناظر بر مقوله ساختار است. مطابق رویکرد معناشناختی آرایه یک نظریه علمی در وهله اول عبارت است از آرایه مجموعه‌ای از الگوها یا ساختارهای ریاضی، که برای بازنمایی موضوع مورد مطالعه آن نظریه ارائه می‌شوند. در ریاضیات، اشیاء همریخت تفاوت قابل ملاحظه‌ای ندارند. بنابراین به طور اخص می‌توان و بهتر است اشیاء ریاضی را تحت عنوان ساختارها طبقه‌بندی کنیم. با توجه به این نکته که مدل‌های مورد استفاده در علم، اشیاء ریاضی هستند، نتیجتاً می‌توان گفت توصیف‌های نظری علوم خصلت ساختاری دارند که در نهایت میانبر یا برشی در میان این روابط همریخت میان اشیاء بوجود نمی‌آورند. بنابراین، رویکرد معناشناختی متضمن دیدگاهی ساختارگرایانه است و توصیف علم از موضوع مورد مطالعه آن، ناظر بر مقوله یا ساختار مورد بررسی است.

در مطالعات ون فراسن برنقش ساختار، در دیدگاه تجربه‌گرایی ساخت‌گرایانه تأکید می‌شود. بنابراین مفهوم ساختار در بستر دیدگاه تجربه‌گرایی ساختار متصور می‌شود. اگرچه به دشواری می‌توان معنای دقیق ساختار را در فلسفه علم مشخص کرد، معیاد می‌توان آن را در مقام مجموعه‌ای از ویژگی‌ها، نسبت‌ها یا روابط مورد فهم قرار داد. بار دیگر در اینجا بهترین مثال طرح ساختار نسبت‌گونه در نظریه اندازه‌گیری مبتنی بر بازنمایی واقعیت است. در تجربه‌گرایی ساختار ون فراسن چنین استدلال می‌شود که تعریف ساختار باید بر اساس پارامترهای معین اندازه‌پذیری صورت گیرد که نظریه‌های قدیم و جدید به طور موفقیت آمیزی توان تفسیر و توضیح آن‌ها را دارند. گفته می‌شود هر نظریه در صورتی خواهد توانست یک ساختار تجربی را توضیح دهد که نگاشت یا تناظر هم‌ریختی میان ساختار نظری و ساختار تجربی وجود داشته باشد. بنابراین، مفهوم کفایت تجربی در بستر تجربه‌گرایی ساختاری بدان معناست که ساختار مجرد و انتزاعی یک الگوی نظری می‌تواند تا مرز هم‌ریختی یا نگاشت هم ریخت پدیده‌های تجربی را توصیف کند.

هندری نیز در مطالعات خود از الگوها و ساختارها سخن به میان می‌آورد (Hendry, ۱۹۹۵). وی پنج معنای مختلف را برای ساختارها در ادبیات اقتصادسنجی بر می‌شمارد:

- ساختار مجموعه‌ای از نسبت‌ها یا روابط دقیق است (Frisch, ۱۹۳۴).
- ساختار عبارت است از نظامی از معادلات ثابت یا نامتغیر که مشخص کننده رفتار عوامل اقتصادی است (Haavelmo, ۱۹۴۴).
- ساختار تعینی است که الگوی ساختاری نامیده شده و در مقابل نظام یا دستگاه معینی قرار دارد که پارامترهای آن استخراج شده یا دارای شکل تقلیل یافته باشند (Koopmans et al, ۱۹۵۰).
- ساختار، واژه‌ای مترادف برای ارزش پارامتر جامع آماری θ از پارامتر ناشناخته $\theta \in \Theta$ است.
- ساختار دلالت بر بهینه‌سازی بین زمان رفتارها توسط کارگزاران یا عوامل اقتصادی دارد و هدف آن تجسم عینی بخشیدن به پارامترهای نظریه مربوطه است.

هندری، خود ساختار را به مثابه مجموعه‌ای از ویژگی‌های نامتغیر می‌داند و این ویژگی‌های نامتغیر به وسیله پارامترها نشان داده می‌شوند که مستقیماً مکانیزم عملکرد اقتصادی را مشخص می‌سازند (Hendry, ۱۹۹۷). دیدگاه او تا اندازه‌ای دربرگیرنده پنج معنای ساختار است که در بالا بدان‌ها اشاره شد. مطابق نظر وی هر پارامتر در صورتی ساختاری خواهد بود که نسبت به موارد ذیل نامتغیر و ثابت باقی بماند:

- بسط یا گسترش دوره زمانی نمونه؛
- تغییرات حاصله در اقتصاد یا تغییر نظام‌های اقتصادی؛
- گسترش یا تعمیم مجموعه اطلاعات یا افزودن متغیرهای بیشتر.

سپس وی به استدلال درباره نقش ساختار در مدل‌های تجربی می‌پردازد. بزعم وی چنین مفهومی از ساختار هدفش نشان دادن مفهوم دائمی بودن در یک چارچوب اقتصادی است که از نظر یا مشاهده مستقیم ما پنهان بوده و باید آشکار شود. پارامترهای یک ساختار اقتصادی عموماً شامل پارامترهای مربوط به قواعد تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی می‌باشند. بنابراین، A در صورتی یک ساختار را تعریف و مشخص خواهد کرد که آن ساختار ثابت و نامتغیر بوده، مستقیماً روابط اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل ما را نشان داده و از پارامترهای اساسی‌تر دیگر استخراج نشده باشد. ساختار نتیجتاً متضمن نوعی تناظر میان مدل و واقعیت است که امکان آزمون مستقل تمام عیار و کامل آن وجود ندارد.

خلاصه آنکه، مکتب LSE توجه خود را معطوف ساختار به عنوان مفهومی نامتغیر در صورت تعمیم و گسترش مجموعه اطلاعات در طول زمان می‌نماید. این مجموعه در نظام‌های مختلف و در صورت ارایه منابع اطلاعاتی جدید نیز دستخوش تغییر نخواهد شد. اینکه آیا مدل مورد نظر متناظر با رفتار عوامل اقتصادی می‌باشد یا خیر با دشواری بیشتری آزمون می‌شود. اما شواهد غیرمستقیم را می‌توان از طریق آزمون قیود و محدودیت‌هایی که نظریه اقتصادی ایجاب می‌کند، بدست آورد. معه‌ذا، از آنجایی که ساختار عبارت است از نوعی رابطه میان الگوی تجربی و واقعیت، نظریه فی‌نفسه نمی‌تواند چنین ساختاری را در اختیار ما بگذارد، گرچه ممکن است مدلی را نتیجه دهد که چنین کاری را انجام دهد. بالعکس، جوانبی از ساختار وجود دارند که امکان اکتشاف تجربی در خصوص آن‌ها وجود دارد. بنابراین نمایش متقابل نظریه اقتصادی کمی و مشاهدات آماری باید وارد صحنه مطالعات شوند.

تفسیر دیگری که با روش‌شناسی LSE سازگار می‌باشد آن است که ساختار عبارت است از رابطه‌ای که مدل یا الگو و واقعیت در آن نقش مشترک دارند. بدین ترتیب بازنمایی یا نمایش این ساختار به معیاری برای ساختن یک مدل تبدیل می‌شود. به بیان دیگر، اگر یک مدل به نحو رضایت بخشی جهان واقعی را نشان دهد، ضروری است که با ساختار مورد نظرمان همخوانی داشته باشد و به عبارت دیگر این مدل نسبت به هرگونه گسترش و تعمیم دامنه اطلاعات، ثابت و نامتغیر باقی بماند. هندری خاطر نشان ساخته است که ساختار مقوله‌ای است پنهان، اما مسئله ساختار را می‌توان با مسئله DGP مشابه تلقی کرد. به بیان دیگر، مفهوم ساختار در اقتصادسنجی مکتب LSE، بطور تجربی و براساس مقوله ثبات و عدم تغییر آن، فهم و درک می‌شود. اگر الگوهای اقتصادسنجی با DGP از نظر ثبات و عدم تغییر پارامترها همخوانی داشته باشند می‌توان گفت که مدل‌های مورد نظر به لحاظ ساختاری، DGP را بازنمایی کرده و نشان می‌دهند. بدین معنا، الگوهای اقتصادسنجی نوعی بازنمایی و نمایش ساختاری DGP تلقی می‌شوند.

شباهت میان رویکرد LSE و تجربه‌گرایی ساختاری را می‌توان به شرح ذیل جمع‌بندی کرد. این دو رویکرد دارای دیدگاهی تجربه‌گرایانه هستند که در آن فقط جوانب اندازه‌پذیری پدیده‌ها مهم است و این امر ناشی از عدم دسترسی پذیری معرفت شناختی پدیده‌های نامشهود است. در این دو دیدگاه بر اهمیت ساختار تاکید می‌شود. تجربه‌گرایی ساختاری میراث‌بر سنت رویکرد معنا شناختی است که مدل‌ها یا الگوها را ابزار پیشرفت علمی می‌داند، به گونه‌ای که نسبت یا رابطه‌ای میان نظریه و واقعیت باید از طریق مدل‌ها ادراک و فهمیده شود. مدل‌ها که فقط جوانب معینی از پدیده‌ها را نشان می‌دهند، نشانگر وضعیت ساختار نبوده و به محتوای واقعیت جهان توجهی ندارند. در مکتب اقتصادسنجی LSE، مفهوم DGP دقیقاً از علایقی مشابه با این رویکرد ساختاری استخراج می‌شود. یعنی مفهوم DGP برآمده از پذیرش واقعیت دسترسی ناپذیری معرفت شناختی واقعیت نامشهود است و لذا الگوهای اقتصادسنجی فقط با آن چیزی سر و کار دارند که مورد توجه اقتصادسنجی‌دانان است و داده‌های آن را در اختیار دارند.

شباهت جالب توجه دیگری میان رویکرد LSE و تجربه‌گرایی ساختاری درخصوص نحوه ساختن مدل‌ها وجود دارد. ون فراسن یک رویه دو مرحله‌ای را پیشنهاد می‌کند. اولاً مسئله ساختن مدل‌هایی مطرح است که توان و قدرت کافی جهت بررسی پدیده‌ها را داشته باشند، و ثانیاً قلمرو مجموعه مدل‌ها چنان محدود شود که کفایت تجربی آن‌ها بیشتر شود (Fraassen, ۱۹۸۹). این دیدگاه با رویکرد گذار از عام به خاص مشابه است. در این رویکرد ابتدا یک مدل یا الگوی نامعقد ساخته می‌شود تا امکان احتساب ویژگی‌های داده‌ها فراهم شود. سپس از طریق نظریه و مکانیزم تقلیل، مدل اقتصادسنجی نهایی برآورد می‌شود. مدل اقتصادسنجی ضرورتاً دارای کفایت تجربی است زیرا آزمون‌های همخوانی را با موفقیت پشت سرگذاشته است. بدین معنا می‌توان گفت مفهوم همخوانی با مفهوم ساختار گره خورده است. لذا مفهوم ساختار امری مشترک و سازگار میان اقتصادسنجی مکتب LSE و تجربه‌گرایی ساختاری است. زیرا نشان‌دهنده اشکال تعینات مشاهده شده و نه پدیده‌های مشاهده ناپذیر است.

3.4. مؤلفه‌های الگوسازی اقتصادسنجی در روش‌شناسی LSE

اصطلاح DGP که از سوی اقتصادسنجی‌دانان مکتب LSE ارائه شده است همان مکانیزم بنیادین و اساسی تولید داده‌هاست. روش یا رویکرد مکتب LSE نظریه‌ای را مطرح می‌کند که DGP را با الگوهای اقتصادسنجی مرتبط می‌سازد. این نظریه، تئوری تحویل نام گرفته است. تئوری تحویل، تفسیر و توضیحی از خاستگاه تشکیل الگوهای تجربی ارائه می‌کند و برای این کار به توصیف تمام مراحل گذار فرآیند تولید داده‌های واقعی در اقتصاد، به یک الگو یا مدل تجربی می‌پردازد. فرآیند تحویل یا تقلیل با بررسی DGP آغاز می‌شود و مؤلفه‌های الگوسازی اقتصادسنجی در روش‌شناسی LSE را بدقت توضیح می‌دهد. هدف از تحویل، حصول اطمینان از این مسئله است که ویژگی‌های

داده‌های بدست آمده که نشانگر ویژگی‌های DGP هستند، به شکل قابل قبولی در الگوهای تجربی بدست آمده درج شده باشند. بنابراین می‌توان الگوهای تجربی را به مثابه بازنمای مطلوب از DGP درخصوص جوانب مشاهده شده پدیده‌های مورد بررسی تلقی کرد.^۱

بمنظور تشریح بهتر مؤلفه‌های الگوسازی اقتصادسنجی در روش‌شناسی LSE مثالی را در نظر می‌گیریم که در آن مشاهدات y_t, x_t, z_t و یا DGP مربوط بدان (که ممکن است دستمزدها، قیمت‌ها و بیکاری باشند) بطور مستقل، از یک توزیع نرمال سه متغیره با بردار میانگین μ و ماتریس واریانس-کوواریانس Σ استخراج شده‌اند. بطوری که داریم؛

$$\square \quad (1.4) \quad \mu = \begin{bmatrix} \mu_y \\ \mu_x \\ \mu_z \end{bmatrix} \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{yy} & \sigma_{yx} & \sigma_{yz} \\ \sigma_{xy} & \sigma_{xx} & \sigma_{xz} \\ \sigma_{zy} & \sigma_{zx} & \sigma_{zz} \end{bmatrix}$$

و لذا توزیع مشترک y_t, x_t, z_t که با $D(y_t, x_t, z_t; \mu, \Sigma)$ نشان داده می‌شود به شکل زیر خواهد بود؛

$$D(y_t, x_t, z_t; \mu, \Sigma) \sim NI(\mu, \Sigma)$$

چگالی مشترک فوق را می‌توان به صورت حاصل ضرب چگالی‌های شرطی و نهایی نوشت؛

$$\begin{aligned} D(y_t, x_t, z_t; \mu, \Sigma) &= D(x_t | z_t, y_t; \theta_x, \omega_{11}) \times D(z_t | y_t; \theta_z, \omega_{22}) \times D(y_t; \theta_y, \omega_{33}) \\ &= NI(c_x + \beta y_t + \gamma z_t, \omega_{11}) \times NI(c_z + \alpha y_t, \omega_{22}) \times NI(c_y, \omega_{33}) \end{aligned}$$

که نمایش هم‌ارزی از مشاهدات یا DGP را ارائه می‌کند. بنابراین $NI(\mu, \Sigma)$ ، $NI(\theta, \Omega)$ شیوه‌های هم‌ارز برای نشان دادن توزیع نرمال سه متغیره هستند، که در آن نداشت میان روش‌های بدیل پارامترسازی، از رابطه زیر بدست خواهند آمد:

$$\begin{aligned} \theta'_x &= (c_x, \beta, \gamma) \\ \theta'_z &= (c_z, \alpha) \\ \theta'_y &= c_y \end{aligned}$$

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \omega_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \omega_{33} \end{bmatrix}$$

۹

^۱ نظریه تحویل شامل دوازده مرحله برای دستیابی به یک الگو یا مدل تجربی از DGP است. هر مرحله شامل یک یا مجموعه‌ای از مفاهیم اقتصادسنجی است که به عنوان معیار معینی برای جلوگیری از حذف اطلاعات عمل می‌کنند. لازم به توضیح است که کلیه مراحل دوازده گانه را نمی‌توان یک تحویل قلمداد کرد. برای مثال، تبدیل داده‌ها و تقریب‌های شکل تبعی شامل هیچ‌گونه تحویلی نیستند بلکه فقط در بردارنده تبدیل‌ها می‌باشند. تحویل‌ها را نمی‌توان برابر با تبدیل‌ها تلقی کرد زیرا تبدیل‌ها عبارتند از نگاشت‌های یک به یک، از یک شکل باز نمایی داده‌ها به شکل دیگر بازنمایی آن‌ها.

اهمیت آزمون و ارزیابی الگوهای اقتصادسنجی در روش‌شناسی LSE مهم و محوری است. این نکته در مقاله سارگان نیز آشکار بود که در آن آزمون‌هایی را برای سنجش شکل تبعی، لگاریتم طبیعی در مقابل سطح متغیرها، تصریح پویا و مناسب مدل، درجه پویایی و محدودیت‌های عوامل مشترک (COMFAC)^۱ و... مورد استفاده قرار داد (Sargan, ۱۹۸۰). در مقاله هندری این پیشنهاد مطرح شد که همیشه از آزمون نظریه‌ها یا الگوها استفاده شود و این آزمون‌ها در قالب سه قاعده طلایی "آزمون، آزمون و آزمون" بکرات انجام گیرد (Hendry, ۱۹۸۰). آزمون فرضیه را می‌توان به منظور ارزیابی دقت مدل تصریح شده فعلی، آزمون خطای تصریح، و بررسی امکان ساده‌سازی الگوی جاری بدون از دست دادن انسجام و یکپارچگی آن و با بکارگیری اطلاعات موجود انجام داد. بنابراین آزمون‌های آماری نقش مهمی در ارزیابی الگوهای اقتصادسنجی در روش‌شناسی LSE ایفا می‌کنند و این مسئله‌ای است که اکنون توجه خود را بدان جلب می‌کنیم.

4.4. معیارهای ارزیابی

اگر قرار بر استفاده و بررسی دقیق یک الگوی اقتصادسنجی باشد آنگاه نقاط قوت آن باید تثبیت شود. شیوه مهم برای انجام چنین کاری عبارت است از نشان دادن اینکه مدل فوق با داده‌ها یا اطلاعات مربوطه و موجود، سازگار بوده و لااقل به اندازه مدل‌های رقیبی که برای تبیین آن پدیده ارائه شده‌اند توانا و مناسب است. بنابراین دو مقوله همخوانی و شمول^۲ در روش‌شناسی LSE جنبه حیاتی دارد.

1.4.4. همخوانی

مفهوم همخوانی برای اولین بار به عنوان توصیف تجربی و آزمایشی داده‌های شرطی مناسب و یا باختصار (TACD)^۳ شناخته شد. هر مدل در صورتی دارای ویژگی TACD خواهد بود که به‌طور مناسب DGP را به شیوه‌ای توصیف نماید و مدل مورد نظر تمام ویژگی‌های بررسی شده داده‌ها را نشان دهد. بعدها نام همخوانی از سوی کریستوفر آل‌سوپ (Allsopp) در نزد هندری معرفی شد تا جایگزین اصطلاح TACD شود.^۴ معنای واژه همخوانی دلالت بر وجود رابطه میان دو شیء است که بنابر آن، یک شیء تناسب و هماهنگی کافی، از جوانب مورد نظر، با شیء دیگر دارد. دلیل استفاده از این اصطلاح، شاید تمثیل از مفهوم یا معنای همخوانی در ریاضیات باشد. در ریاضیات اصطلاح همخوانی یا هم نهشتی ناظر بر رابطه دو شیء همگون یا هم‌نوع است. هندری با استفاده از این اصطلاح رابطه میان الگوهای تجربی و توزیع هاولمو (Haavelmo) یا DGP که وی آن‌ها را دو نوع متمایز از یک تعین خاص می‌دانست، نشان می‌دهد. بعنوان مثال یک مثلث و راس یک هرم، یا مثلث A و قطعه سه بعدی یک هرم C، که در شکل ۱.۴ نشان داده شده است را می‌توان در نظر گرفت. در شکل ۱.۴، B عبارت است از یک نمای کوچک، D کل نما و C بخش بالایی هرم. مفهوم همخوانی یا هم نهشتی در ریاضیات مستلزم آن است که تمام بخش‌های متناظر یک شیء مشخص همخوان یا سازگار به یکدیگر متعلق شوند. بعنوان مثال، دو مثلث در صورتی همخوان خواهند بود که بخش‌های متناظر آن‌ها همخوان باشند. عبارتی دو وجه و زاویه محیطی یک مثلث، همخوان با بخش‌های متناظر مثلث دیگر باشد. بنابراین همخوانی میان هر بخش از یک مثلث با مثلث دیگر، شرط لازم و کافی است. برای مثال

^۱ Common Factor Restrictions

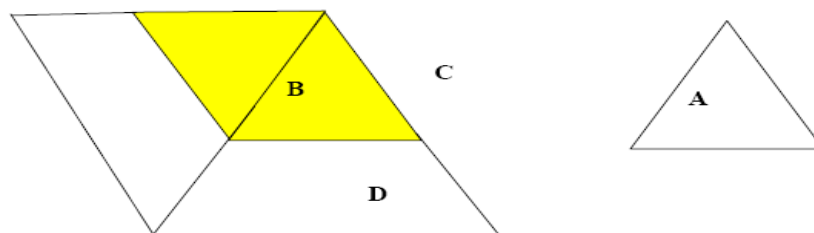
^۲ Encompassing

^۳ Tentatively Adequate Conditional Data Characterization

^۴ D.F. Hendry, (2000a) **Econometrics: Alchemy or Science?** New edition, Oxford: Oxford University Press.

در شکل ۱.۴، مثلث A فقط و فقط در حالتی با مثلث B همخوان خواهد بود که شرایط فوق الذکر برقرار شوند. در اقتصادسنجی، شرط لازم و کافی برای برقراری همخوانی بسیار محدود کننده است. زیرا در این حوزه از دانش، الگوی تجربی را با یک DGP ناشناخته مقایسه می‌کنیم و مشخص نیست

شکل 1.4



که آیا می‌توان بخش‌های اندازه‌پذیر یا قابل مشاهده DGP را بعنوان تصویر کاملی از یک DGP ارائه نمود. ملاحظه می‌شود که همخوانی در قالب دانش اقتصادسنجی این نتیجه‌گیری را به همراه نخواهد داشت که مدل مورد بررسی و DGP مطرح، از تمام جوانب امر مشابه هم باشند. زیرا در مثال فوق حتی اگر همخوانی میان مثلث A و قسمت بالایی یک هرم کامل C، که خود آن نیز یک هرم است، وجود داشته باشد، باز هم همخوانی فقط میان دو شیء مشاهده شده است. جهت روشن شدن موضوع، به بررسی دو حالت زیر می‌پردازیم.

ابتدا فرض می‌کنیم که افراد می‌توانند فقط یک سوی هرم را مشاهده کنند، برای مثال طرف D. بدین ترتیب برای آن‌ها مثلث A بعنوان مدلی یا الگویی برای طرف B است. زیرا اضلاع و زوایای مثلث A مساوی مثلث B است. مثلث A الگویی برای قطعه C نمی‌باشد. زیرا مثلث A دو بعدی است در صورتی که قطعه C سه بعدی است و لذا آن دو با یکدیگر همخوان نیستند. اکنون فرض می‌کنیم کل هرم عبارت است از DGP که به طور کامل مشاهده نمی‌شود و مثلث A یک الگوی اقتصادسنجی است. تمام آنچه می‌دانیم آن است که A همخوان با مثلث B که قابل مشاهده است می‌باشد و برای مشخص کردن وضعیت DGP که همان هرم مورد اشاره ما است کفایت نمی‌کند.

در حالت دیگر فرض می‌کنیم افراد حول و حوش این هرم حرکت نموده و بدلیل ابعاد بسیار بزرگ کل آن، و عدم امکان اندازه‌گیری آن، فقط بتوانند بخش C را اندازه‌گیری کنند. بنابراین اطلاعات و داده‌های قطعه C و نه کل آن هرم در دسترس خواهد بود. در چنین شرایطی هرم کوچکی ساخته می‌شود و بعنوان مدل یا الگویی برای قطعه C معرفی می‌شود. در نتیجه، کل هرم مورد بحث برابر است با DGP، و هرم کوچک که با قطعه C همخوان یا هم نهشت باشد، همان الگوی اقتصادسنجی است.

معهدا، در هر دو حالت بر این نکته تاکید می‌شود که چگونه مفهوم همخوان یا هم نهشتی امکان ارایه تفسیری از اقتصادسنجی در مکتب LSE را فراهم می‌آورد که فقط با جوانب اندازه‌پذیر پدیده‌های مورد بحث سروکار دارد. همخوانی در اقتصادسنجی مکتب LSE عبارت است از معیاری که بوسیله آن صحت و سقم بازنمایی یا نمایش درست

واقعیت توسط مدل معین تبیین می‌شود. بزعم بوتمپز و میزون و گریهام (Bontemps et al, ۲۰۰۱) این معیارها در یک مدل اقتصادسنجی عبارتند از:

- واریانس جزء اخلاص مدل همسان باشد،
- مدل دارای متغیرهای شرطی ساز برون‌زای ضعیف برای پارامترهای مورد نظر باشد،
- پارامترهای مورد نظر در مدل ثابت باشند،
- مدل ساختار قابل تشخیص داشته و با نظریهٔ بکار گرفته شده سازگار باشد،
- امکان فرمول‌بندی داده‌ها برای مشاهدات دقیق در آن فراهم شده باشد.

در رویکرد مکتب LSE، آزمون تشخیص معیارهای فوق، آزمون‌های F هستند. گیلبرت (Gilbert, ۱۹۸۶) مدل‌هایی که در آزمون‌های فوق‌الذکر موفق می‌شوند را مدل‌های F-پذیرفتنی می‌نامد. برخی از این آزمون‌های آماری عبارتند از:

- آزمون هم‌انباشتگی،
- استفاده از آمارهٔ LM جهت آزمون خود همبستگی،
- آزمون ARCH،
- آزمون ناهمسانی واریانس جزء پسماند،
- آزمون خطای تصریح،
- آزمون نرمال بودن جزء پسماند،
- آزمون معناداری متغیر فصلی،
- آزمون شکست ساختاری چو (Chow) برای سنجش نقد لوکاس،
- و آزمون ابر برون‌زایی.

هرگاه مدل مورد نظر در مقابل آزمون‌های فوق‌الذکر موفق باشد، گفته می‌شود که آن مدل همخوان است. بعبارت دیگر مدل مورد بررسی با داده‌های مورد نظر، از تمام جهات اندازه‌پذیری، همسان و هماهنگ است. در پرتو مفهوم همخوانی، آزمون‌ها را نمی‌توان در حکم ابزارهای یکبار مصرف تلقی کرد بلکه هدف از بکارگیری آن‌ها این است که مشخص شود آیا مدل مورد بررسی تمام اطلاعات و دانش تجربی ما را حفظ خواهد کرد یا خیر؟ هریک از معیارهای همخوانی که در بالا بدان‌ها اشاره شد متناظر با یک نوع از اطلاعات زیر است:

- نظریهٔ از پیش تعیین شده،
- داده‌های گذشته، حال و آینده،
- نظام اندازه‌گیری،
- و مدل‌ها یا الگوهای رقیب.

میزان و نحوهٔ اطلاعات بر اساس نوع داده‌ها آشکار شده، و طبقه‌بندی مجموعهٔ اطلاعات بمنظور دسته‌بندی داده‌ها در قالب گروه‌های متفاوت صورت می‌گیرد. هر گروه از داده‌ها نشان دهندهٔ نوع معینی از اطلاعات است. اگر داده‌ها را

به عنوان یک شیء یا هویت منفرد در نظر بگیریم، آنگاه طبقه‌بندی اطلاعات عبارت است از تصریح و تعیین جوانب و ویژگی‌های مختلف آن داده‌ها. بنابراین می‌توان مفهوم همخوانی را در خصوص رابطه میان داده‌ها و مدل که نشان-دهنده آن داده‌ها می‌باشد بکارگرفت. هر مدل یا الگو در صورتی همخوان خواهد بود که همه جوانب مدل یا الگوی فوق با مجموعه اطلاعات همخوان باشند. بدین ترتیب، می‌توان آزمون‌های آماری^۱ را مطابق انواع اطلاعات گروه‌بندی کرد و در نتیجه امکان فهم این داده‌ها را به گونه‌ای که همخوانی، جوانب مختلف الگوی اقتصادسنجی را فراهم سازند، میسر ساخت.

بنابراین هنگام ارزیابی انسجام یک مدل و سازگاری آن با اطلاعات موجود این نکته را باید در نظر گرفت که منابع اطلاعات متعددی وجود دارند که می‌توان آن‌ها را به شکل سودمندی در قالب چهار گروه نظریه پیشین، اطلاعات نمونه مشاهده شده، ویژگی‌های نظام یا دستگاه اندازه‌گیری و مدل‌های رقیب طبقه‌بندی کرد. اکنون به شرح هر یک از موارد فوق می‌پردازیم.

4.1.1.4. نظریه پیشین

این نکته که در الگوهای اقتصادسنجی، عامل یا منبع اولیه برای شکل‌گیری نظریه پیشین عبارت است از اقتصاد و نظریه اقتصادی امری است آشکار و غیر قابل انکار. اهمیت نسبی نظریه اقتصادی و معیارهای آماری در توسعه و ارزیابی الگوهای اقتصادسنجی موضوع مباحثات فراوان بوده که متداول‌ترین آن‌ها که بیش از سایر موارد بدان اشاره می‌شود، بحث درباره مقوله اندازه‌گیری بدون وجود نظریه میان واینینگ و کوپمنس می‌باشد.^۲ معینا تنش و تعارض میان الگوسازی به شیوه VAR و الگوهای چرخه تجاری واقعی هنوز شکلی از مباحثات جاری در خصوص این مسئله را آشکار می‌سازند. به بیان ساده می‌توان گفت در اینجا تعارض اصلی عبارت است از ناسازگاری میان الگوسازی مبتنی بر بکارگیری داده‌ها هنگام استفاده از الگوهای VAR، و الگوسازی نظری از نوع ساختاری یا از نوع الگوهای چرخه تجاری واقعی.

کانوا به بررسی الگوسازی VAR پرداخته است. این‌گرام به مرور و ارزیابی الگوسازی ساختاری اقدام نموده، کیدلند و پرسکات کاربرد روش‌های الگوهای چرخه تجاری واقعی را مطرح ساخته و کیم و پاگان به بررسی راه‌های ارزیابی این الگوها می‌پردازند. در چنین شرایطی، هرچند مسیر تکاملی رویکرد LSE با ترکیب روش‌های فوق همراه نبوده است اما نقاط توان و قوت هر یک از این روش‌های بدیل را مورد استفاده قرار داده است. به اعتقاد هندری هرچند سازگاری الگوهای اقتصادسنجی با نظریه اقتصادی مطلوب است اما این کار ضرورتی ندارد. در واقع، اگر قرار باشد خاستگاه و منشاء تمام مدل‌ها در نظریه اقتصادی جاری باشد، آنگاه از قلمرو زمینه گسترش و توسعه نظریه‌های جدید و کسب دانش از مشاهدات انجام شده تا اندازه زیادی کاسته خواهد شد. لذا برای یک الگو به مثابه یک مدل مناسب و مطلوب، انسجام یا یکپارچگی و سازگاری آن با یک نظریه اقتصادی نه ضروری است و نه کافی. این رویه عملی مبنی بر ارزیابی و رضایت بخش بودن یک مدل، آنهم در صورتی که تمام مقادیر و علامت‌های پارامترهای تخمین زده شده آن با یک نظریه اقتصادی سازگار باشد و در نتیجه تایید هر نظریه اقتصادی بر مبنای شواهد مربوطه آن صورت گیرد، دیدگاهی است که چندان مورد توجه مکتب LSE نیست (Gilbert, ۱۹۸۶). زیرا حداقل این امکان وجود دارد که برخی از الگوهای رقیب یا بدیل نیز دارای ویژگی‌های مدل مورد بررسی باشند. بهر حال از آنجا که تمام الگوهای اقتصادسنجی، برآمده از بکارگیری ملاحظات اقتصادی از قبیل انتخاب متغیرهای موجود در مدل، شکل ساختاری

^۱ Diagnostic Tests

^۲ Hendry, D.F., and M.S. Morgan (eds.). (1995). *The Foundations of Econometric Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press. P 491-524.

روابط الگو و... هستند، لذا در مکتب LSE همخوانی مدل با نظریه پیشین اقتصادی یکی از ویژگی‌های ضروری و اساسی هر الگوی اقتصادسنجی است.

ارزش و امکان آزمون نظریه اقتصادی در پرتو مشاهدات تجربی نیز از مسائلی است که بسیار مورد بحث قرار گرفته است. بالاخص، اگر یک فرضیه در مقام آزمون آماری رد شود، دلایل متعددی برله این امر وجود دارد. برای مثال:

- مدل آماری ارائه کننده چارچوب آزمون آن فرضیه، ممکن است استنتاجات گمراه کننده یا نادرستی را در نتیجه ناسازگاری با اطلاعات نمونه مورد بررسی ارائه دهد،
- ممکن است داده‌های مشاهده شده تناظر دقیقی با متغیرهای پنهان یا بالقوه نظریه اقتصادی نداشته و یا در معرض دیگر خطاهای اندازه‌گیری قرار داشته باشند،
- و یا ممکن است الگوی بدیل یا جایگزینی برای آن نظریه وجود نداشته باشد تا بتواند پدیده مورد نظر را تبیین کند.

2.1.4.4. اطلاعات نمونه

از جمله شروط ضروری برای اعتبار استنتاج‌های آماری بعمل آمده از یک الگو آنست که الگوی اقتصادسنجی با اطلاعات نمونه سازگار و همخوان باشد. از آنجایی که مفاهیم مختلفی با مقوله سازگاری یا همخوانی یک مدل در خصوص اطلاعات نمونه در زمان گذشته، حال و آینده وجود دارد، لذا هر یک از انواع این اطلاعات نمونه را به طور جداگانه مورد بررسی قرار خواهیم داد.

اطلاعات نسبی نمونه در گذشته: اطلاعات نمونه در گذشته شامل مشاهدات انجام شده در مورد مقادیر وقفه‌دار متغیرهایی است که در مجموعه داده‌های الگوسازی بکار می‌روند. بنابراین اگر t امین مشاهده برای N متغیر در مجموع داده‌ها برای اطلاعات حال یا جاری نمونه با علامت x_t نشان داده شوند، آنگاه اطلاعات نمونه در زمان گذشته عبارت خواهد بود از $\{x_1, x_2, \dots, x_{t-1}\}$ و اطلاعات زمان آینده عبارت است از $\{x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_T\}$ که در آن T عبارت است از مشاهده نهایی که در نمونه موجود است.

هر مدل که با اطلاعات نمونه در زمان گذشته همخوان یا سازگار نباشد دارای اجزای پسماندی است که با مقادیر وقفه‌دار x_t همبستگی خواهد داشت، و در نتیجه این خطاها دارای همبستگی سریالی بوده و لااقل می‌توان رفتار آن‌ها را بر حسب $\{x_1, x_2, \dots, x_{t-1}\}$ تبیین نمود. برای مثال اگر تخمین زن OLS برای δ در مدل رگرسیونی ایستا به شکل زیر باشد؛

$$y_t = \delta z_t + u_t \quad (6.4)$$

که در آن u_t دارای همبستگی سریالی است. اگر مدل فوق برای انجام استنتاج‌های آماری و یا توصیه‌های سیاستی بکار گرفته شود، آنگاه استنتاج‌های آماری و توصیه‌های ارائه شده گمراه کننده خواهند بود. بالاخص اگر در روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت y_t و z_t تمایز قایل شویم و رابطه بین آن دو را، بعنوان مثال بر اساس مدل با وقفه توزیعی خود همبسته از نوع $ARDL(1,1)$ بنویسیم، آنگاه؛

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta z_t + \gamma z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.4)$$

$$z_t = \lambda z_{t-1} + v_t \quad (8.4)$$

که در آن‌ها ε_t و v_t فرایندهای با توزیع مستقل و همسان هستند و $|\alpha| < 1$ و $|\lambda| < 1$ است، بطوری که y_t و z_t ایستا می‌باشند، آنگاه در حالت بلندمدت یعنی هنگامی که $\forall t, y_t = y_t^*$ و $z_t = z_t^*$ عکس العمل y_t نسبت به z_t از رابطه زیر بدست خواهد آمد؛

$$\kappa = (\beta + \gamma) / (1 - \alpha)$$

در حالی که مقدار شبه واقعی تخمین‌زن OLS برای δ برابر خواهد بود با $\delta = (\beta + \gamma\lambda) / (1 - \alpha\lambda)$. بنابراین استنتاج‌های مربوط به عکس‌العمل بلند y_t نسبت به z_t که بر مبنای مدل رگسیون ایستای (6.4) بدست آمده‌اند اعتبار نخواهند داشت، مگر آنکه $\kappa = \delta$ باشد. چنانچه $\gamma = -\alpha\beta$ باشد، آنگاه $\kappa = \delta$ خواهد بود که این همان محدودیت عامل مشترک است که مطابق آن، مدل با وقفه توزیعی خودرگسیون (7.4) به شکل زیر نوشته خواهد شد؛

$$\begin{aligned} y_t &= \beta z_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \alpha \varepsilon_{t-1} + w_t \end{aligned} \quad (9.4)$$

بطوری که رفتار پویای مدل بوسیله فرایند خطای خودرگسیونی مرتبه اول نشان داده خواهد شد. همچنین اگر $\lambda = 1$ باشد، فرض ایستا بودن z_t نقض و مردود می‌شود. این نکته که مدل رگسیونی ایستای (6.4) با اطلاعات گذشته نمونه سازگار و همخوان نیست، بواسطه آزمون فقدان همبستگی سریالی در باقی‌مانده‌های مدل، آشکار خواهد شد. باختصار می‌توان گفت آزمون همخوانی با اطلاعات گذشته نمونه یکی از راه‌های بررسی کفایت تصریح پویایی مدل است و چنین آزمون‌هایی در قیاس با تصریح الگوی ساختاری، تغییرات نظام‌های اقتصادی، و سایر عوامل بی‌ثباتی پارامترها از ضرورت زیادی برخوردار هستند.

اطلاعات نسبی نمونه در حال حاضر: هر مدلی که جزء اخلاص آن دارای ناهمسانی واریانس نسبت به مجموعه‌ای از متغیرهای جاری مدل باشد، فاقد همخوانی یا سازگاری است و می‌توان برای بهبود آن از اطلاعاتی که فعلاً در دسترس است استفاده نمود. همچنین ممکن است خطاهای یک مدل، u_t ، چنان باشد که $E(u_t | x_t) \neq 0$ باشد، آنگاه هنوز هم می‌توان اطلاعاتی را در x_t سراغ گرفت که از آن‌ها استفاده نشده باشد. این رویه ممکن است برآمده از حذف نادرست متغیرها از مدل مورد نظر یا مشروط داشتن پارامترهای مورد نظر در مدل به متغیرهایی که دارای برون‌زایی ضعیف نیستند باشد. شکل دیگری از این نوع ناهمخوانی یا ناسازگاری عبارت است از ناهمسانی واریانس در خطاها، به بیان دیگر $\forall t, E(u_t^2) = \sigma^2 \neq \sigma^2$. این امر دلالت بر آن دارد که توزیع خطاها دارای ویژگی‌هایی است که تبیین بالقوه آن‌ها بصورت تابعی از x_t میسر و ممکن است. توزیع خطاها ممکن است دارای چولگی، کشیدگی اندک و یا شدید باشد. مادامی که این ویژگی‌های توزیع خطاها برحسب تابعی از داده‌های موجود قابل تفسیر باشد مدل مورد نظر ناهمخوان خواهد بود. آزمون‌های مربوط به متغیرهای حذف شده، چولگی شدید یا کشیدگی در توزیع خطاها و واریانس همسانی خطاها مواردی از روش‌های ارزیابی سازگاری یک مدل با اطلاعات جاری نمونه هستند.

اطلاعات نسبی نمونه از زمان آینده: برای اینکه یک مدل با اطلاعات آتی مندرج در نمونه سازگار باشد این مدل باید از خطا یا شکست در پیش‌بینی و یا ناسازگاری پارامترها در امان باشد. هر مدلی با ویژگی‌های خاص خود، که به همراه گسترش متعادل دایره عملکرد زمان دوره برآورد پارامترهای آن، دستخوش دگرگون و تغییر شود، بدون تردید نخواهد توانست ویژگی‌های مهم DGP را نشان داده و در نتیجه احتمالاً استنتاج‌های ضعیف را ارائه خواهد نمود. صرف نظر از اینکه این استنتاج‌ها مربوط به تخمین پارامترها، آزمون فرضیه‌ها یا آزمون پیش‌بینی‌ها باشند، یکی از ویژگی‌های مهمی که یک مدل باید داشته باشد تا امکان ارائه استنتاج‌های سودمند و معتبر از آن فراهم شود آن است که این الگو

ویژگی‌های نامتغیر و ثابت بنیادین را در روابط میان متغیرهایی که مورد نظر و بررسی قرار می‌دهند، نشان دهند. عبارت دیگر، مدل مورد نظر قدرت بازنمایی ساختار مورد نظر را داشته باشد. هر مدل که تمام پارامترهای آن خصلت گذرا و موقتی داشته باشند خود خصلت موقت و میرا خواهند داشت و استنتاج‌های مبتنی بر آن‌ها احتمالاً هنگام ارزیابی مدل در پرتو مشاهدات بعدی نادرست و نامعتبر خواهد بود. در واقع چنین مدلی نمی‌تواند ساختار بنیادین پدیده مورد نظر را نشان دهد. هر مدل بادوام و ماندنی، باید برآوردهایی از پارامترهای مورد بررسی خود داشته باشد که در دوره‌های مختلف تخمین، تقریباً ثابت باشند. علاوه بر این، هنگامی که یک مدل برای پیش‌بینی اثرات احتمالی اجرای یک سیاست خاص، (مثلاً تغییر در نرخ‌های مالیاتی یا گذار از نظام نرخ ارز ثابت به نرخ ارز شناور و یا بکارگیری سیاست پولی) بکار گرفته شود، نکته حیاتی آن است که پارامترهای آن مدل، نسبت به تغییرات سیاست‌گذاری ثابت باشند. لوکاس این موضوع را برای اولین بار بررسی نموده و به تبع آن مباحث بسیار زیادی را به‌همراه داشته است. در واقع برای بسیاری از اقتصاد کلان‌سنجی‌دانان، نقد لوکاس به اندازه کافی از قدرت و کشندگی برخوردار است تا اعتبار بخش اعظم الگوسازی اقتصادسنجی را از میان بردارد. معه‌ذا اگر یک مدل دارای متغیرهای شرطی سازی باشد که نسبت به پارامترهای مورد نظر دارای برون‌زایی ضعیف باشند و پارامترهای آن نسبت به تغییرات حاصله در فرآیند مولد متغیرهای شرطی ساز ثابت بماند (شرط ابر برون‌زایی)^۱، آنگاه نقد لوکاس معتبر نخواهد بود (Engle et al, ۱۹۸۳). پی‌آمد مهم این گزاره آن است که نقد لوکاس داخل قلمرو فرضیه‌هایی آزمون‌پذیر می‌شود. ابزارهای اصلی اینچنین آزمونی عبارتند از تجزیه و تحلیل واریانس برای نشان دادن ثبات پارامترها، آزمون پیش‌بینی چو، و نیز روش تخمین‌زن بازگشتی.

3.1.4.4. دستگاه یا نظام اندازه‌گیری

نکته مهم دیگر آنست که بدانیم متغیرها چگونه اندازه‌گیری می‌شوند تا از ویژگی‌های خاص آن‌ها آگاه شویم. با داشتن چنین اطلاعاتی امکان گزینش شکل تبعی برای مدل‌ها یا تبدیل‌های مربوط به متغیرها میسر خواهد شد و در نتیجه اطمینان حاصل خواهیم نمود که مدل‌های فوق‌مقادیر برارزش و پیش‌بینی شده آن دسته از متغیرهای الگوسازی شده را که دارای این ویژگی‌ها باشند، در اختیار ما قرار خواهند داد. این همان شرط ناظر بر امکان سازگاری و دسترسی به اطلاعات و داده‌ها در مدل‌هاست. برای مثال هنگام مدل‌سازی مصرف کل که می‌دانیم هرگز برابر صفر نخواهد شد، عقلایی است که لگاریتم مصرف نه سطح آن متغیر را در نظر بگیریم تا بدین ترتیب، از تولید مقادیر منفی برازش یا پیش‌بینی شده برای مصرف خودداری کنیم. به همین ترتیب تبدیل لگاریتمی متغیری همانند بیکاری که محدود به مقادیر □ تا □□□ درصد است متضمن آن خواهد بود که مقادیر برازش و یا پیش‌بینی شده مدل یا الگو نیز مقادیر فوق را ایجاد کند. بنابراین انتخاب آن دسته از مدل‌هایی که قابلیت سازگاری با داده‌ها را داشته و در نتیجه با این مجموع از اطلاعات همخوان باشند، امری ضروری است.

4.1.4.4. مدل‌ها یا الگوهای رقیب

اهمیت حصول اطمینان از سازگاری یا همخوانی هر مدل، با اطلاعات نهفته در مدل‌های رقیب خصلتی دوگانه دارد. اول آنکه در علم اقتصاد هیچ کمبودی معمولاً به لحاظ دسترسی به نظریه‌های رقیب برای تفسیر یک پدیده خاص وجود ندارد. ثانیاً این امکان وجود دارد که بیش از یک مدل یا الگو، با نظریه‌ای که از پیش تعریف و پذیرفته شده است سازگار و همخوان باشد.

^۱ Super Exogeneity

معمولاً نظریه‌های بدیل یا جایگزین هنگامی که در مدل‌های اقتصادسنجی بکار گرفته شوند، از مجموع اطلاعات مختلف و احتمالاً اشکال تبعی مختلفی استفاده کرده و در نتیجه این مدل‌ها غیرآشپانه‌ای^۱ قلمداد خواهند شد. لذا همین ویژگی جدایی‌پذیری است که امکان سازگاری یا همخوانی بیش از یک مدل را با مجموعه یکسانی از اطلاعات فراهم خواهد ساخت. بنابراین، هر مدل با توجه به مجموعه اطلاعات متناظر با آن، همخوان و سازگار است. اریکسون و هندری به تجزیه و تحلیل این مسئله پرداخته و نشان داده‌اند که تأیید بیش از یک مدل دلالت بر عدم کفایت هریک از آن‌ها داشته و میزون نیز مثالی را در این خصوص مطرح می‌سازد (Mizon, ۱۹۸۹). بنابراین دسترسی به مدلی که با مجموعه اطلاعات خاص^۲ خود سازگار یا همخوان باشد، و فراگیر و یا مشمول^۲ مدل‌های دیگر نیز باشد ضروری است. هر مدل فراگیر، مدلی است که؛

- بتواند ویژگی‌های آندسته از مدل‌های رقیب که در حال حاضر مورد بررسی قرار گرفته‌اند را توضیح دهد،
- و یافته‌های تجربی قبلی را که برای تبیین رفتار متغیرها و پارامترهای مورد نظر مناسب و با اهمیت تلقی می‌شده‌اند به خوبی تفسیر کند.

هر مدل فراگیر موجب آن می‌شود که استنتاج یا بکارگیری نتایج بدست آمده از دیگر الگوها امری زائد تلقی شده و در نتیجه خود، مدلی مسلط یا اصلی باشد.

مقایسه میان مدل‌ها یا الگوهای رقیب که برای تبیین پدیده یکسان وضع شده‌اند با استفاده از آمارهای مختلف جهت آزمون فرضیه‌های غیرآشپانه‌ای میسر خواهد بود. اما نکته قابل توجه آن است که ویژگی‌های آماری (قدرت، اندازه یا حجم) این آماره‌های آزمون، در بستر یا پرتو یک مدل فراگیر استخراج خواهند شد و این نکته‌ای است که بواسطه تفسیر فراگیر این آماره‌های آزمون (بطوری که شامل سایر الگوها نیز شوند) فراهم خواهد شد. علاوه بر این استفاده از آمارهای آزمون غیرآشپانه‌ای در مقایسه زوج به زوج مدل‌های ممکن تناقضات ظاهری به‌همراه داشته باشند. بالاخص این امکان وجود دارد که فرضیه‌های $M_1 \text{EM}_2$ و $M_2 \text{EM}_3$ رد نشوند، در حالی که فرضیه $M_1 \text{EM}_3$ رد شود. این حالت عدم خصلت فراگیری مدل‌ها یا فرضیه‌ها، اساساً بدین دلیل پدید می‌آیند که مدل اصلی یا فراگیر نهفته در هر یک از این سه حالت، در مقایسه زوج به زوج آن‌ها متفاوت خواهند بود. اما برای احتراز از این معضل می‌توان همه مدل‌ها یا الگوها را نسبت به یک الگوی عام یا کلی‌تر که شامل تمام الگوهای دیگر نیز باشد بررسی و مقایسه نمود. اگر فرض کنیم که M_c خود نشان دهنده چنین الگوی عام و فراگیر باشد (یعنی $M_i \subset M_c \forall i$)، آنگاه این امکان وجود خواهد داشت که فرضیه آشپانه‌ای را بدین شکل آزمون کنیم که M_i شکل ساده شده قابل قبولی از M_c برای هر i خواهد بود. اگر مدلی، مثلاً M_1 ، وجود داشته باشد که ساده‌سازی درستی از M_c باشد آنگاه به شکل هماهنگ و سازگاری با M_c همخوان خواهد شد که با علامت $M_1 \text{EM}_c$ نشان داده می‌شود. در جامعه آماری این امکان وجود دارد که بیش از یک مدل به طور هماهنگ شامل الگو یا مدل تکمیلی یا فراگیر M_c باشد، آن‌هم فقط در صورتی که این مدل‌ها به لحاظ مشاهده‌ای هم ارز باشند. و یا آنکه اگر رابطه $M_1 \text{EM}_c$ را برقرار شده بدانیم: آنگاه $\forall j M_1 \text{EM}_j$ است. بنابراین شرط مطرح شده مبنی بر آنکه مدل مورد نظر ما با اطلاعات مندرج در الگوهای رقیب سازگار یا همخوان باشد، هم ارز با طرح این شرط است که مدل مورد نظر به شکل هماهنگی شامل مدلی شود که تمام مدل‌های رقیب را نیز دربر داشته باشد. این بدان معناست که مجموعه مناسب اطلاعات نمونه برای تعیین یک الگوی همخوان عبارت است از اجتماع مجموعه اطلاعات مدلی که از هر یک از نظریه‌های رقیب استفاده می‌کنند. نتیجه آنکه اگر شواهد

^۱ Non-Nested

^۲ Encompassing

تجربی مورد نظر برای ارزیابی و مقایسه مدل‌ها و نه تأیید زود هنگام و ساده اندیشانه آن‌ها به کار گرفته شود، آنگاه هر استراتژی مدل‌سازی که کار خود را با طرح یک الگو یا مدل عام سازگار و همخوان، و آزمون‌های مربوطه آن، برای ساده‌سازی درست یا تقلیل شکل آن آغاز کند، احتمالاً ابزار و روشی مؤثر و کارآمدی برای پیدا کردن اشکال بازنمایی پایدار و در عین حال سازگار روابط میان متغیرهای مورد نظر خواهد بود.

2.4.4. شمول یا دربرگیرندگی^۱

با مقایسه تعریفی که از TACD در مقاله هندری و ریچاری (Hendry et al, ۱۹۸۲) ارائه شده، و تعریف تثبیت شده مفهوم همخوانی که بدان اشاره نمودیم، می‌توان دریافت که این دو مفهوم و تعریف دقیقاً یکسان نیستند. تعریفی از TACD که از سوی هندری و ریچارد ارائه شده است در برگیرنده مفهوم شمول است که اکنون به معیاری برای تصریح^۲ مدل‌ها تبدیل شده است و متمایز از مفهوم همخوانی است. شمول عبارت از رابطه‌ای میان الگوها یا مدل‌ها، که هدف از آن انتخاب بهترین شیوه بازنمایی یا نمایش واقعیت از میان الگوهای موجود است. همان‌گونه که ما پیشتر نیز توضیح دادیم، شمول یا دربرگیرندگی مدل، آن ویژگی‌ای است که نشان می‌دهد آیا مدل مورد نظر، شکل تقلیل یافته قابل قبولی از یک الگوی همخوان فراگیرتر می‌باشد و یا خیر؟

پس از تکمیل رویه مدل‌سازی و تعیین آنکه کدام مدل ارجح است این پرسش مطرح می‌شود که آیا نتایج بدست آمده موجود به اندازه کافی برای گسترش دامنه مجموعه اطلاعات مورد بررسی کفایت خواهد کرد یا خیر؟ این اطلاعات جدید ممکن است به شکل تدوین و یا دستیابی به نظریه‌های جدید اقتصادی باشد و دلالت بر تعمیم و گسترش دامنه مجموعه اطلاعات تأتجا دارد که این نظریه‌های جدید را بکار گرفته‌اند. آزمون توانایی مدل ارجح‌تر برای شمول یا در بر گرفتن مدل‌های رقیبی که به تازگی در اختیار گرفته شده است، خود شکلی از یک آزمون خطای تصریح است. بالعکس این شرط که هر مدل شامل رقبای خود نیز باشد متضمن آن خواهد بود که اطلاعات بکار گرفته شده برای الگوسازی از کلیت کافی جهت استفاده تجربی از تمام مدل‌ها برخوردار باشند.

3.4.4. استراتژی‌های الگوسازی

در بخش قبل به بحث و ارزیابی درباره مدل‌های اقتصادسنجی پرداخته و بر نقش مهم مقولاتی چون همخوانی و شمول یا دربرگیرندگی در این ارزیابی تأکید نمودیم. در واقع مهم‌ترین ویژگی‌های یک مدل عبارتند از کیفیت و توانایی و تناسب آن برای موارد استفاده آن در جهتی که ایجاد شده است. ویژگی‌هایی که ارزیابی آن‌ها در فرآیند بررسی خود مدل صورت می‌گیرد و نه در فرآیند تکمیل و توسعه آن. مسیر اکتشاف یک مدل از جمله دسترسی به مفاهیم شهودی مهم و کاربرد دقیق و سیستماتیک یک استراتژی خاص در الگوسازی، هرچند کارآیی پژوهش در این زمینه را تحت تأثیر قرار می‌دهد اما کیفیت مدل را تعیین نخواهد کرد. گرچه هر مدل که دارای مبانی نظری اقتصادی برجسته از یک متخصص حرفه‌ای باشد به احتمال زیاد ارزش بیشتری در قیاس با مدلی خواهد داشت که از آن مبانی بی‌بهره است، اما وجود این مبانی نیز شرط لازم و کافی برای اکتشاف یک مدل فراگیر و همخوان نیست.

هر چند در قیاس با دیگر استراتژی‌های مربوطه هیچ روش واحدی برای بدست آوردن مدل یا الگوی فراگیر و همخوان وجود ندارد، اما به احتمال زیاد برخی از استراتژی‌های مدل‌سازی بهتر می‌توانند ما را در مسیر تحقیق یاری کنند. از میان استراتژی‌های متعددی که می‌توان برای الگوسازی بکار گرفت، توجه خود را معطوف تمایز یا تعارض میان دو

^۱ Encompassing

^۲ Specification

رویکرد الگوسازی، یعنی گذار از خاص به عام (جزیی‌نگر) و گذار از عام به خاص (کلی‌نگر) خواهیم نمود (Granger, ۱۹۹۰).

1.3.4.4. الگوسازی گذار از خاص به عام در مقابل گذار از عام به خاص

در روش الگوسازی گذار از خاص به عام، نقطه آغازین و مدل ابتدایی بسیار ساده بوده و اغلب با بکارگیری یک نظریه اقتصادی آغاز می‌شود که با فروض و محدودیت خاصی تعریف شده است. یکی از مسائل مهمی که هنگام استفاده از این روش الگوسازی مطرح می‌شود، استفاده از ابزارهای بکارگرفته شده برای ارزیابی مدل مورد نظر است. روش‌های رگرسیون، متعارف در جستجوی یافتن تأییدی بر نظریه اقتصادی مورد نظر مدل‌سازان، بر اساس مقادیر یا ابعاد پارامترها، علامت و معناداری آن‌ها است. هندری (Hendry, ۱۹۸۵) معتقد است که رویکرد گذار از خاص به عام شامل مراحل ذیل است:

- اصل قرار دادن یک فرضیه اختیاری،
- پیدا کردن مجموعه‌ای از داده‌ها که نام‌هایی مشابه با متغیرهای فرضیه ارائه شده داشته باشند،
- طرح مفروضات ساده کننده در ساختن الگو یا مدل نظری،
- برازش و سازگار نمودن مدل نظری با داده‌ها برای مشخص ساختن میزان این هماهنگی و سازگاری،
- طرح آزمون‌های معین برای بررسی احتمال رد شدن مدل در مقایسه با فرضیه‌های بدیل.

اگر این الگوی نظری رد شود، آنگاه محقق اقتصاد کار خود را با نظریه اختیاری دیگری دنبال خواهد کرد. باید توجه داشته باشیم که این آزمون‌ها ممکن است به نتایج تجربی تناقض آمیزی دست یابند و یا بعبارتی محقق را با حالت عدم شمول مواجه نمایند.

گفته می‌شود که روش الگوسازی سنتی یا متعارف فوق رویکردی مبتنی بر گذار از موارد خاص به عام است. الگوی نظری آغازین بدان جهت خصلت خاص و ویژه دارد که طیف گسترده‌ای از فرضیه‌های کمکی، مانع از آن می‌شوند که آن مدل بتواند رابطه خاص یا ساده‌ای را میان متغیرها نشان دهد. هنگامی که مدل یا الگوی نظری اولیه از قدرت برازش ضعیف و اندکی با داده‌ها برخوردار باشد، اقتصادسنجی‌دانان یک یا چند فرض کمکی را کنار می‌گذارند تا بدین ترتیب الگوی مورد نظر از عمومیت بیشتری برخوردار شود. گیلبرت این پدیده را درهم‌بندی و بهم چسباندن قطعات مدل نظری اولیه می‌نامد (Gilbert, ۱۹۸۶). این رویکرد از دو مزیت برخوردار است:

- اولاً، متضمن انسجام مدل با نظریه اقتصادی است و در نتیجه از این نکته که مدل مورد نظر یک تفسیر اقتصادی ارائه می‌نماید که با پدیده مورد مطالعه منطبق است اطمینان حاصل می‌کند،
- ثانیاً، از عام‌نگری و کلیت غیر ضروری که موجب از دست رفتن کارایی مدل می‌شود اجتناب نموده و به شکل‌گیری مدل‌هایی می‌انجامد که بیش از اندازه با داده‌های نمونه سازگار باشند.

معایب استفاده از روش فوق نیز به شرح زیر است:

- این روش کفایت کل مدل را نسبت به اطلاعات موجود مطرح نمی‌سازد و صرفنظر از آنکه نظریه اقتصادی مطرح شده، تا چه اندازه پیچیده باشد، هیچ تضمینی ندارد که مدلی که از آن نظریه استفاده می‌کند به لحاظ

آماري درست تعريف يا تصريح شده باشد. در نتيجه اگر مدل مربوطه درست تعريف نشده باشد، استنتاجات بعمل آمده از آن نيز نادرست خواهند بود. خلاصه آنکه اصل و اساس استدلال مطرح شده بر عليه روش الگوسازي جزيي نگر يا گذار از خاص به عام آن است که علاوه بر نظريه پيشاپيش تعريف شده اقتصادي، الگوهاي اقتصادسنجي بايد به شکل دقيق براي سنجش همخواني مدل با اطلاعات بدست آمده از ساير منابع ارزيابي شوند.

- مضافاً اينکه اگرچه در روش گذار از خاص به عام امکان آزمون کفايت آماري مدل هاي ساده وجود دارد، اما هرگاه عدم کفايت يک مدل آشکار شود، آنگاه بايد گفت که روش الگوسازي جزيي نگر و يا گذار از خاص به عام، استراتژي مدل سازي بسيار ناقص و نادرستي براي اکتشاف ساير مدل هاي خواهد بود که سازگاري خود را با نظريه اقتصادي حفظ کرده و علاوه بر آن با داده ها نيز هماهنگ مي باشند.

رويکرد گذار از عام به خاص نيز توسط هندري چنين تعريف مي شود (Hendry, ۲۰۰۰): "در مدل سازي عام به خاص و يا کل به جزء تلاش مي شود تا از فرآيند تحويل، نوعي تقليد بعمل آيد. در اين راستا ابتدا از روش تصريح يا تعيين يک مدل همخوان عام استفاده مي شود و پس از آن جهت بازنمايي واقعيّت، آن مدل ساده خواهد شد. اين بازنمايي واقعيّت با معيارهاي مطلوب پژوهش گران و شواهد مربوط به داده ها سازگار خواهد بود."

روش شناسي گذار از عام به خاص به اقتصادسنجي دانان توصيه مي کند که کار خود را با الگوي عام و فراگيري آغاز کنند که شامل همه اطلاعات DGP يا بخشي از DGP باشد. اين رويکرد داراي فرآيند الگوسازي معيني خواهد بود که با بکارگيري يک مدل عام نامقيّد (GUM)^۱ آغاز مي شود. بشرط آنکه اطلاعات لازم از جمله داده هاي نمونه فعلي، پژوهش هاي نظري و تجربی قبلي و هرگونه اطلاعات نمادين و ديگر اطلاعات مربوط به اندازه گيري در دسترس باشند، GUM عام ترين و فراگيرترين مدل آماري تخمين پذير است که در ابتدای کار به نحو معقولي مي توان آنرا اصل موضوع اوليه بحث قرار داد. بر مبنای اين الگوي عام و همخوان و سازگار، مفاهيم اقتصادسنجي، که بر اساس نظريه تقليل داده ها، بصورت قيودي ناظر بر عدم حذف اطلاعات موجود عمل مي کنند، چنان برقرار خواهند شد که الگوي اقتصادسنجي مورد نظر از ويژگي و توجه بيشتري به موارد خاص برخوردار شود. چنين مدل خاص نوعي بهبود در عملکرد مدل عام و نامقيدي تلقی مي شود که پيشتر بدان اشاره شد. زيرا اين مدل تمام اطلاعاتي را در اختيار ما خواهد گذاشت که GUM نيز آن ها را در بر دارد.

در اين راستا مي توان گفت استراتژي عام نگر (گذار از عام به خاص) داراي مزايای متعددي است. از جمله مزايایي که در استدلال هاي هندري و دورنيک (Hendry et al, ۱۹۹۴) بدان ها اشاره شده است مي توان به وجود استراتژي هاي هدفمند و داراي مسير مشخص در قياس با استراتژي هاي فاقد هدف و مسير معين، تفسير درست نتايج بدست آمده از آزمون ها با اجتناب از مواجهه با تناقضات و مشکلات بالقوه بعدي، گريز از پذيرش فرضيه جايگزين هنگامي که آزمون بعمل آمده فرضيه صفر را ردّ مي کند، تعيين فرآيند اصلي جزء خطای مدل براي اطلاعات جاري و اجتناب از نقايس و معايب تصحيح خطای آشکار اشاره نمود. هندري و دورنيک ده استدلال منطقي و روش شناختي در دفاع از الگوسازي گذار از عام به خاص و آغاز تجزيه و تحليل اقتصادسنجي با الگوسازي چگالي مشترک تمامی متغيرهاي مربوطه مطرح ساخته اند.

ميزون در رابطه با شکست روش الگوسازي جزيي نگر يا خاص به عام، مدل تعديل جزيي زير را مطرح مي سازد (Mizon, ۱۹۹۵).

^۱General Unrestricted Model

$$y_t = \beta z_t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10.4)$$

که در آن z_t از رابطه (8.4) بدست آمده است. در حالی که هر استراتژی عام‌نگر یا گذار از عام به خاص از شکل تقلیل یافته الگو یا مدل عام همخوان رابطه (7.4) یا مدل $ARDL(1,1)$ بدست می‌آید که بسادگی به انتخاب DGP بعنوان یگانه مدل مناسبی خواهد انجامید، وی مطالعه خود را با طرح رابطه ایستای (6.4) برای پیدا کردن یک مدل مناسب آغاز می‌کند. بزعم وی استراتژی گذار از عام به خاص روش مناسبی برای پیدا کردن یک مدل همخوان فراگیر است زیرا نتیجه ناهماهنگ آماری را که به لحاظ جبری، چیزی بیش از یک مدل عام (9.4) داشته باشیم را مردود خواهد شمرد. مدلی که نمی‌تواند دربرگیرنده رگرسیون ایستای (6.4) بوده و ظاهراً در داخل آن جای گیرد. شکست رابطه (9.4) در شمول و احتساب مدل (6.4)، از آنجا ناشی می‌شود که رابطه (9.4) مستلزم طرح فرضیه کمکی $\gamma + \beta\alpha = 0$ است که در تصریح رابطه (6.4) اعمال نشده است. معه‌ذا، بکارگیری استراتژی الگوسازی عام به خاص و آزمون تصریحات بعمل آمده در چارچوب یک الگوی عام همخوان، ما را از مواجهه با این مسائل غیر متعارف رها خواهد ساخت. زیرا رابطه (9.4) آشکارا خصلت ناهمخوان دارد، زیرا فرضیه $\gamma + \beta\alpha = 0$ در آن رد شده و جملات خطای آن دارای همبستگی سریالی است.

بخش اعظم پژوهش‌های انجام شده توسط اعضای LSE در این خصوص با تجزیه و تحلیل تک‌معادله‌ای و بالاخص انتخاب روش تصریح پویای مناسب انجام شده است. مدل‌های تک‌معادله‌ای ضرورتاً شامل شرطی‌سازی برخی متغیرها بوده و در نتیجه، نکاتی را در مورد برون‌زایی مطرح می‌سازند. ضرورت حصول اطمینان از آنکه شرطی شدن متغیرها، برای پارامترهای مورد نظر برون‌زایی ضعیف خواهند داشت یا خیر، همواره مورد تأکید پژوهشگران آن مکتب قرار گرفته است. آزمون مربوط به برون‌زایی ضعیف مستلزم مدل‌سازی بر اساس استراتژی گذار از عام به خاص است. نمونه یا مثال مهمی از این نکته را می‌توان در تجزیه و تحلیل ارائه شده از سوی هندری (Hendry, 1993a) ملاحظه نمود. حالت (d) در تجزیه و تحلیل وی شامل وضعیتی است که در آن، مدل با توزیع شرطی $D(y_t|z_t, y_{t-1}, z_{t-1}) = \beta z_t$ دقیقاً متناظر با معادله DGP است. در واقع این رابطه دربردارنده امید ریاضی شرطی $E(y_t|z_t, y_{t-1}, z_{t-1}) = \beta z_t$ است. معه‌ذا استنتاج بعمل آمده بر روی β براساس تخمین OLS ناکارآمد است، زیرا z_t برای β دارای برون‌زایی ضعیف نیست. این وضعیت بدین دلیل پدیدار شد که پارامترهای β و σ_1^2 در توزیع شرطی $(\sigma_1^2, D(z_t|y_{t-1}, z_{t-1}; \rho, \beta), \sigma_2^2)$ ارتباط و پیوند مستقیمی با پارامترهای توزیع نهایی $(\sigma_1^2, D(z_t|y_{t-1}, z_{t-1}; \rho, \beta), \sigma_2^2)$ داشتند آن‌هم در زمانی که DGP دارای شکل زیر بود:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta z_t + \varepsilon_{1t} \\ z_t &= \rho(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \varepsilon_{2t}, \end{aligned} \quad (11.4)$$

9

$$(12.4) \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim NI \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right]$$

این مثال و سایر مثال‌های ارائه شده از سوی هندری در مورد دستگاه دو متغیره هم‌انباشته، نقش اساسی برون‌زایی ضعیف را در حفظ درستی و اعتبار استنتاجات تک‌معادله‌ای در حالت وجود فرایندهای هم‌انباشته علی‌رغم این واقعیت

که تخمین‌زن OLS در این حالت ابرسازگار^۱ است را نشان می‌دهند. این مثال نشان می‌دهد که مسئله برون‌زایی ضعیف متغیرها برای پارامترهای مورد نظر به ویژگی‌های توزیع مشترک تمام متغیرها بستگی دارد. و لذا بهمین دلیل، اعضای LSE توجه زیادی به مسائل مربوط به شمول و همخوانی مدل‌ها داشتند و مطلوبیت روش مدل‌سازی عام‌نگر یا گذار از عام به خاص را در یک چارچوب مستقل از سیستم‌های مختلف مد نظر داشته‌اند.

گرچه اهمیت بررسی دقیق مسئله تصریح مدل‌های اقتصادسنجی تک‌معادله‌ای پویا، بخش بسیار مهمی از روش‌شناسی LSE را از زمان انتشار مقاله ساگارن (Sargan, ۱۹۶۴) به خود اختصاص داده است، اما باید اذعان داشت که توجه خاصی نیز به روش تجزیه و تحلیل سیستمی شده است. این روش^۲ بررسی که در هندری، پاگان و سارگان (Hendry et al, ۱۹۸۴) بدان‌ها اشاره شده، با مسائلی چون تصریح، تخمین و آزمون فرضیه‌های مدل‌های اقتصادسنجی مرتبط است و مشمول مسائل دربرگیرندگی مدل‌های رقیب نمی‌شود. در این مطالعات شکل متعارف تصریح یک مدل اقتصادسنجی ساختاری خطی پویا، بر مبنای فرمول‌های پیشنهادی پژوهش‌گران کمیسیون کولز به شکل زیر معرفی می‌شود:

$$By_t + Cz_t + Dx_{t-1} = u_t$$

$$u_t \sim NI(0, \Omega) \quad (13.4)$$

که در آن عبارت y_t است از متغیرهای درون‌زای مدل، z_t متغیرهای برون‌زای ضعیف و $x'_{t-1} = (y'_{t-1}, z'_{t-1})$ عبارت است از مقادیر وقفه‌دار متغیرهای درون‌زا و برون‌زا و نهایتاً u_t بردار خطاهای مشاهده نشده است. در رابطه فوق توزیع اساسی عبارت است از $D(y_t|z_t, x_{t-1})$ که متناظر با شکل تقلیل یافته و نامقیدی است که براساس روش علامت‌گذاری متعارف می‌توان آن را چنین بازنویسی کرد:

$$y_t = \Pi_z z_t + \Pi_x x_{t-1} + v_t$$

$$v_t \sim NI(0, \Sigma) \quad (14.4)$$

پارامترهای سیستم معادلات (13.4) بدون وجود قیود پیشین، نامشخص هستند و در نتیجه اگر فرض کنیم که تصریح رابطه (13.4)، بیش از آنچه برای مشخص‌سازی مدل مورد نظر لازم است براعمال قیود بیشتری نیاز دارد، آنگاه تصریح رابطه (13.4) متضمن طرح فروض زیر نیز می‌باشد:

$$\Pi_z = -B^{-1}C, \Pi_x = -B^{-1}D, \quad \Sigma = B^{-1}\Omega(B^{-1})'$$

$$(15.4)$$

قیود فوق مربوط به تشخیص سیستم معادلات (13.4) است که در آن امکان محاسبه پارامترهای سیستم معادلات ساختاری (13.4) از سیستم معادلات تقلیل یافته^۳ 14.4 مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. بنابراین بخش مهمی از ارزیابی هر مدل ساختاری اقتصادسنجی، عبارت از آزمون قیود تشخیص است. ریچارد خاطر نشان ساخته است که قیود مربوط به Π_x, Π_z متناظر با فرضیه زیر در خصوصی میانگین شرطی y_t است (Richard, ۱۹۸۰):

^۱Superconsistent

$$BE(y_t | z_t, x_{t-1}) + Cz_t + Dx_{t-1} = 0 \quad \forall t \quad (16.4)$$

و میزون (Mizon, ۱۹۸۴) نیز تفسیری مبتنی بر مفهوم شمول یا دربرگیرندگی در مورد این قیود و قیود کوواریانس بعنوان قیود لازم که رابطه (13.4) بطور هماهنگ شامل رابطه (14.4) باشد، ارائه نموده است. بهر حال، تشخیص رابطه (13.4) از (14.4) و طرح فرضیه شمول یا دربرگیرندگی هماهنگ مدل (15.4) یا (16.4)، میزان ارزیابی سیستم معادلات همزمان ساختاری (13.4) را نسبت به مجموعه اطلاعات خود مشخص می کند.

برای سیستم های پویای خطی، هنگامی که بیش از یک مدل اقتصادسنجی ساختاری وجود داشته باشد، و بخواهیم وضعیت برون زایی برخی متغیرهای موجود در سیستم را آزمون کنیم، چارچوب مناسب برای انجام این کار عبارت است از بکارگیری VAR برای مجموعه ای از تمام متغیرهای موجود در مدل های ساختاری بانضمام هر متغیر دیگری که برای دستیابی به یک VAR همخوان و سازگار ضروری باشد. برای متغیرهای x_t ، مدل VAR از رتبه k به شکل زیر است:

$$x_t = \sum_{j=1}^k A_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

که روش ارزشمندی برای الگوسازی توزیع مشترک x_t مشروط به اطلاعات گذشته آن یعنی $D(x_t | x_0, x_1, \dots, x_{t-1})$ است. مونفورت و رابن ماناجارا (Monfort et al, ۱۹۹۰) برای x_t ایستا، استفاده از VAR را بعنوان مدل عامی مطرح ساخته اند که در آن می توان وضعیت برون زایی زیر مجموعه ای از متغیرها را آزمون نموده و همچنین فرضیه های ساختاری را نیز آزمون کرد. هندری و میزون (Hendry et al, ۱۹۹۳) پیشنهاد استفاده از VAR همخوان و سازگار را در شرایطی مطرح ساخته اند که x_t نایستا باشد، $[x_t \sim I(1)]$ ، و یا فرآیند تولید x_t دارای حالت های نایستایی از قبیل روند و شکست ساختاری باشد. در چنین شرایطی، چارچوب آماری عامی فراهم می شود که در آن امکان آزمون فرضیه های مربوط به وجود تعداد بردارهای همبسته مطابق نظر یوهانسن (Johansen, ۱۹۸۸)، ساده سازی پویا از قبیل حالت عدم علیت گرنجر، برون زایی ضعیف و توانایی الگوهای اقتصادسنجی ساختاری خاص برای دربرگیرندگی هماهنگ و سازگار VAR فراهم می شود.

پژوهش های انجام شده در خصوص توسعه هرچه بیشتر معیارهای ارزیابی مدل ها و آماره های آزمون بر اساس مدل های خرد-سنجی، می تواند نتایجی را در خصوص تعمیق و محکم تر ساختن همان فهم روابط برقرار شده در سطح اقتصاد خرد فراهم سازد. از آنجایی که ابزارهای عام و فراگیری برای تخمین و آزمون فرضیه ها در اختیار هستند، آنچه ضروری است عبارت است از دسترسی به ابزار طبقه بندی مجموعه اطلاعات مربوط به ارزیابی مدل های خرد-سنجی و توسعه و تکمیل چارچوب هایی که از کلیت کافی برای فراهم آوردن امکان مقایسه مدل های بدیل برخوردار باشند. به همین ترتیب، می توان استراتژی های الگوسازی عام نگر یا گذار از عام به خاص را همچنان معتبر و درست دانست و آن ها را روش هایی کارآمد و مؤثر برای تشکیل مدل های فراگیر و همخوان در اقتصاد خرد-سنجی دانست.

گرچه توصیفی که در بالا در مورد مؤلفه های اصلی روش شناسی مکتب LSE ارائه شد عمدتاً معطوف نظریه ارزیابی مدل ها و جوانب نظری استراتژی های مدل سازی است، نکته شایان توجه آن است که بخش عمده ای از پژوهش هایی که به شکل گیری و توسعه روش شناسی آن مکتب اختصاص یافته اند عمیقاً ریشه در مطالعات اقتصادسنجی کاربردی داشته اند. این گونه مطالعات تجربی در اقتصادسنجی، علاوه بر آنکه مستقیماً برای بررسی مسائل مورد توجه در صورت

موفقیت آمیز بودن آن‌ها و ارایه ابزار آزمون برای اثبات ارزش فنون و استراتژی‌های الگوسازی اقتصادسنجی در زمان حاضر ارزشمند بوده‌اند، همچنین منبعی غنی و سرشار از مسائل را فراهم ساخته‌اند که خود مستلزم طرح نتایج نظری جدید بوده‌اند. در بخش بعدی به بررسی و مطالعه تجربی رابطه میان دستمزدها، قیمت‌ها، و بیکاری در ایران می‌پردازیم که بدین ترتیب شرح و توصیفی از الگوسازی به سبک مکتب LSE را فراهم می‌سازد و توجه خود را معطوف مسائل مربوط به رابطه متقابل میان مدل‌سازی برای متغیرهای غیر ایستا، تغییر در نظام‌ها یا رژیم اقتصادی و پیش‌بینی خواهیم نمود.

5.4. مطالعه موردی: دستمزدها، قیمت‌ها و بیکاری در ایران

بعنوان طرح مثال ساده‌ای از الگوسازی تک‌معادله‌ای در دستگاه معادلات، که براساس مکتب روش‌شناسی LSE صورت گرفته باشد سه متغیر را از مجموعه داده‌های اقتصادی ایران یعنی شاخص بهای خدمات ساختمانی، BSPI، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری برحسب گروه‌های اصلی، CPI، و نرخ بیکاری، UR، را از نشریه نماگرهای اقتصادی اداره بررسی‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و گزارش اقتصادی سال 1383 سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استخراج کرده و داده‌های فصلی برای این سه متغیر را برای دوره زمانی 1368:1 تا 1383:4 انتخاب نموده‌ایم.

یکی از ویژگی‌های مهم شاخص بهای خدمات ساختمانی، BSPI، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری برحسب گروه‌های اصلی، CPI، و نرخ بیکاری، UR، آن است که این سه متغیر غیر منفی هستند. بنابراین استفاده از مدل‌های خطی با تبدیل‌های لگاریتمی متغیرها، سازگار با داده‌ها است. زیرا مدل خطی لگاریتمی مقادیر منفی برازش شده و یا پیش‌بینی شده بدست نمی‌دهد. به همین ترتیب، نرخ بیکاری بین $\square$ و $\square\square\square$ درصد محدود خواهد شد، بطوریکه تبدیل لگاریتمی آن ممکن است برای مدل‌سازی سازگار با داده‌های موجود امکان‌پذیر باشد. معه‌ذا، از آنجایی که تمام مشاهدات مربوط به نرخ بیکاری پایین‌تر از $\square\square$ درصد است لذا استفاده از لگاریتم آن، با داده‌ها سازگار خواهد بود.

رسم و مشاهده مستقیم این متغیرها در نمودارهای 1.4 و 2.4 نشان دهنده آن است که $\text{LOG}(\text{BSPI})$ و $\text{LOG}(\text{CPI})$ دارای روندی مثبت با ابعاد و مقادیر نسبتاً مشابه هستند، بطوری که می‌توان آن‌ها را با حذف روند خطی ایستا^۱ نموده، و یا بصورت متغیرهایی با روندهای تصادفی در نظر گرفت که با تفاضل‌گیری مراتب اول و یا مراتب بالاتر آن‌ها را به متغیری ایستا تبدیل نمود.^۲ از آنجا که اعمال مبانی نظری در تعیین یکی از دو روش فوق ضروری است، اما بطور شهودی ملاحظه می‌شود که سلطه و یا عمومیت روند بر متغیرهای $\text{LOG}(\text{BSPI})$ و $\text{LOG}(\text{CPI})$ انتخاب مؤلفه‌های بالقوه بحث در خصوص تجزیه و تحلیل ساختار سری‌ها را تعیین خواهد کرد.

در نمودار 3.4 متغیر لگاریتم نرخ بیکاری یا $\text{LOG}(\text{UR})$ نیز دارای روند صعودی است اما انحرافات بعمل آمده از این روند، نشان‌دهنده حرکات یا تغییرات دوره ایست که برای نشان دادن نحوه مدل‌سازی این متغیرها مهم خواهند بود. ویژگی تغییرات دوره‌ای احتمالاً ناشی از اعمال سیاست‌های اقتصادی از قبیل تغییرات حاصله در سیاست‌های نرخ‌های ارز و یا افزایش حجم پول به تبع کسری بودجه، و رویدادهای مستقل و برون‌زا از قبیل نوسانات قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی است که بعضاً شناخت آن‌ها در تجزیه و تحلیل رابطه مورد نظر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. متغیرهای تورم فصلی و سالیانه $\text{D}\square\square\square\square\text{LOG}(\text{CPI})$ و $\text{D}\square\text{LOG}(\text{CPI})$ در نمودارهای 4.4 و 5.4 و دستمزدهای

^۱ Stationary

^۲ جهت اطلاع بیشتر نگاه کنید به فصول 15 و 16 Hamilton, J.D. "Time Series Analysis" 1994,

واقعی LOG(BSPI)-LOG(CPI) در نمودار 6.4 ملاحظه خواهند شد. در اینجا $D = (1 - L)$ عبارت است از عملگر تفاضل مرتبه اول، و $D_4 = (1 - L)^4$ عبارت است از عملگر تفاضل مرتبه چهارم. نمودارهای همبستگی نگار^۱ متغیرهای LOG(BSPI)، LOG(CPI) و LOG(UR) نشان می‌دهند که ضرایب خود همبستگی مرتبه اول بیش از 0.97 بوده و ضرایب خود همبستگی مراتب بالاتر، بطور آهسته کاهش می‌یابند. اطلاعات همبستگی نگار مربوط به هر یک از این سری‌ها مبین آنست که این متغیرها نایستا بوده و احتمالاً با تفاضل مرتبه اول به متغیری ایستا تبدیل می‌شوند. لذا تفاضل‌گیری مرتبه اول از متغیرها به منظور حذف خاصیت نایستایی تصادفی آن‌ها و بدست آوردن $I(0)$ ضروری است. نرخ تورم فصلی در نمودار 4.4 نشان می‌دهد که این متغیر احتمالاً ایستا یا $I(0)$ است. اما با توجه به نمودار همبستگی نگار آن و بررسی و تجزیه و تحلیل ضرایب خودهمبستگی جزئی آن متغیر، متوجه می‌شویم که نرخ تورم فصلی دارای سیکل‌های فصلی است. جهت آزمون فرضیه وجود و یا عدم وجود ریشه واحد در متغیرهای فوق‌الذکر، از آماره‌های آزمون ریشه‌های واحد و مقادیر آماره‌های دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای LOG(BSPI)، LOG(CPI)، LOG(UR)، LOG(BSPI)-LOG(CPI) و همچنین تفاضل مراتب اول آن‌ها و تورم سالانه، از آماره τ برای فرضیه $\alpha = 0$ در مدل رگرسیونی کلی زیر استفاده می‌کنیم.

□ (17.4)

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta y_{t-j} + \xi_t$$

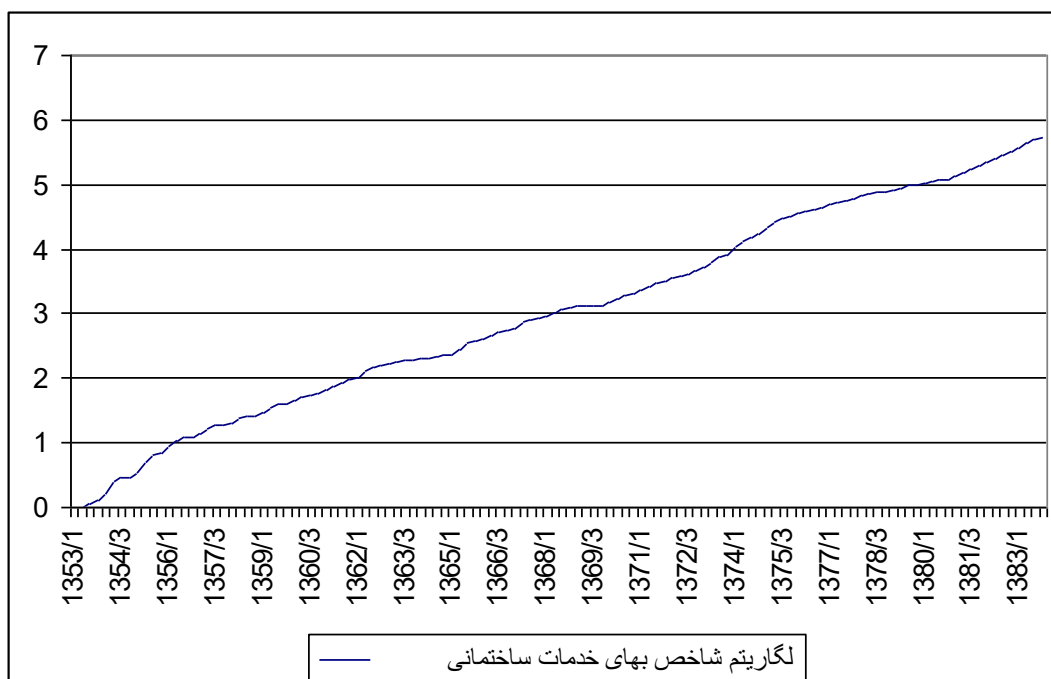
در رابطه (17.4) فرض $\alpha = 0$ برابر رگرسیون برحسب تفاضل‌های Δy_t است و متناظر با y_t است که در شکل خودرگرسیونی دارای ریشه واحد بوده و بعنوان یک فرآیند $I(1)$ شناخته می‌شود. توزیع آماره τ هنگامی که $\alpha = 0$ باشد دارای توزیع t استاندارد نمی‌باشد و بنابراین جداول مقادیر بحرانی دیکی-فولر (Dickey et al, ۱۹۸۱) مورد استفاده قرار می‌گیرد. حداکثر طول وقفه m جهت محاسبه آماره‌های τ دیکی-فولر در جداول بدست آمده، و مقایسه آن با ارزش‌های بحرانی در سطوح احتمال 90 تا 99 درصد، بر اساس ضابطه آکایک^۲ بدست آمده است. بر مبنای آماره تعمیم یافته دیکی فولر، سه متغیر LOG(BSPI)، LOG(CPI) و LOG(UR) در سطح احتمال 90 درصد نایستا^۳ بوده، و فرضیه صفر^۴ $I(0)$ در مقابل فرضیه جایگزین $I(1)$ برای هر سه متغیر فوق، در سطح احتمال 99 درصد نیز رد می‌شود.

نمودار 1.4

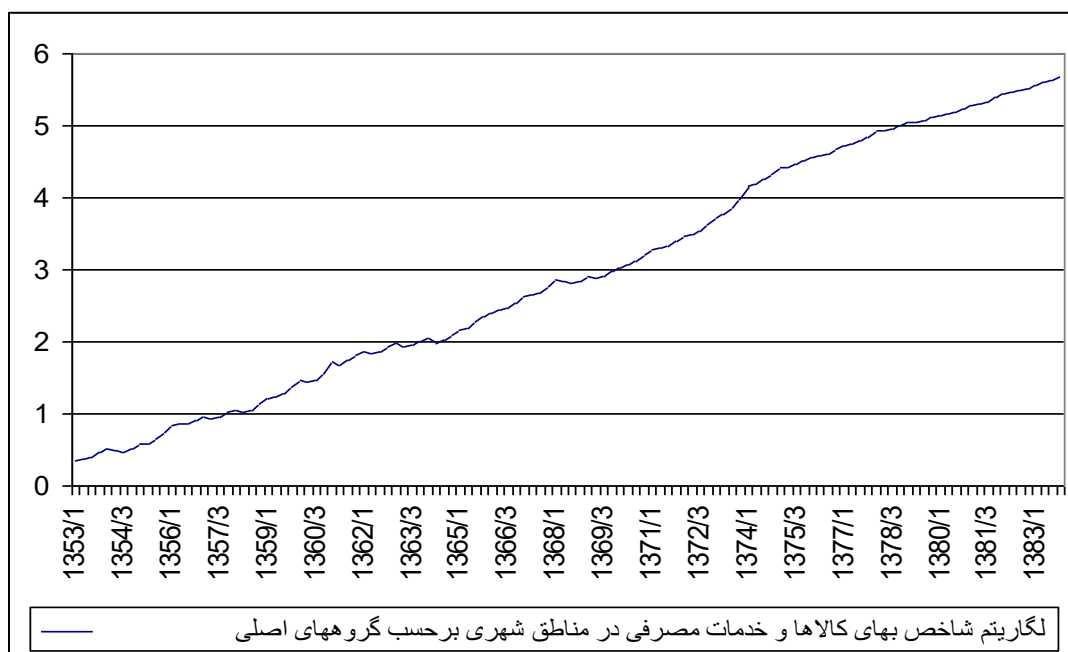
^۱ Correlogram

^۲ Akaike Information Criterion

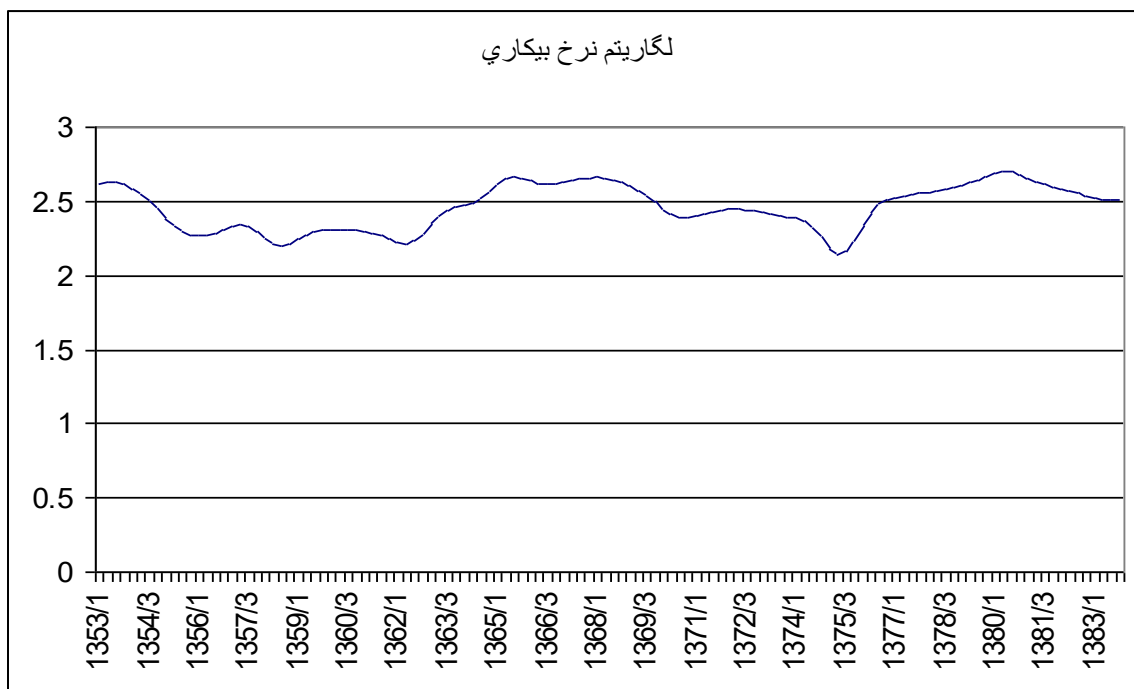
^۳ Non-Stationary



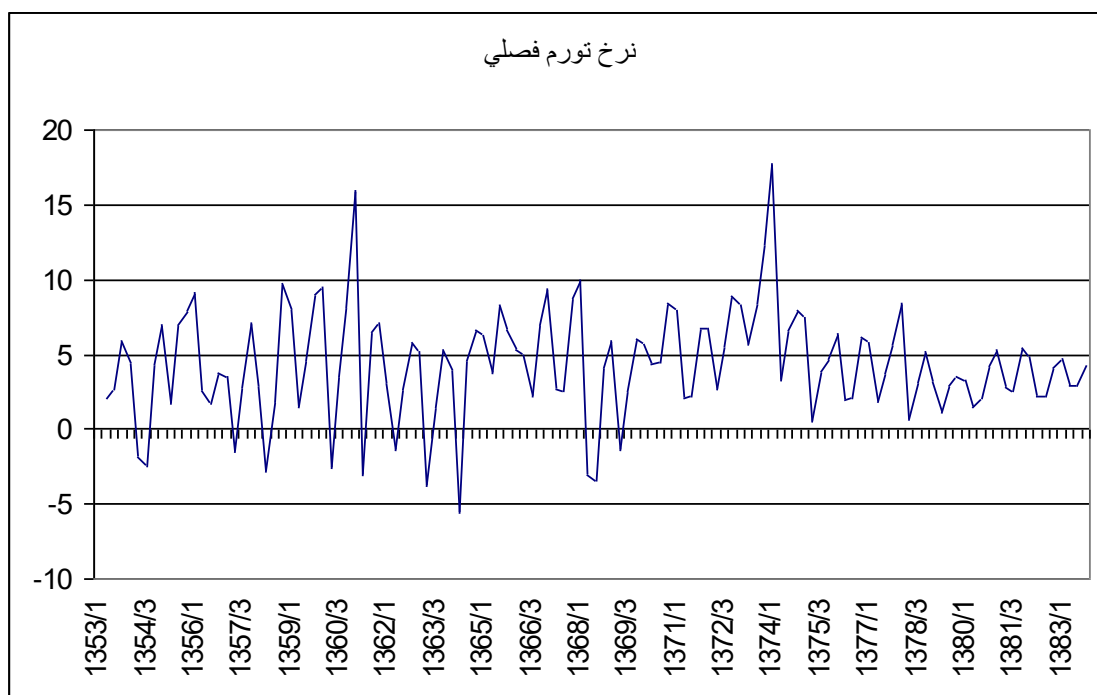
نمودار 2.4



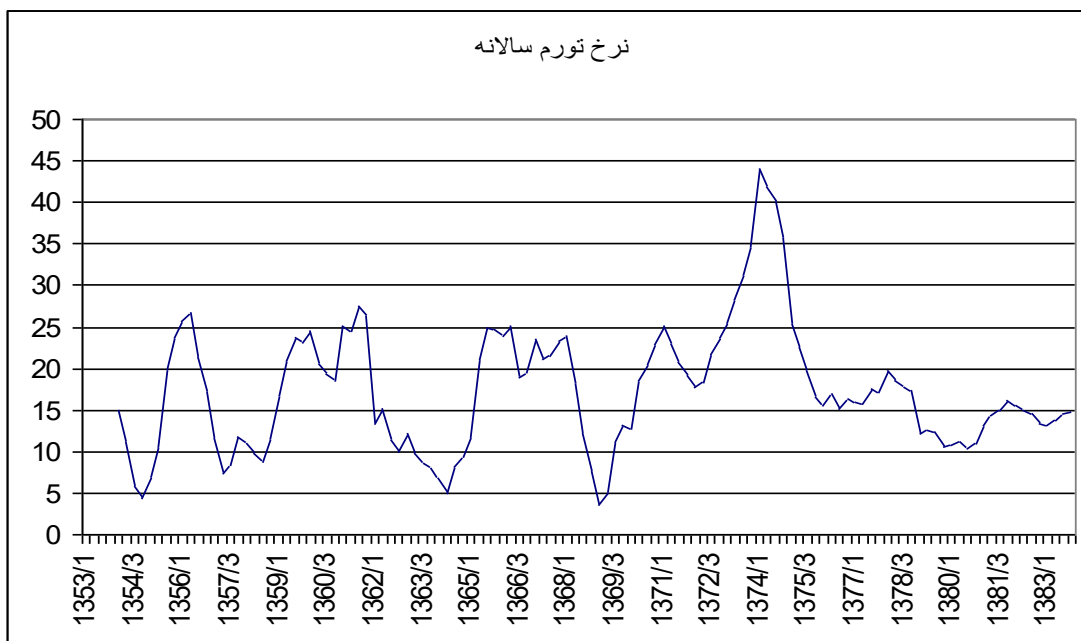
نمودار 3.4



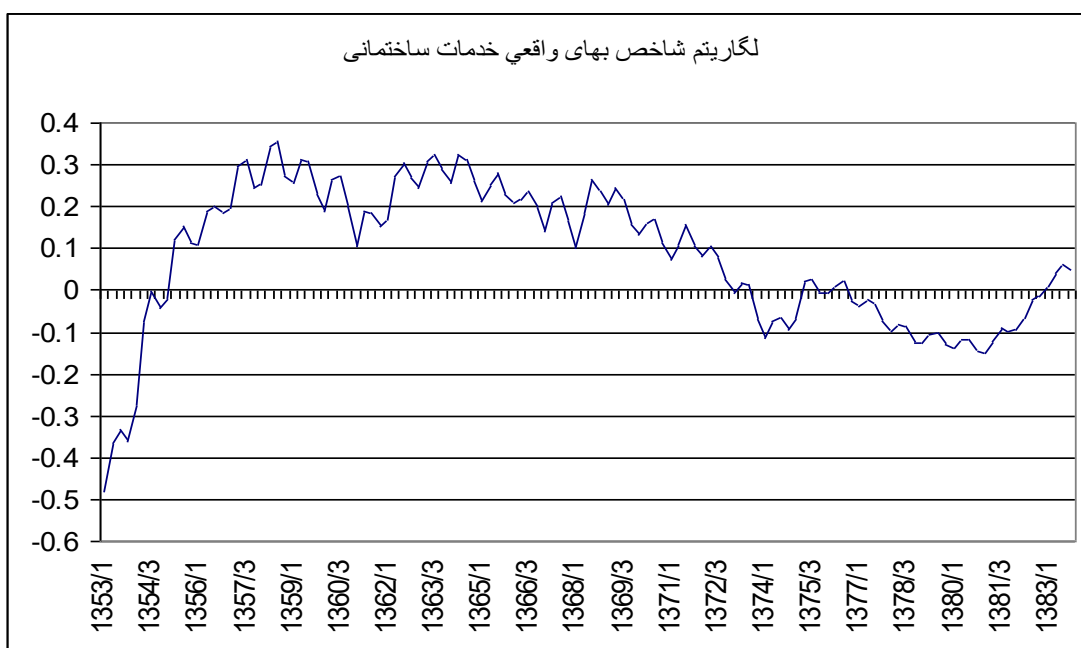
نمودار 4.4



نمودار 5.4



نمودار 6.4



علاوه بر این، دستمزد واقعی نیز نایستا و $I(1)$ است و در نتیجه دو متغیر $\text{LOG}(\text{BSPI})$ و $\text{LOG}(\text{CPI})$ و تفاضل آن‌ها بعنوان دستمزد واقعی هم‌انباشته^۱ نمی‌باشند. لازم به توضیح است که فرضیه $\alpha = 0$ با افزودن روند خطی به رگرسیون (17.4) نیز رد نمی‌شود. لذا، هنگام مدل‌سازی برای $\text{LOG}(\text{BSPI})$ ، $\text{LOG}(\text{CPI})$ و $\text{LOG}(\text{UR})$ نکته

^۱ Cointegrated

مهم آن است که مدل‌هایی را انتخاب کنیم که بتوانند ناپایداری آن‌ها را نشان دهد و این احتمال مد نظر قرار گیرد که تمامی این سه متغیر علی‌رغم ناپایداری دارای یک رابطه بلندمدت هم‌انباشته باشند. یعنی نوعی ترکیب خطی میان این سه متغیر وجود داشته باشد که ایستا یا $I(0)$ باشد.

پس از تجزیه و تحلیل برخی از ویژگی‌های آماری متغیرهای فوق، اکنون توجه خود را به بررسی منحنی فیلیپس در ایران معطوف می‌کنیم تا متدولوژی و روش برآورد مدل ارائه شده روشن‌تر گردد.

1.5.4. تجزیه و تحلیل مدل

با توجه به تأکیدی که قبلاً در بکارگیری روش الگوسازی عام به خاص نمودیم، اکنون در این بخش روش‌شناسی LSE را در قالب یک مثال کاربردی تجزیه و تحلیل و تشریح نموده، و با عنایت به اینکه این روش‌شناسی، تبعات و مزایای مهمی در الگوسازی اقتصادی دارد، از آن جهت برآورد و آزمون فرضیه‌های کلیه معادلات رفتاری معرفی شده در فصل دوم استفاده خواهیم نمود.

بسیاری از اعضای گذشته و حال دپارتمان اقتصاد LSE به تجزیه و تحلیل مدل‌های تعیین قیمت‌ها و دستمزدها پرداخته‌اند. در اینجا ما نیز سعی خواهیم نمود با توجه به مبانی نظری حاکم بر روابط بین قیمت‌ها، دستمزدها و بیکاری نتایج تجزیه و تحلیل مجدد این روابط را با داده‌های فصلی اقتصاد ایران نشان دهیم.

اولین و مهم‌ترین پژوهشی که در این زمینه انجام شد به ویلیام فیلیپس منتسب است (Phillips, ۱۹۵۸). وی در مقاله مشهور خود، رابطه تجربی میان دستمزدهای پولی و بیکاری که نشانه نوعی رابطه جایگزین میان آندو متغیر است را نشان داد. هر چند دسائی (Desai, ۱۹۸۴) در سال ۱۹۸۴ منحنی فیلیپس را مجدداً تصریح نمود، مورد بررسی و تردید قرار داد، آنرا در چارچوب مفهوم ناپایداری رد کرد و نهایتاً تفسیر دیگری از آن ارائه نمود، اما مفهوم و کاربرد منحنی فیلیپس هنوز هم در بسیاری از مدل‌های قیمت-دستمزد در بازار کار به چشم می‌خورد. در همین راستا و در نگرشی کاملاً متفاوت، سارگان (Sargan, ۱۹۶۴) که عمدتاً با برخی مسائل روش‌شناختی سروکار داشت، تأثیر مهمی بر اقتصادسنجی دانان مکتب LSE بجای گذاشت. وی مدل‌های تک‌معادله‌ای برای تعیین قیمت‌ها و دستمزدها را با طرح تمایزی میان رفتار مشخص و آشکار تعادل و عدم تعادل، تهیه و تنظیم و تدوین کرد. در واقع شالوده اصلی الگوهای تصحیح خطا، که اکنون نقش برجسته‌ای در تجزیه و تحلیل داده‌های ناپایستا ایفا می‌کنند، در این مقاله بنا نهاده شده است. سارگان، در مقاله خود اثر بهره‌وری را نیز در چارچوب نظریه فیلیپس وارد نمود و آنرا تعمیم و گسترش داد.

در این قسمت توجه خود را به آن دسته از مسائلی مبذول می‌داریم که در بازار نیروی کار ایران طی تقریباً دو دهه اخیر روی داده‌اند. بمنظور افزایش توان و اعتبار آماری و مبانی نظری اقتصادی، و نیز کاربرد پذیری این الگو، ضروری است که دامنه روابط بین دستمزد، بیکاری و قیمت‌ها را چنان گسترش دهیم که شامل بهره‌وری نیروی کار، ساعات کار، چند شغلی، افزایش کار پاره‌وقت، افزایش نیروی کار خود شاغل نسبت به کارمندان شاغل و افزایش مشارکت زنان در نیروی کار، نرخ‌های بهره، ارز و... نیز شود. اما جهت سادگی، بحث مبانی نظری و سپس الگوی خود را محدود به توصیف روابط میان دستمزدها، قیمت‌ها و بیکاری نموده‌ایم. زیرا سعی خواهیم نمود تا الگوسازی تجربی ما حتی‌الامکان ساده شود، تا بتوان به شرح برخی از نکات مهمی که در بحث گذشته خود درباره روش‌شناسی LSE بدان‌ها اشاره نمودیم، بپردازیم. بنابراین، و در حالت کلی الگوی مورد بررسی در این بخش را می‌توان به شکل مدل تصحیح خطا چنین نوشت:

$$\sum_{j=0}^k \alpha_{1j} DLOG(BSPI)_{t-j} = \sum_{j=0}^k (\alpha_{2j} DLOG(CPI) + \alpha_{3j} DLOG(UR))_{t-j} + \gamma (LOG(BSPI) - \beta_1 LOG(CPI) - \beta_2 LOG(UR))_{t-1} + \lambda t + \varepsilon_t \quad (1A.4)$$

که در آن k عبارت است از حداکثر وقفه که با نرمال سازی $\alpha_{10}=1$ همراه است. روند خطی t در رابطه (19.4) بعنوان جانشینی برای متغیرهای حذف شده، از قبیل متوسط بهره‌وری نیروی کار که احتمالاً در طول دوره مورد بررسی افزایش می‌یابد در نظر گرفته می‌شود. راه حل حالت پایدار معادله (19.4) از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$(19.4) \quad E[\text{LOG}(\text{BSPI})_t | \text{LOG}(\text{CPI})_t, \text{LOG}(\text{UR})_t] = (\beta_0 + \beta_1 \text{LOG}(\text{CPI})_t + \beta_2 \text{LOG}(\text{UR})_t) + (\lambda^* t + \alpha_1^* \text{DLOG}(\text{BSPI})^* - \alpha_0^* - \alpha_2^* \text{DLOG}(\text{CPI})^* - \alpha_3^* \text{DLOG}(\text{UR})^*)$$

که در آن،

$$(200.4) \quad \lambda^* = \lambda/\gamma \quad \alpha_0^* = \alpha_0/\gamma \quad \alpha_i^* = (\sum_{j=0}^k \alpha_{ij})/\gamma \quad i=1,2,3$$

و $\text{DLOG}(\text{UR})^*, \text{DLOG}(\text{CPI})^*, \text{DLOG}(\text{BSPI})^*$ بترتیب عبارتند از: نرخ‌های رشد ثابت فصلی شاخص دستمزدهای کارگران ساختمانی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری برحسب گروه‌های اصلی و نرخ بیکاری. جمله اول سمت راست رابطه (19.4)، عکس‌العمل BSPI را در شرایط تعادل ایستا، نسبت به متغیرهای CPI و UR نشان می‌دهد. بعبارتی؛

$$\text{LOG}(\text{BSPI})_t - \beta_0 - \beta_1 \text{LOG}(\text{CPI})_t - \beta_2 \text{LOG}(\text{UR})_t = \text{ecm}_t \quad (21.4)$$

که در آن ecm_t عدم تعادل‌های مشاهده شده در زمان t است و $E(\text{ecm}_t | \text{LOG}(\text{CPI})_t, \text{LOG}(\text{UR})_t) = 0$ می‌باشد. می‌بایست توجه داشت که ویژگی اصلی تعادل ایستا، عدم وجود روند خطی مستقل ($\lambda=0$) و نرخ‌های رشد صفر می‌باشد. $\text{DLOG}(\text{UR})^* = \text{DLOG}(\text{CPI})^* = \text{DLOG}(\text{BSPI})^* = 0$ است. در صورتی که نرخ‌های رشد صفر نباشند معادله (19.4) را می‌توان به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$(19.4) \quad E(\text{LOG}(\text{BSPI})_t | \text{LOG}(\text{CPI})_t, \text{LOG}(\text{UR})_t) = (\beta_0 + \beta_1 \text{LOG}(\text{CPI})_t + \beta_2 \text{LOG}(\text{UR})_t) + \lambda^* t + (\alpha_1^* \lambda^* - \alpha_0^*) + (\alpha_1^* \beta_1 - \alpha_2^*) \text{DLOG}(\text{CPI})^* + (\alpha_1^* \beta_2 - \alpha_3^*) \text{DLOG}(\text{UR})^*$$

تا اطمینان حاصل شود که نرخ رشد دستمزدهای اسمی $\text{DLOG}(\text{BSPI})^*$ ، با نرخ رشد تعادلی $(\text{DLOG}(\text{BSPI})^* = \beta_1 \text{DLOG}(\text{CPI})^* + \beta_2 \text{DLOG}(\text{UR})^* + \lambda^*)$ سازگار است و در این تجزیه و تحلیل، $\text{CPI}_t, \text{UR}_t$ طبق فرض، متغیرهایی برون‌زای ضعیف می‌باشند.

در حالت عدم تعادل یعنی $\text{ecm}_t \neq 0$ ، معادله (19.4) را می‌توان بصورت مکانیزم تصحیح تعادل در نظر گرفت. در واقع، $\text{LOG}(\text{BSPI})$ نسبت به عدم تعادل با ضریب تعدیل γ عکس‌العمل نشان داده و تصحیح می‌شود. در صورتی که تفسیر مبنی بر تصحیح تعادل رابطه (19.4) را داشته باشیم، انتظار می‌رود که $\beta_1 > 0$ باشد. فرضیه دستمزدهای واقعی که نسبت به قدرت عملکرد تقاضا در بازار نیروی کار بر حسب نرخ بیکاری اندازه‌گیری می‌شود، نیز از رابطه $\beta_1 = 1$ بدست می‌آید.

باید توجه داشت که $\text{LOG}(\text{CPI})$ ، $\text{LOG}(\text{BSPI})$ و $\text{LOG}(\text{UR})$ متغیرهای $I(1)$ هستند و با توجه به آزمون‌های بعمل آمده $\text{LOG}(\text{BSPI}) - \text{LOG}(\text{CPI}) = \text{LOG}(\text{BSPI}/\text{CPI})$ نیز متغیری $I(1)$ است. فرضیه دستمزد واقعی در

صورتی برقرار خواهد بود که در مدل مشمول هر سه متغیر، بردار همگرایی^۱ وجود داشته باشد و مجموع ضرایب LOG(BSPI) و LOG(CPI) در آن برابر صفر باشد. فرضیه مبنی بر عدم تأثیر قدرت تقاضا در بازار نیروی کار بر سطح دستمزدها از رابطه $\beta_2 = 0$ بدست خواهد آمد و این فرضیه منکر اثرات بازار نیروی کار بر روی دستمزدها به طور تمام عیار و کامل نمی‌شود، زیرا به هرحال تغییرات حاصله در بیکاری DLOG(UR)، سطح دستمزدها یا LOG(BSPI) را تحت تأثیر قرار خواهد داد به شرط آنکه $\alpha_3^* \neq 0$ باشد.

برای آنکه استنتاج‌های آماری معادله مورد بررسی، همانند رابطه (□□□) معتبر و درست باشند، ضروری است که متغیرهای توضیحی برای پارامترهای مورد نظر دارای برون‌زایی ضعیف باشند و این نکته‌ای است که از سوی اعضای LSE در تجزیه و تحلیل تک‌معادله‌ای مورد تأکید قرار گرفته است.^۲ اهمیت برون‌زایی ضعیف بعنوان شرط لازم برقراری استنتاج درست و کارآمد، در این زمینه از بحث، دلالت بر آن دارد که آزمون آن امری بسیار مهم است. معه‌ذا، می‌بایست نکات بیشتری را درباره توزیع مشترک تمامی متغیرهای موجود در این تجزیه و تحلیل مشخص و تصری نمود تا بدین ترتیب بتوان این فرضیه که زیر مجموعه‌ای از متغیرها برای پارامترهای مورد نظر دارای برون‌زایی ضعیف هستند را آزمون نمود.

تجزیه و تحلیل مقدماتی، با استفاده از نمونه کاملی از داده‌ها برای تخمین مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی برحسب مدل تصحیح خطای (18.4)، و با 8 وقفه^۳ عبارت است از:

$$\begin{aligned} DLOG(BSPI) = & C(1) + C(2)*DLOG(BSPI(-1)) + C(3)*DLOG(BSPI(-2)) + \\ & C(4)*DLOG(BSPI(-3)) + C(5)*DLOG(BSPI(-4)) + C(6)*DLOG(BSPI(-5)) + \\ & C(7)*DLOG(BSPI(-6)) + C(8)*DLOG(BSPI(-7)) + C(9)*DLOG(BSPI(-8)) + \\ & C(10)*DLOG(CPI) + C(11)*DLOG(CPI(-1)) + C(12)*DLOG(CPI(-2)) + \\ & C(13)*DLOG(CPI(-3)) + C(14)*DLOG(CPI(-4)) + C(15)*DLOG(CPI(-5)) + \\ & C(16)*DLOG(CPI(-6)) + C(17)*DLOG(CPI(-7)) + C(18)*DLOG(CPI(-8)) + \\ & C(19)*DLOG(UR) + C(20)*DLOG(UR(-1)) + C(21)*DLOG(UR(-2)) + \\ & C(22)*DLOG(UR(-3)) + C(23)*DLOG(UR(-4)) + C(24)*DLOG(UR(-5)) + \\ & C(25)*DLOG(UR(-6)) + C(26)*DLOG(UR(-7)) + C(27)*DLOG(UR(-8)) + \\ & C(28)*LOG(BSPI(-1)) + C(29)*LOG(CPI(-1)) + C(30)*LOG(UR(-1)) + C(31)*T + C(32)*DQ2 \end{aligned}$$

(23.4)

در این مدل، روند خطی، T، و متغیر موهومی فصلی، DQ2، نیز به مدل افزوده شده‌اند. روند خطی بدلیل افزایش احتمالی بهره‌وری در دوره مورد بررسی و متغیر موهومی فصلی بدلیل افزایش رشد دستمزدهای کارگران ساختمانی در فصول دوم هر سال می‌باشد. نتایج برآورد مدل در صفحه ۱۵۷ ارائه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود متغیر موهومی فصلی از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده و لذا با حذف و کنار گذاشتن آن متغیر، و افزودن متغیر موهومی جدید بدلیل افزایش نسبتاً شدید رشد دستمزد در فصل اول سال □□□□□□ مدل مربوطه مجدداً برآورد می‌گردد. نتایج برآورد مدل مطروحه در صفحه ۱۵۹ ارائه شده است. آزمون‌های انجام شده در خصوص این مدل بترتیب عبارتند از:

^۱ Cointegrating Vector

^۲ Hendry, D.F., and J-F. Richard. (1982). "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics." *Journal of Econometrics* 20, 3-33.

^۳ طول وقفه بر اساس حداقل بودن معیار آکاییک انتخاب شده است.

- آماره ژارک-برا^۱ جهت آزمون فرضیه نرمال بودن توزیع پسماندهای مدل رگرسیونی که از چولگی و کشیدگی توزیع استفاده نموده و تحت فرضیه صفر، دارای توزیع χ^2 خواهد بود؛
- آماره Q جانگ-باکس^۲ جهت آزمون خودهمبستگی مرتبه k ام، و آماره ضریب لاگرانژ بروش-گادفری^۳، برای آزمون همبستگی سریالی مرتبه n ام میان پسماندها، که با فرضیه صفر عدم وجود همبستگی سریالی دارای توزیع $\chi^2(n)$ است؛
- آماره Q جانگ-باکس و ARCH(m) جهت آزمون خودهمبستگی مرتبه k ام مربعات پسماندها که تحت فرضیه صفر عدم وجود ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی پسماندها (عدم وجود ARCH) دارای توزیع $\chi^2(m)$ می باشد؛
- آماره وایت^۴ جهت آزمون ناهمسانی جزء پسماند مدل رگرسیونی؛

و آزمون‌های پایداری مدل شامل:

- آزمون پیش‌بینی چو^۵ جهت تشخیص شکست ساختاری مدل؛
- آزمون تصریح مدل رگرسیونی، که فرضیه صفر تصریح درست را در مقابل فرضیه بدیل تصریح غلط مدل آزمون می‌کند، که ممکن است به تبع حذف متغیرهای مهم، فرم تبعی و یا همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جزء اخلاص ایجاد شده باشد؛
- آماره‌های پسماندهای بازگشتی^۶، مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی CUSUM^۷، مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی^۸، آزمون پیش‌بینی یک دوره بعد^۹، آزمون پیش‌بینی N دوره بعد^{۱۰} و برآورد پارامترهای مدل مربوطه به روش بازگشتی^{۱۱}، که همگی در جهت آزمون پایداری پارامترهای مدل ارائه شده‌اند.

با بررسی آماره‌های فوق و نمودارهای صفحه ۱۶۰ که مقادیر واقعی و برازش شده رشد و سطح شاخص دستمزد، یعنی DLOG(BSPI) را نشان می‌دهد، هیچ‌گونه نشانه‌ای از وجود خطای تصریح در مدل ملاحظه نمی‌شود.

علاوه بر این، تخمین مجدد مدل بوسیله حداقل مربعات بازگشتی و آغاز کار از یک نمونه اولیه متشکل از □□ مشاهده که بعداً به □□ مشاهده افزایش یافته است نشان می‌دهد که شواهد جدی و مهمی در مورد ناسازگاری و ناپایداری کامل پارامترهای مدل وجود ندارد. بنابراین بنظر می‌رسد این مدل کلی و عام، به میزان قابل قبولی با اطلاعات موجود همخوان و سازگار بوده، و در نتیجه مبنای معتبر و درستی برای ارائه معادلات ساده شده بعدی و آزمون فرضیه‌ها را فراهم می‌سازد.

^۱ Jarque-Bera Test

^۲ Ljung-Box Q Test

^۳ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test

^۴ White

^۵ Chow Forecast Test

^۶ Recursive Residuals

^۷ Cumulative Sum of the Recursive Residuals

^۸ Squares of CUSUM

^۹ One-Step Forecast Test

^{۱۰} N-Step Forecast Test

^{۱۱} Recursive Coefficient Estimates

با توجه به آزمون والد^۱ فرضیه $C(28)+C(29)=0$ ، یعنی فرضیه دستمزد واقعی $\beta_1=1$ در سطح معناداری $\square\square$ درصد رد می‌شود، اما فرضیه $\beta_2=0$ یا $C(30)=0$ را در سطح احتمال معنی‌دار نسبتاً بالایی نمی‌توان رد کرد. بنابراین بنظر می‌رسد دستمزدها از سطح بیکاری موجود تاثیرپذیر نمی‌باشند. مدل تصحیح خطا یا ECM_t معادله فوق عبارت است از:

$$(\square\square.\square) \quad ECM_t = LOG(BSPI_t) - 3.38 - \underset{(0.002)}{0.49} LOG(CPI_t) - \underset{(0.6)}{0.02} LOG(UR_t) - \underset{(0.08)}{0.02} T$$

این رابطه نشان دهنده مکانیزم تصحیح تعادل است که میان دستمزدها، قیمت‌ها و بیکاری وجود دارد. در رابطه بلندمدت $(\square\square.\square)$ بیکاری، LU ، نقشی در ECM_t نداشته که آنهم متناظر با مکانیزمی برای تعیین دستمزدهای اسمی است و نه واقعی. این واقعیت که $\beta_1=1$ رد می‌شود و $\beta_2=0$ رد نمی‌شود، بدین معناست که احتمالاً بین CPI و $BSPI$ رابطه بلندمدت هم‌انباشته‌ای وجود دارد. در چنین شرایطی بردار هم‌انباشته عبارت است از: $(1-k)$ که در آن $k \neq 1$ است زیرا فرضیه دستمزد واقعی رد می‌شود.

مدل ارائه شده در $(\square\square.\square)$ که یک مدل عام است را می‌توان بوضوح ساده‌تر نمود. آزمون تقلیل مدل کلی همخوان و سازگار به شکل مدل تقلیل یافته و ساده‌ای که شامل مدل عام شود، عبارت است از:

$$\begin{aligned} DLOG(BSPI) = & C(1) + C(2)*DLOG(BSPI(-5)) + C(3)*DLOG(BSPI(-6)) + \\ & C(4)*DLOG(BSPI(-7)) + C(5)*DLOG(BSPI(-8)) + C(6)*DLOG(CPI(-2)) + \\ & C(7)*DLOG(CPI(-4)) + C(8)*DLOG(CPI(-7)) + C(9)*DLOG(CPI(-8)) + \\ & C(10)*DLOG(UR(-3)) + C(11)*LOG(BSPI(-1)) + C(12)*LOG(CPI(-1)) + \\ & C(13)*LOG(UR(-1)) + C(14)*T + C(15)*D^{14} \\ & (\square\square.\square) \end{aligned}$$

مدل $(\square\square.\square)$ به روش مناسب برآورد شده است (صفحه ۱۶۲). این مدل نه تنها شامل مدل موجود در معادله $(\square\square.\square)$ می‌باشد، بلکه بر اساس آمارهای بدست آمده از آن، سازگار و همخوان نیز هست. علی‌رغم اصلاحات انجام شده در مدل اولیه $(\square\square.\square)$ ، مدل تقلیل یافته فوق نشان دهنده آن است که سطح بیکاری

Dependent Variable: DLOG(BSPI)

Method: Least Squares

Date: ۰۷/۲۶/۰۵ Time: ۰۱:۲۵

Sample (adjusted): ۱۳۶۸Q۱ ۱۳۸۳Q۴

Included observations: ۶۴ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-۰.۶۶۷۱۷۳	۰.۲۸۳۴۳۷	-۲.۳۵۳۸۶۶	۰.۰۲۴۹
DLOG(BSPI(-۱))	۰.۰۲۷۵۹۳	۰.۱۸۰۵۴۳	۰.۱۵۲۸۳۵	۰.۸۷۹۵
DLOG(BSPI(-۲))	-۰.۰۲۱۳۰۶	۰.۲۰۴۵۹۵	-۰.۱۰۴۱۳۸	۰.۹۱۷۷

^۱ Wald Test

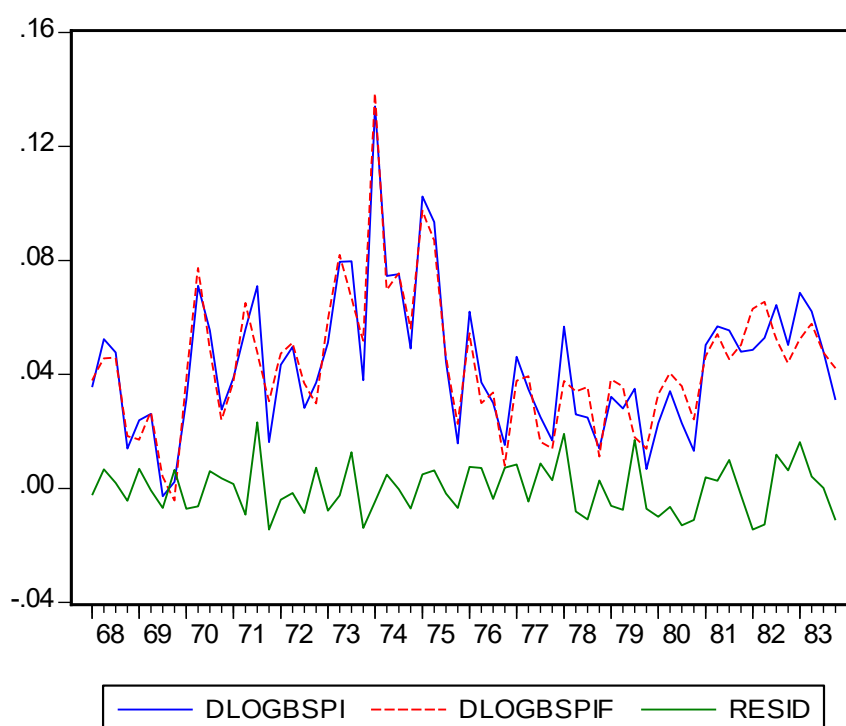
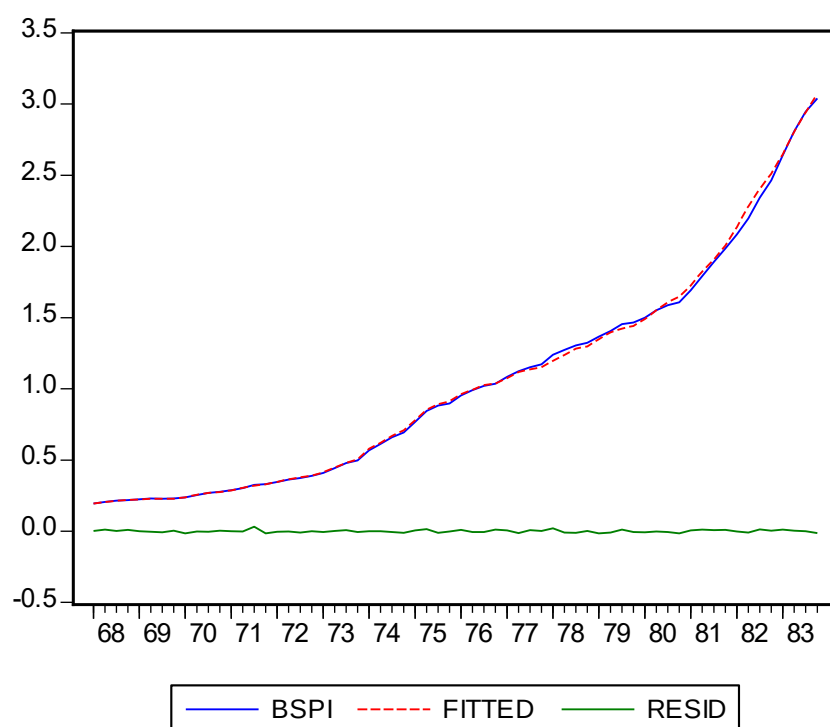
DLOG(BSPI(-3))	+.061219	+.194572	+.314631	+.7551
DLOG(BSPI(-4))	+.349170	+.193577	1.107396	+.0801
DLOG(BSPI(-5))	+.355719	+.176953	2.010240	+.0529
DLOG(BSPI(-6))	+.262067	+.163279	1.605027	+.1183
DLOG(BSPI(-7))	+.114761	+.141552	1.305301	+.2011
DLOG(BSPI(-8))	+.295076	+.143395	2.057771	+.0471
DLOG(CPI)	+.216161	+.117291	2.439611	+.0204
DLOG(CPI(-1))	-.021533	+.155151	-.113199	+.1553
DLOG(CPI(-2))	+.161166	+.157990	1.064409	+.2951
DLOG(CPI(-3))	+.072404	+.151200	+.471159	+.6353
DLOG(CPI(-4))	+.129463	+.156140	+.1129141	+.4132
DLOG(CPI(-5))	+.071314	+.165251	+.431529	+.6690
DLOG(CPI(-6))	-.071416	+.153460	-.511439	+.6126
DLOG(CPI(-7))	-.213065	+.139119	-2.033611	+.0503
DLOG(CPI(-8))	-.409911	+.141559	-2.195747	+.0061
DLOG(UR)	+.310673	+.290325	1.311196	+.1991
DLOG(UR(-1))	-.505007	+.507435	-.995215	+.3271
DLOG(UR(-2))	+.221419	+.525655	+.421359	+.6763
DLOG(UR(-3))	-.274414	+.497471	-.551759	+.5149
DLOG(UR(-4))	+.007179	+.456904	+.017245	+.9163
DLOG(UR(-5))	+.106416	+.411111	+.217924	+.1219
DLOG(UR(-6))	-.164761	+.492607	-.333461	+.7402
DLOG(UR(-7))	+.011409	+.450192	+.110552	+.1579
DLOG(UR(-8))	-.019219	+.257561	-.074620	+.9410
LOG(BSPI(-1))	-.111460	+.094640	-1.991336	+.0550
LOG(CPI(-1))	+.104564	+.076616	1.364774	+.1111
LOG(UR(-1))	+.046715	+.037093	1.259407	+.2170
T	+.003364	+.001706	1.971550	+.0574
DQ2	-.007632	+.001601	-0.117331	+.3115

R-squared	+.145327	Mean dependent var	+.043412
Adjusted R-squared	+.695417	S.D. dependent var	+.024701
S.E. of regression	+.013631	Akaike info criterion	-5.446115
Sum squared resid	+.005946	Schwarz criterion	-4.366673
Log likelihood	206.2757	F-statistic	5.641537
Durbin-Watson stat	2.111145	Prob(F-statistic)	+.000002

Dependent Variable: DLOG(BSPI)
Method: Least Squares
Date: 07/26/05 Time: 01:28
Sample (adjusted): 1368Q1 1383Q4
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-.73125	.238228	-3.069569	.0043
DLOG(BSPI(-1))	.151138	.155080	.974581	.3371
DLOG(BSPI(-2))	.011164	.171604	.065056	.9485
DLOG(BSPI(-3))	.141865	.164550	.862137	.3950
DLOG(BSPI(-4))	.341096	.161443	2.112800	.0425
DLOG(BSPI(-5))	.212315	.151248	1.403750	.1700
DLOG(BSPI(-6))	.262840	.136931	1.919507	.0639
DLOG(BSPI(-7))	.166245	.117515	1.414678	.1668
DLOG(BSPI(-8))	.367336	.121710	3.018118	.0050
DLOG(CPI)	.029837	.120581	.247740	.8061
DLOG(CPI(-1))	-.14381	.129920	-1.106918	.2766
DLOG(CPI(-2))	.156622	.131605	1.190086	.2428
DLOG(CPI(-3))	.034143	.127114	.268598	.7900
DLOG(CPI(-4))	.238375	.125708	1.896258	.0670
DLOG(CPI(-5))	-.01767	.135393	-.130555	.8969
DLOG(CPI(-6))	-.17727	.131429	-1.348113	.1869
DLOG(CPI(-7))	-.27224	.116774	-2.331420	.0262
DLOG(CPI(-8))	-.37182	.112523	-3.304403	.0024
DLOG(UR)	.457532	.241131	1.897438	.0668
DLOG(UR(-1))	-.71713	.417491	-1.717726	.0955
DLOG(UR(-2))	.411436	.433401	.949321	.3496
DLOG(UR(-3))	-.28711	.412645	-.695797	.4916
DLOG(UR(-4))	.229379	.377121	.608238	.5473
DLOG(UR(-5))	-.19655	.403024	-.487691	.6291
DLOG(UR(-6))	.034114	.408998	.083408	.9340
DLOG(UR(-7))	.056997	.376464	.151400	.8806
DLOG(UR(-8))	.038348	.216267	.177316	.8604
LOG(BSPI(-1))	-.21628	.079531	-2.719479	.0105
LOG(CPI(-1))	.105132	.063959	1.643752	.1100
LOG(UR(-1))	.004449	.033153	.134199	.8941
T	.004506	.0001463	3.079590	.0042
DV41	.065840	.017224	3.822569	.0006
R-squared	.891201	Mean dependent var	.043482	

Adjusted R-squared	۰.۷۸۵۸۰۳	S.D. dependent var	۰.۰۲۴۷۰
S.E. of regression	۰.۰۱۱۴۳۲	Akaike info criterion	-۵.۷۹۷۹۳
Sum squared resid	۰.۰۰۴۱۸۲	Schwarz criterion	-۴.۷۱۸۴۸
Log likelihood	۲۱۷.۵۳۳۸	F-statistic	۸.۴۵۵۵۲۱
Durbin-Watson stat	۲.۴۰۳۷۵۴	Prob(F-statistic)	۰.۰۰۰۰۰۰



در تبیین و توضیح دستمزدهای اسمی در بلندمدت هیچ نقشی ندارد و در نتیجه مدل فوق، ارائه کننده نتایجی معین برای ساده سازی نهایی مدلی است که LU (و نه ΔLU) را از مدل حذف می کند. لذا؛

$$\begin{aligned} DLOG(BSPI) = & C(1) + C(2)*DLOG(BSPI(-5)) + C(3)*DLOG(BSPI(-6)) + \\ & C(4)*DLOG(BSPI(-7)) + C(5)*DLOG(BSPI(-8)) + C(6)*DLOG(CPI(-2)) + \\ & C(7)*DLOG(CPI(-4)) + C(8)*DLOG(CPI(-7)) + C(9)*DLOG(CPI(-8)) + \\ & C(10)*DLOG(UR(-3)) + C(11)*LOG(BSPI(-1)) + C(12)*LOG(CPI(-1)) + C(13)*T + \\ & C(14)*D741 \end{aligned} \quad \square\square\square\square$$

نتایج برآورد و آزمون های همخوانی و سازگاری مدل ($\square\square.\square$) در صفحات ۱۵۴ الی ۱۵۸ ارائه شده است. همان گونه که از نتایج آزمون های آماری استنتاج می شود، مدل ($\square\square.\square$) همچنان سازگاری و همخوانی خود را حفظ نموده و این فرضیه که این مدل، بطور هماهنگ شامل مدل کلی ($\square\square.\square$) می باشد رد نمی شود. رابطه بلندمدت یا مکانیزم تصحیح خطا که اساساً از برآورد مدل نهایی محاسبه می شود عبارت خواهد بود از؛

$$ECM_t = LOG(BSPI)_t - 4.33 - 0.38LOG(CH)_t - 0.026T \quad (\square\square\square)$$

همان گونه که ملاحظه می شود در بلندمدت متغیر سطح بیکاری اثری بر دستمزدها نداشته و بر اساس آزمون والد، فرضیه دستمزد واقعی نیز رد می شود. حالت پایدار تخمین زده شده متناظر با معادله ($\square\square.\square$) عبارت است از؛

$$\begin{aligned} E(LOG(BSPI)_t | LOG(CPI)_t, LOG(UR)_t) = & -4.44 + 0.38LOG(CPI)_t + 0.026T \\ & - 2.16DLOG(CPI)^* + 1.31DLOG(UR)^* \end{aligned} \quad \square\square\square\square$$

معادله $\square\square\square\square\square\square$ با رشد دستمزدهای بلندمدت که در معادله $\square\square\square.\square\square\square$ بدان اشاره شد سازگار است. پیامد این معادله وضعیت-سکون برای $LOG(BSPI)$ آن است که مقدار تعادلی دستمزدهای اسمی به شرط ثبات سایر عوامل هنگامی کوچکتر (بزرگتر) خواهد بود که نرخ تورم وضعیت-سکون بزرگتر شود و این نرخ مثبت (منفی) باشد. از آنجایی که نرخ تورم تقریباً همیشه مثبت است، این یافته با این فرضیه که نرخ های بالاتر تورم مثبت، پدیده ای نامطلوب است سازگار می باشد. پیامد دیگر معادله وضعیت-سکون $\square\square\square\square\square\square$ آنست که مقدار تعادلی دستمزدهای اسمی در صورتی با افزایش نرخ رشد بیکاری افزایش (کاهش) خواهد یافت که این نرخ مثبت (منفی) باشد. بنابراین مقدار تعادلی دستمزد اسمی با شرط ثبات سایر عوامل، رابطه مثبت با افزایش نرخ بیکاری خواهد داشت.

Dependent Variable: DLOG(BSPI)

Method: Least Squares

Date: ۰۷/۲۸/۰۵ Time: ۱۷:۳۵

Sample (adjusted): ۱۳۶۸Q۱ ۱۳۸۳Q۴

Included observations: ۶۴ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-.661693	.163876	-4.037756	.0002
DLOG(BSPI(-5))	.308119	.081059	3.801177	.0004
DLOG(BSPI(-6))	.169577	.094404	1.796296	.0786
DLOG(BSPI(-7))	.198069	.079982	2.476414	.0168
DLOG(BSPI(-8))	.350506	.083538	4.195758	.0001
DLOG(CPI(-2))	.234502	.065412	3.584985	.0008
DLOG(CPI(-4))	.360322	.063771	5.650240	.0000
DLOG(CPI(-7))	-.245189	.063331	-3.871521	.0003
DLOG(CPI(-8))	-.286919	.065939	-4.351269	.0001
DLOG(UR(-3))	-.201949	.059083	-3.418080	.0013
LOG(BSPI(-1))	-.152848	.038588	-3.961036	.0002
LOG(CPI(-1))	.059882	.026847	2.230511	.0303
LOG(UR(-1))	.002595	.018196	.142596	.8872
T	.004109	.000944	4.351903	.0001
DV41	.061135	.011128	5.493722	.0000
R-squared	.859314	Mean dependent var		.043482
Adjusted R-squared	.819117	S.D. dependent var		.024701
S.E. of regression	.010506	Akaike info criterion		-6.072147
Sum squared resid	.005408	Schwarz criterion		-5.566158
Log likelihood	29.3087	F-statistic		21.37802
Durbin-Watson stat	2.186358	Prob(F-statistic)		.000000

Dependent Variable: DLOG(BSPI)

Method: Least Squares

Date: 07/28/05 Time: 17:36

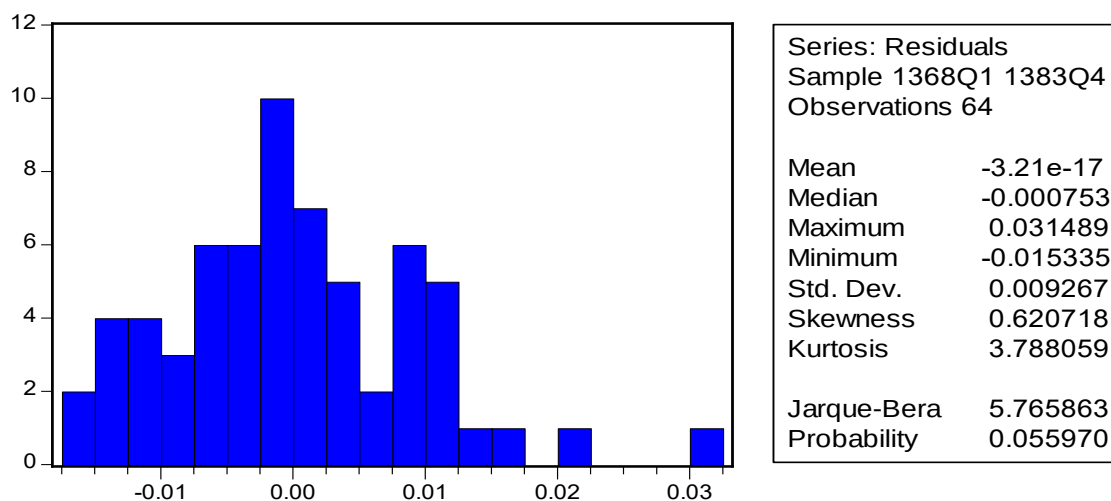
Sample (adjusted): 1368Q1 1383Q4

Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C	-0.653670	0.152399	-4.219201	0.0001
DLOG(BSPI(-5))	0.306020	0.071926	2.177290	0.0003
DLOG(BSPI(-6))	0.166237	0.090552	1.135126	0.0723
DLOG(BSPI(-7))	0.194369	0.074913	2.594600	0.0124
DLOG(BSPI(-8))	0.347545	0.080119	4.337136	0.0001
DLOG(CPI(-2))	0.231501	0.061323	3.775110	0.0004
DLOG(CPI(-4))	0.351199	0.061397	5.134092	0.0000
DLOG(CPI(-7))	-0.245116	0.062556	-3.929527	0.0003
DLOG(CPI(-8))	-0.216413	0.065195	-4.393151	0.0001
DLOG(UR(-3))	-0.197429	0.049361	-3.999090	0.0002
LOG(BSPI(-1))	-0.152213	0.037953	-4.010519	0.0002
LOG(CPI(-1))	0.059437	0.026402	2.251201	0.0211
T	0.004105	0.000934	4.392123	0.0001
DV41	0.061102	0.011016	5.546550	0.0000

R-squared	0.159255	Mean dependent var	0.43412
Adjusted R-squared	0.122662	S.D. dependent var	0.24701
S.E. of regression	0.010402	Akaike info criterion	-6.102912
Sum squared resid	0.005410	Schwarz criterion	-5.630726
Log likelihood	209.2954	F-statistic	23.41099
Durbin-Watson stat	2.112939	Prob(F-statistic)	0.000000



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

0.392491	Prob. F(2,48)	0.953704 F-statistic
0.294344	Prob. Chi-Square(2)	2.446013 Obs*R-squared

ARCH Test:

0.933467	Prob. F(1,61)	0.007027 F-statistic
0.932113	Prob. Chi-Square(1)	0.007257 Obs*R-squared

White Heteroskedasticity Test:

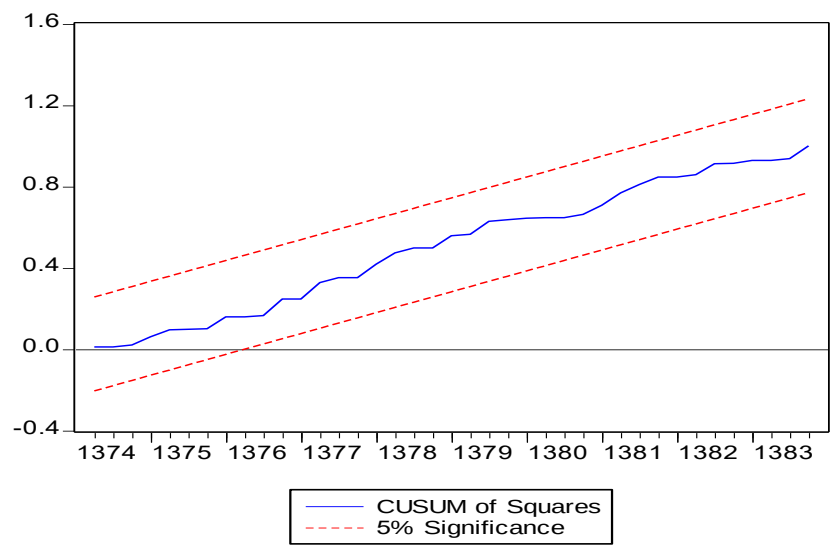
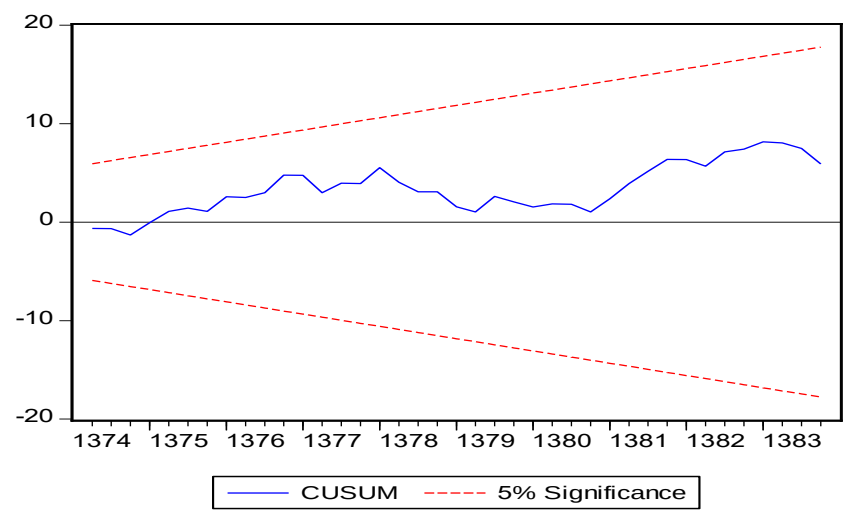
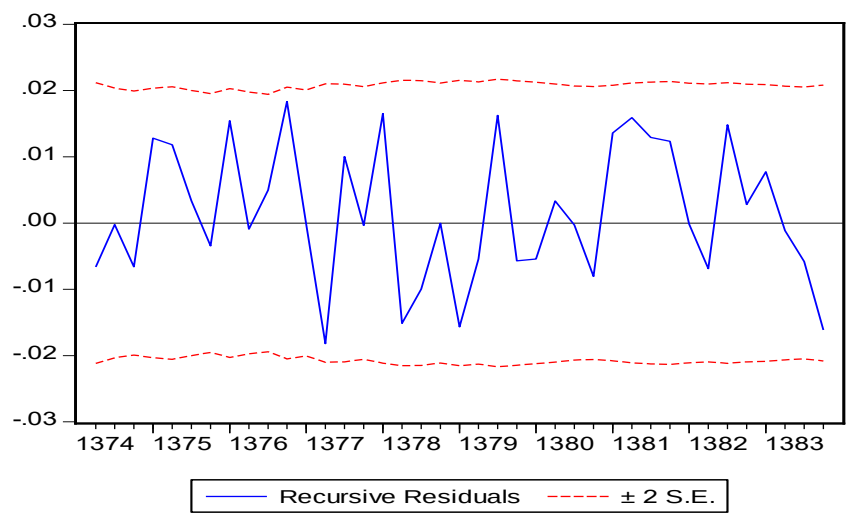
0.332869	Prob. F(25,38)	1.160293 F-statistic
0.321590	Prob. Chi-Square(25)	27.70545 Obs*R-squared

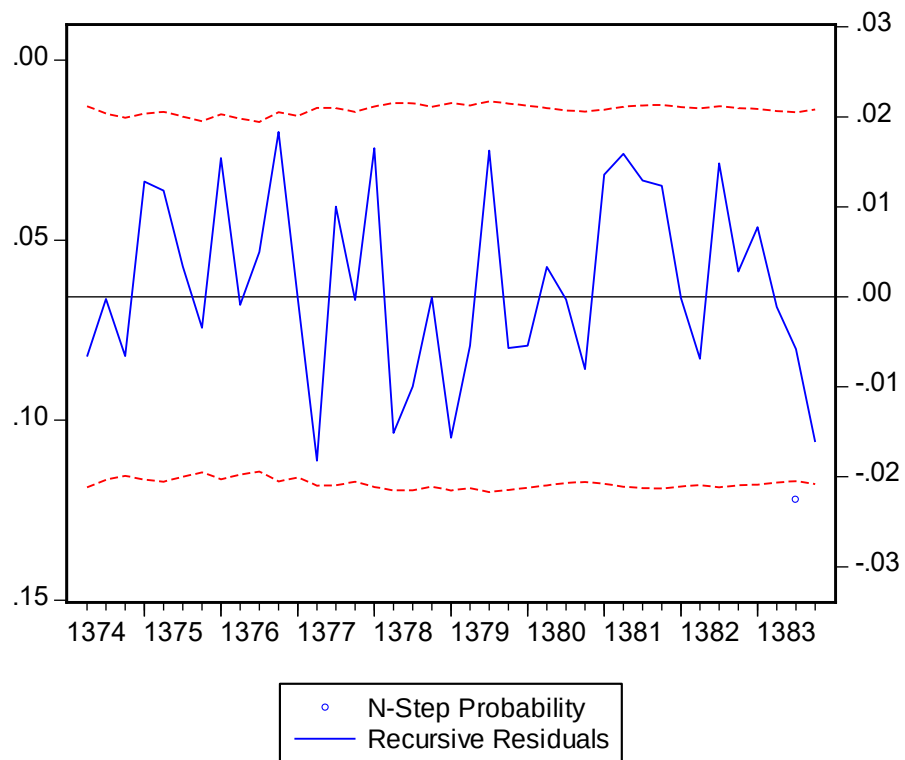
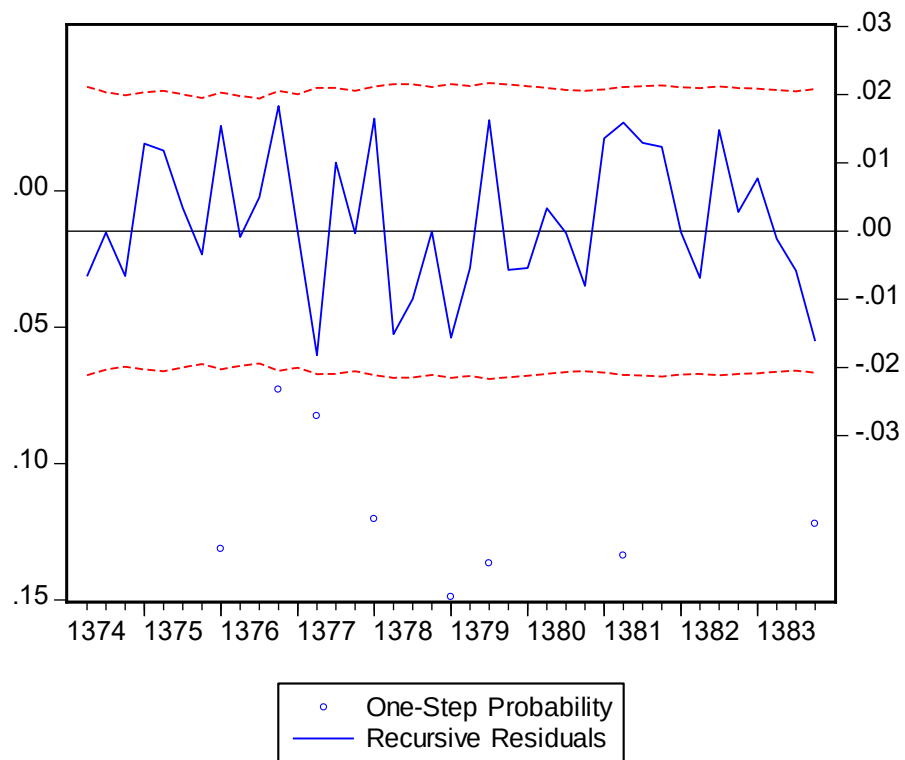
Chow Forecast Test: Forecast from 1380Q1 to 1383Q4

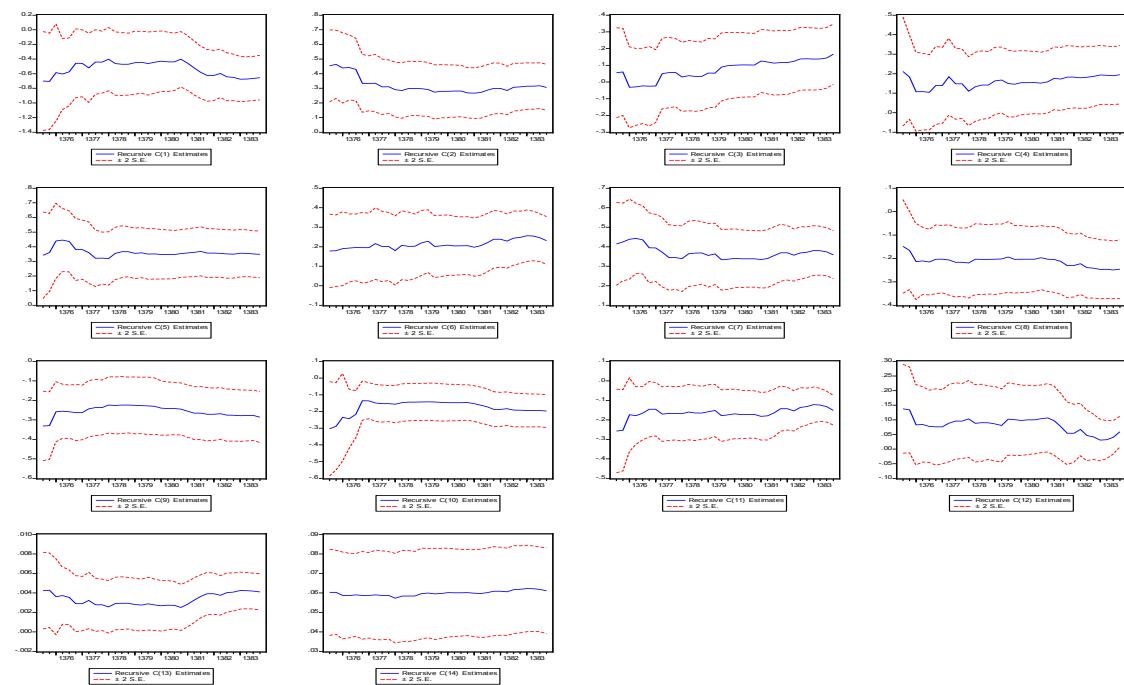
0.666057	Prob. F(16,34)	0.809657 F-statistic
0.191937	Prob. Chi-Square(16)	20.66040 Log likelihood ratio

Ramsey RESET Test:

0.402947	Prob. F(2,48)	0.926382 F-statistic
0.297621	Prob. Chi-Square(2)	2.423868 Log likelihood ratio







با توجه به مباحث فوق، براحتی می‌توان ادعا نمود که هرچند مدل‌های ذیل به عنوان مواردی از حالت‌های بدیل در نظر گرفته می‌شوند که متناظر با مدل‌های تک‌معادله‌ای هستند و معمولاً مورد استفاده قرار می‌گیرند، اما مدل‌های پیچیده اقتصادی زیادی که بتوان آن‌ها را از مجموعه داده‌هایی که تفسیری جایگزین و بدیل از نحوه تفسیر دستمزدهای اسمی است بدست آورد، وجود ندارند.

(□□.□)

$$M_1 \quad \Delta w_t = c_1 + \beta_1 \Delta p_t + \gamma_1 (w_{t-1} - \kappa_1 p_{t-1}) + v_{1t}$$

$$M_2 \quad \Delta w_t = c_2 + \gamma_2 (w_{t-1} - \kappa_2 u_{t-1}) + v_{2t}$$

$$M_3 \quad (w_t - p_t) = c_3 + \lambda_3 t + v_{3t}$$

$$M_4 \quad \Delta w_t = c_4 + v_{4t}$$

- M_1 ، مدل تصحیح خطای مرتبه اول به همراه تعدیل دستمزدها در راستای رسیدن به یک حالت تعادل ایستایی است که فقط به قیمت‌ها وابسته است نه متغیری دیگر (یعنی معادله (۱۸.۴) که در آن $k=0$ و $\alpha_{30} = \beta_2 = \lambda = 0$)؛
- M_2 مدل تعدیل جزئی مرتبه اول که در آن مقدار هدف‌گذاری شده دستمزدها بستگی به میزان بیکاری و نه متغیری غیر از آن دارد (یعنی معادله (۱۸.۴) در حالتی که $k=0$ ، $\alpha_{20} = \alpha_{30} = \beta_1 = \lambda = 0$)؛
- M_3 که در آن لگاریتم دستمزدهای واقعی متغیری روند ایستا^{۱۰۴} است (معادله ۱۸.۴ در حالتی که $k=0$ و $\alpha_{20} = \beta_1 = 1$ ، $\alpha_{30} = \beta_2 = 0$ باشد)؛
- و نهایتاً M_4 مدل مبتنی بر گام‌های تصادفی با عرض از مبدأ^{۱۰۵} (یعنی معادله (۱۸.۴) در حالتی که $k=0$ و $\alpha_{20} = \alpha_{30} = \gamma = \lambda = 0$).

گرچه کلیه معادلات M_1 الی M_4 حالت‌های خاصی از رابطه (۱۸.۴) می‌باشند، اما هیچیک از آن‌ها را نمی‌توان بصورت شکل مقید یا محدود شده‌ای از هریک از مدل‌های دیگر بدست آورد. بنابراین مدل‌های فوق‌الذکر را می‌توان با استفاده از آماره‌های آزمون غیرآشیانه‌ای^{۱۰۶} مقایسه نمود. همان‌گونه که در بخش قبل نیز گفته شد، هرگاه مدل‌های بدیل یا جایگزین که قصد بررسی آن‌ها را داریم، همگی حالات خاصی از یک الگوی عام همخوان و سازگار باشند، بطوری که هیچیک از آن‌ها متضمن گسترش یا تعمیم مجموعه داده‌ها یا دسته الگوهای مورد استفاده نباشند، اصل شمول یا دربرگیرندگی هماهنگ، روش مناسبی برای مقایسه میان این مدل‌ها را فراهم خواهد ساخت. علاوه بر این، استفاده از آماره‌های آزمون غیرآشیانه‌ای برای مقایسه زوج به زوج الگوهای رقیب معنا و اهمیت چندانی نخواهد داشت مگر آنکه هر مدل لااقل نسبت به مجموعه اطلاعات خویش، و یا حداقل با مجموعه اطلاعات لازم برای تأیید مدل فوق همخوان و سازگار باشد. هنگامی که چهار مدل مندرج در (□□.□) برآورد می‌شوند نتایج زیر بدست می‌آید:

^{۱۰۴} Trend Stationary

^{۱۰۵} Random Walk with Drift

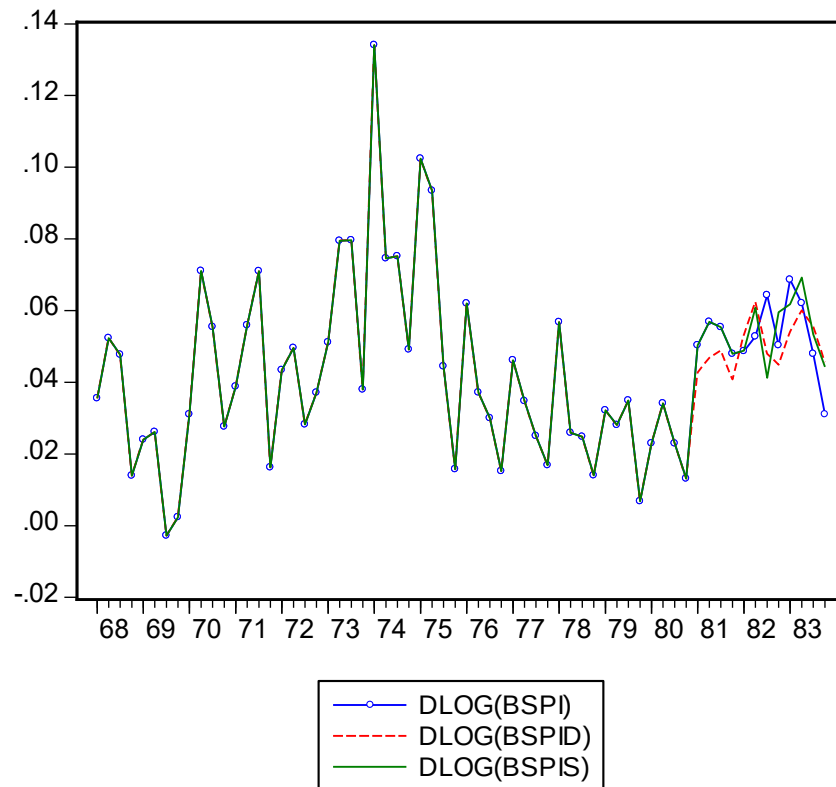
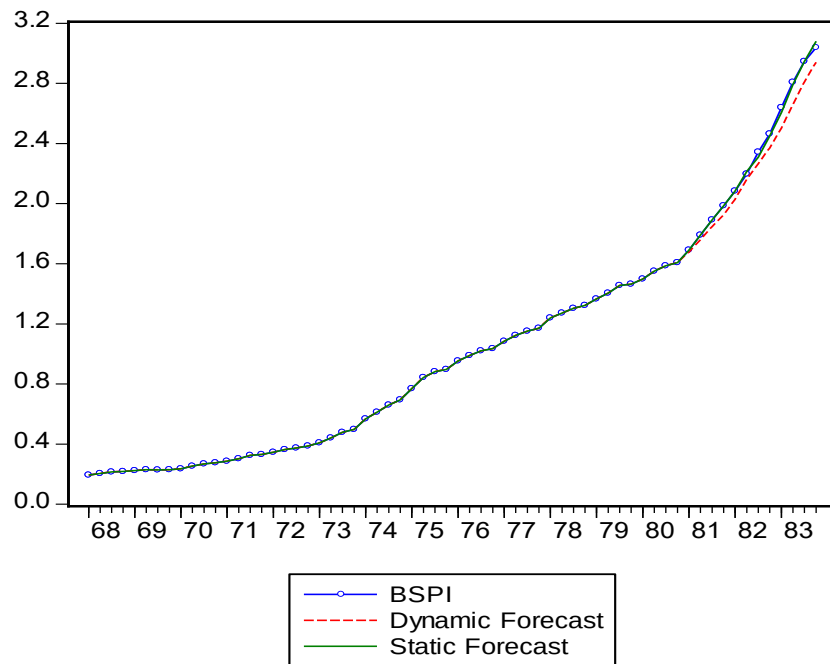
^{۱۰۶} No Nested Test

- پسماندهای کلیه معادلات فوق دارای همبستگی سریالی بوده، و احتمالاً دارای خطای تصریح خواهند بود؛
- مدل‌های فوق دارای اثرات معنادار ARCH در واریانس جزء پسماند می‌باشند؛
- پسماند آن‌ها خاصیت نرمال بودن را ندارند؛
- آماره‌های آزمون RESET بطور قابل ملاحظه‌ای معنادار خواهند بود؛

با توجه به اینکه مدل‌های فوق ناهمخوان می‌باشند، لذا شواهد قوی در خصوص عدم انسجام مدل‌های مندرج در (□□.□) و همچنین عدم کفایت آن‌ها وجود دارد. اما از آنجا که مدل‌های موجود در (□□.□) در مدل همخوان و سازگار (□□.□) جای می‌گیرند، لذا این امکان وجود دارد که اعتبار و درستی شکل تقلیل‌های بدست آمده از مدل (□□.□) را آزمون کنیم. با عنایت به آزمون‌های بعمل آمده ملاحظه می‌شود که هریک از این چهار مدل نمی‌تواند بطور هماهنگ شامل مدل یا الگوی کلی یا عام شود و در نتیجه هرکدام از آن‌ها شکل ناقص و ناکافی از رابطه میان $LOG(UR)$, $LOG(CPI)$, $LOG(BSPI)$ را ارائه خواهند نمود.

نتیجه آنکه مدلی که بنحو رضایت بخشی و با بیشترین میزان موفقیت آزمون‌های آماری را می‌گذراند، و مفهوم همخوانی و شمول را پوشش می‌دهد، مدل (□□.□) است.

قبل از بکارگیری این مدل در سیستم معادلات معرفی شده در فصل دوم لازم است به ارزیابی توانایی این مدل جهت پیش‌بینی بپردازیم. این مدل با استفاده از مجموعه داده‌های نمونه برای فصول □□□□□□□□ الی □□□□□□□□□□ برآورد شده و سپس برای پیش‌بینی LOG(BSPI) و DLOG(BSPI) از □□□□□□□□□□ الی □□□□□□□□□□ مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به نمودارهای صفحه ۱۷۰ ملاحظه می‌شود که نتایج حاصله قابل قبول است. علاوه بر این، بر اساس آماره آزمون پیش‌بینی چو (Chow, ۱۹۶۰) در سطح احتمال □□ درصد فرضیه صفر مبنی بر ثابت بودن پارامترها رد نمی‌شود.



نتیجه‌گیری

هرچند روش‌شناسی مکتب LSE برای الگوسازی اقتصادسنجی، طی دهه‌های □□ و □□ میلادی به سرعت رشد و تکامل یافته و اثرگذاری عمده‌ای بر الگوسازی اقتصادی داشته است، اما هیچ روش‌شناسی مهم و اساسی را نمی‌توان سراغ داشت که خصلت ثبات داشته و به‌همراه تحولات در آن حوزه از دانش، دستخوش دگرگونی نشود. این روش‌شناسی نیز دستاوردهای زیادی داشته، در حال تکامل بوده و در گذر زمان علاوه بر پالایش روش‌های خود، ابزار نیرومندی برای چیدن ثمرات الگوسازی اقتصادی به روش علمی را فراهم ساخته است. پیام اصلی این روش یعنی نمایش یا بازنمایی همخوان و سازگار توزیع مشترک متغیرهای مشاهده شده مورد نظر عبارت از چارچوب آماری مناسب برای توسعه و تدوین و ارزیابی الگوهای اقتصادسنجی است. میراث این روش‌شناسی شامل ضروریات عموماً پذیرفته شده ارزیابی دقیق مدل‌های اقتصادسنجی از طریق ارزیابی میزان و درجه همخوانی و یا سازگاری آن‌ها، با اطلاعات جاری و توانایی آن‌ها، برای شمول و احتساب مدل‌های رقیب و نیز دفاع و پذیرش استراتژی الگوسازی عام به خاص به عنوان استراتژی کارآمد الگوسازی است.

آن دسته از مفاهیم اقتصادسنجی که اهداف مهمی را برای پژوهش‌گران در روش‌شناسی LSE فراهم می‌آورند عبارتند از فرآیند واریانس همسانی جزء اخلاص مدل، برون‌زایی ضعیف، قوی و ابر برون‌زایی، شمول یا احتساب مدل‌های قبلی و ثبات پارامترها. ناتوانی در دستیابی به چنین اهدافی در عمل موجب می‌شود تا آن دسته از مدل‌های اقتصادسنجی که نتیجه‌گیری‌های گمراه‌کننده‌ای از تجزیه و تحلیل‌های سیاست‌های اقتصادی و پیش‌بینی‌های غیر قابل اتکا به دست می‌دهند، ایجاد شوند. در واقع یکی از مهم‌ترین معضلات و چالش‌هایی که در الگوسازی اقتصادسنجی برای سری‌های زمانی اقتصاد کلان وجود دارد عبارت است از ارایه پیش‌بینی‌های چند مرحله‌ای که لااقل به اندازه پیش‌بینی‌های بدست آمده از مدل‌های سری‌های زمانی چند متغیره، از قبیل VAR، درست و دقیق باشند. این هدفی است که بسیاری از پژوهش‌گران مکتب LSE خواهان دستیابی به آن هستند. شرح ساده روش الگوسازی تجربی که در بالا به آن اشاره شد اثبات‌کننده اهمیت این چالش بوده و نیز نشان می‌دهد که امید زیادی به موفقیت در زمان‌های آینده وجود دارد. با توجه به ارایه روش‌شناسی LSE جهت برآورد پارامترهای الگوهای اقتصادی، در این قسمت لازم است تا کلیه معادلات رفتاری معرفی شده در فصل دوم را به روش فوق برآورد نماییم. پیوست دو جداول مربوط به برآورد معادلات مربوطه را نشان می‌دهد.

کتاب‌شناسی فصل چهارم

Bontemps, C and Mizon, G. E. (۲۰۰۱) "Congruence and Encompassing" *Discussion Papers in Economics and Econometrics* No. ۱۰۱۷, Department of Economics, Southampton University.

Canova, F. (1995). "The Economics of VAR Models." In K.D. Hoover (ed.). *Macroeconometrics: Developments, Tensions and Prospects* (ch. 3). Boston: Kluwer.

Davidson, James E. H., Hendry, David F., Srba, Frank and Yeo, Stephen (1978) "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom, *Economic Journal*, 88, pp. 661-92.

Desai, M.J. (1984). "Wages, Prices and Unemployment a Quarter of a Century After the Phillips Curve." In D.F. Hendry and K.F. Wallis (eds.). *Econometrics and Quantitative Economics* (pp. 251- 273). Oxford: Basil Blackwall.

Dickey, D.A., and W.A. Fuller. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica* 49, 1657-1672.

Engle, R.F., D.F. Hendry, and J-F. Richard. (1983). "Exogeneity." *Econometrica* 51, 277-304.

Ericsson, N. R., Hendry, D. F., & Mizon, G. E. (1998). Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(4), 370-387.

Frisch, R. (1933). Editor's note. *Econometrica*, 1, P1-4.

Frisch, R. (1934) "Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems", in Hendry, David F. and Morgan, Mary S. (1995) *The Foundations of Econometric Analysis* . Cambridge: Cambridge University Press, pp. 271-3.

Granger, C.W.J. (ed.). (1990). *Modelling Economic Series: Readings in Econometric Methodology*. Oxford: Oxford University Press

Gilbert, C.L. (1986). "Professor Hendry's Econometric Methodology." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 283-307.

Haavelmo, Trygve. (1944) "The probability approach in econometrics" *Econometrica*, 12, 1-118.

Hamilton, J.D.(1994)" *Time Series Analysis*" Princeton.

Hendry, D.F. (1980). "Econometrics: Alchemy or Science?" *Economica* 47, 387-406.

Hendry, D.F. (1985) "Monetary Economic Myth and Econometric Reality", *Oxford Review of Economic Policy* 1, pp. 72-84.

Hendry, D.F. (1993). "On the Interactions of Unit Roots and Exogeneity." *Econometric Reviews*.

Hendry, D.F. (1994). "Typologies of Linear Dynamic Systems and Models." *Journal of Statistical Inference and Planning*. 49.

Hendry, D.F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press. P33.

Hendry, D. F. (1997) "On Congruent Econometric Relations: A Comment", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 47, pp. 163-90.

Hendry, D.F. (2000) *Econometrics: Alchemy or Science?* New edition, Oxford: Oxford University Press.

Hendry, D.F. (2000) "Econometric Modelling", Lecture notes for "Econometric Modelling and Economic Forecasting", Department of Economics, University of Oslo. 24. July - 28. July 2000. <<http://folk.uio.no/rnymoen/imfpcg.pdf>>.

Hendry, D.F., and J-F. Richard. (1982). "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics." *Journal of Econometrics* 20, 3-33.

Hendry, D.F., A.R. Pagan, and J.D. Sargan. (1984). "Dynamic Specification." In Z. Griliches and M.D. Intriligator (eds.). *Handbook of Econometrics* (Vol. 2) (pp. 1023-1100). Amsterdam: North-Holland.

Hendry, D.F., and J-F. Richard. (1989). "Recent Developments in the Theory of Encompassing." In B. Comet and H. Tulkens (eds.). *Contributions to Operations Research and Econometrics*. The Twentieth Anniversary of CORE (pp. 393-440). Cambridge, MA: MIT Press.

Hendry, D.F., and G.E. Mizon. (1993). "Evaluation of Dynamic Econometric Models by Encompassing the VAR" In P.C.B. Phillips (ed.). *Models, Methods and Applications of Econometrics, Essays in Honor of Rex Bergstrom* (pp. 272-300). Oxford: Basil Blackwell.

Hendry, D.F., and J.A. Doornik. (1994). "Modelling Linear Dynamic Econometric Systems." *Scottish Journal of Political Economy* 41, 1-33.

Hendry, D.F., and M.S. Morgan (eds.). (1995). *The Foundations of Econometric Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press. P 491-524.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

Kydland, F., and E. Prescott. (1995). "The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles." In K.D. Hoover (ed.). *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects* (ch. 5). Boston: Kluwer.

Koopmans, Tjalling. C., Rubin, Herman, and Leipnik, R. B. (1950) "Measuring the equation systems of dynamic economics" In Koopmans, T. C. (ed.), *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, No. 10 in Cowles Commission Monograph, Ch. 2. New York: John Wiley&Sons.

Learner, E.E. (1983). "Let's Take the Con Out of Econometrics." *American Economic Review* 73:31-44.

Lucas, R.E. (1976). "Econometric policy evaluation: a critique." In K. Brunner and A.H.Meltzer (eds) *The Phillips Curve and Labor Markets* (Vol. 1) (pp. 19-46). Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Amsterdam: North Holland.

Mizon, G.E. (1984). "The Encompassing Approach in Econometrics." In D.F. Hendry and K.F. Wallis (eds.). *Econometrics and Quantitative Economics* (ch. 8, pp. 135-172). Oxford: Basil Blackwell.

Mizon, G.E. (1989). "The Role of Econometric Modelling in Economic Analysis." *Revista Espanola de Economia* 8, 165-191.

Mizon, G.E. (1995). "A Simple Message for Autocorrelation Correctors: DON'T." *Journal of Econometrics*.

Monfort, A., and R. Rabemananjara. (1990). "From a VAR Model to a Structural Model: With an Application to the Wage-Price Spiral." *Journal of Applied Econometrics* 5, 203

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995). The role of theory in econometrics. *Journal of Econometrics*, 67, P 61-79.

Phillips, A.W.H. (1958). "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages Rates in the United Kingdom 1861-1957." *Economica* 25, 283-299.

Phillips, P.C.B. (1993). *Models, Methods, and Applications of Econometrics: Essays in Honor of A.R. Bergstrom*. Cambridge: Basil Blackwell.

Richard, J-F. (1980). "Models with Several Regimes and Changes in Exogeneity." *Review of Economic Studies* 47, 1-20.

Sargan, J.D. (1974). "Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology." In D.F. Hendry and K.F. Wallis (eds.). *Econometrics and Quantitative Economics* (pp. 275-314). Oxford: Basil Blackwell.

Sargan, J.D. (1980). "Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation." *Econometrica* 48.

Sims, C.A. (1980). "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* 48, 1-48.

Summers, L.H. (1991). "The Scientific Illusion in Empirical Macroeconomics." *Scandinavian Journal of Economics* 93, 129—148.

Van Fraassen. (1980) *The Scientific Image*. Oxford: Oxford University Press.

Van Fraassen.(1989) *Law and Symmetry*. Oxford: Oxford University Press.

فصل پنجم

بررسی اعتبار مدل

مقدمه

قبل از آن که در مطالعات کاربردی بتوان ادعا نمود یک مدل برآورد شده، جهت مقاصد پیش‌بینی، سیاست‌گذاری و کنترل آمادۀ استفاده است یا خیر، می‌بایست آن مدل را در معرض شبیه‌سازی قرار داده و سپس اعتبار آن را بررسی نمود. به بیانی دیگر، بررسی اعتبار مدل نشان می‌دهد یک مدل، چقدر و تا چه اندازه جهت استفاده در مقاصد فوق‌الذکر قابل اعتماد و مناسب است. شبیه‌سازی‌ای را که در این فصل مورد بررسی قرار می‌دهیم شبیه‌سازی بعد از وقوع یا پس رویدادی^{۱۰۷} یا بعد از روی دادن پدیده است، که می‌تواند با عملکرد واقعی اقتصاد مورد مقایسه قرار گیرد. در این قسمت، دو نوع شبیه‌سازی جهت ارزیابی مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد:

- شبیه‌سازی درونی یا درون نمونه‌ای^{۱۰۸} که اغلب، شبیه‌سازی بعد از وقوع نیز نامیده می‌شود. این شبیه‌سازی می‌تواند برای بخشی از نمونه یا کل نمونه مورد استفاده قرار گیرد. به علاوه می‌توان آن را برای دوره‌های زمانی معین انجام داد تا مشاهده نمود آیا تغییرات ساختاری در اقتصاد رخ داده است یا خیر.
 - شبیه‌سازی برون‌یابی یا پیش‌بینی بعد از وقوع^{۱۰۹}، که شبیه‌سازی خارج از دوره نمونه نیز خوانده می‌شود. چنانچه شبیه‌سازی مربوط به یک دوره تاریخی باشد، باید داده‌های واقعی خارج از دوره زمانی نمونه، برای بررسی و اعتبار دقت مدل وجود داشته باشند. به عبارت دیگر، مشاهدات مربوط به قبل و بعد از دوره نمونه باید در دسترس باشند.
- در معادلات و یا سیستم معادلاتی که مبتنی بر سری‌های زمانی است، شبیه‌سازی می‌بایست بصورت پویا انجام شود. لذا شبیه‌سازی برای یک دوره انجام، و برای دوره بعد مجدداً تکرار می‌شود. با فرض شرایط

^{۱۰۷} Ex Post

^{۱۰۸} Interpolation or Simulation ex post

^{۱۰۹} Extrapolation or ex post Forecasting

اولیه^{۱۱۰} ثابت و معین، شبیه‌سازی در درون نمونه صورت می‌گیرد. هر چند شبیه‌سازی پویا حتی الامکان کل دوره را پوشش می‌دهد اما می‌بایست در نظر داشت که شبیه‌سازی‌های چند دوره‌ای معمولاً خطاهای بزرگتری نسبت به شبیه‌سازی‌های تک دوره‌ای دارند. در شبیه‌سازی‌های پویا با افزایش دوره نمونه، خطا مدام افزایش می‌یابد مگر آنکه با افزایش افق زمانی شبیه‌سازی، خطاها بطور مناسب نرمالایزه شوند. یعنی ممکن است در سیستم‌های با ثبات واریانس خطا تثبیت شود.

با این حال، در مورد مدل‌های با ساختار متغیر در طول زمان، رویه تکرار جهت شبیه‌سازی پویای کل دوره، ممکن است برای دوره‌هایی که در آن تغییرات شدید در متغیرهای درون‌زا رخ می‌دهد، واگرا شود. این تغییرات ممکن است از تغییر جهت متغیرهای درون‌زا در دو رژیم متفاوت اقتصادی، و یا در ساده‌ترین حالت خود از متغیرهای مجازی تأثیرگذار نشأت گیرد. بنابراین در صورت امکان، مدل مورد بررسی می‌بایست برای دوره‌ای که در آن ساختار اقتصادی با ثبات است شبیه‌سازی شود.

۱.۵. منابع خطا

احتمال دسترسی به مقادیر دقیق هر متغیر اقتصادی با استفاده از برون‌یابی‌های آزمایشی تقریباً برابر صفر است. معنای این جمله آن است که یک برون‌یابی بدون خطا تنها بطور اتفاقی ممکن است رخ دهد. با این حال این نکته مؤید آن نیست که استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی بی‌فایده است. زیرا اولاً بدلیل محدودیت‌های ناشی از اندازه‌گیری متغیرهای اقتصادی، سعی بر آن است تا به مقادیر واقعی یک متغیر نزدیک شویم، و ثانیاً برون‌یابی متغیر اقتصادی نیز، خود یک متغیر تصادفی است. لذا تحت مفروضات پذیرفته شده‌ای، تلاش می‌شود تا محتمل‌ترین امکان وقوع متغیر بدست آید. این مجموعه مفروضات معمولاً در مرحله حل مدل تغییر می‌کنند، تا طیف کاملی از امکانات ایجاد شود. این روش تحلیل که بر مبنای "اگر... چه" و یا تحلیل "سناریو سیاست‌گذاری" است، اگر چه مقادیر دقیق متغیرهای اقتصادی را بدست نمی‌دهد و صرفاً فواصل اطمینان خاصی را برای تغییر در محیط اقتصادی ایجاد می‌کند، کاربرد عملی زیادی دارد. با عنایت به نکات فوق واضح است که خطا همواره در برون‌یابی وجود دارد. خطای برون‌یابی عبارت است از:

$$e_t = y_t - \hat{y}_t \quad (۱.۵)$$

^{۱۱۰}Initial Conditions

که در آن y_t مقدار واقعی و $\hat{y}_t$ مقدار برآورد شده برای دوره زمانی $t = 1, 2, \dots, T$ است. برای شناسایی منابع خطا، با توجه به فرمول‌بندی مدل خطی، معادله (۱.۵) را بصورت زیر می‌نویسیم؛

$$e_t = (Dx_t + \varepsilon_t) - \hat{D}\hat{x}_t = (D - \hat{D})\hat{x}_t + \hat{D}(x_t - \hat{x}_t) + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

که در آن؛

$$y_t = -A^{-1}Bx_t + \varepsilon_t = Dx_t + \varepsilon_t$$

$$\hat{y}_t = -\hat{A}^{-1}\hat{B}\hat{x}_t = \hat{D}\hat{x}_t$$

اگر فرض کنیم خطای تصریح در مدل، و خطای اندازه‌گیری در متغیرهای موجود در مدل وجود ندارد، آنگاه در معادلات فوق سه جزء خطا یعنی خطای برآورد $(D - \hat{D})$ ، خطای شرطی یا فرضی $(x_t - \hat{x}_t)$ ، و خطای تصادفی ε_t وجود خواهد داشت.

خطای برآورد، ناشی از این واقعیت است که برآورد پارامترها از مقادیر واقعی آنها در جامعه آماری متفاوت است. زیرا پارامترهای مدل مقادیر برآورد شده‌ای هستند که بر اساس نمونه آماری بدست آمده و احتمالاً بر اساس خصوصیات مطلوب خود می‌توانند نماینده مناسبی برای پارامترهای جامعه آماری باشند.

خطای شرطی از این واقعیت سرچشمه می‌گیرد که پیش‌بینی به مقادیر مفروض $\hat{x}_t$ مشروط است، که می‌تواند دقیق نباشد.

و بالاخره هنگام محاسبه $\hat{y}_t$ ، جزء تصادفی ε_t برابر صفر قرار داده می‌شود، اما ممکن است مقدار آن متغیر برابر با صفر نباشد. این اغماض منشأ خطای تصادفی است.

با این حال در عمل، ممکن است خطای مشاهده شده ناشی از موارد زیر نیز باشد:

- خطای تصریح، که از قلم افتادن متغیر یا متغیرهای مهم در معادلات برآورد شده، و یا فرم‌های نامناسب تبعی معادلات و یا تغییر رژیم است که در خارج از نمونه، اما درون افق زمانی برون‌یابی اتفاق می‌افتد.

- ساختار تصادفی خطا، که به خطای برآورد مربوط می‌شود. ساختار تصادفی خطا از این واقعیت نتیجه می‌شود که فرضیات مربوط به جملات تصادفی ممکن است نقض شود. فرض معمول این است که خطا برابر میانگین خود یعنی برابر صفر در نظر گرفته می‌شود. در صورتی که ممکن است این امر

صحیح نباشد. ضمناً ممکن است پسماندهای مدل تمام ویژگی‌های مطلوب آماری را داشته باشند، اما خطای پیش‌بینی یا e_t چنین خاصیتی را نداشته باشد.

- خطای اندازه‌گیری که ناشی از کیفیت نامطلوب داده‌های اقتصادی است. زیرا داده‌ها اقتصادی مرتباً مورد تجدید نظر قرار گرفته، عوض می‌شوند یا تصحیح می‌گردند.

دلیلی وجود ندارد تا هر یک از منابع خطای فوق‌الذکر یکدیگر را نفی نمایند. بنابراین تمام موارد فوق ممکن است تجميع شده، و مقدار خطای e_t را افزایش دهند.

2.5. معیارهای توصیفی خطا

تحلیل دقیق خطاها، بویژه در همسایگی نقاط عطف که غالباً به سمت مقادیر بزرگ گرایش دارند، مهمترین اطلاعات را درباره عملکرد مدل در آزمایشات شبیه‌سازی بعد از وقوع ارائه می‌کنند. با این حال برخی معیارهای توصیفی که در طول دوره شبیه‌سازی مقادیر خطاها را تجميع می‌کنند بکار برده و خواص آنها را تشریح می‌کنیم.

معیارهای مختلفی که در این بخش بررسی می‌کنیم انتخابی‌اند و مزیت و یا عدم مزیت‌ها آنها مستقل از بکارگیری آنهاست، و صرفاً در جهت کمک به کسب بینش درباره خواص مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند. این معیارها عبارتند از:

- متوسط خطا (AE)^{۱۱۱} و یا میانگین خطا (ME)^{۱۱۲}

$$ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) \quad (۳.۵)$$

- متوسط درصد خطا (APE)^{۱۱۳} و یا میانگین درصد خطا (MPE)^{۱۱۴}

$$MPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \quad (۴.۵)$$

^{۱۱۱} Average Error

^{۱۱۲} Mean Error

^{۱۱۳} Average Percentage Error

^{۱۱۴} Mean Percentage Error

در معادله (۴.۵) بجای تقسیم $y_t - \hat{y}_t$ بر y_t می‌توان نسبت متوسط‌های $y_t - \hat{y}_t$ و y_t را بر هم تقسیم نمود. لذا؛

$$MPE' = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) / T}{\sum_{t=1}^T y_t / T} \quad (۵.۵)$$

در کلیه معیارهای فوق اطلاعاتی درباره تورش سیستماتیک پیش‌بینی ارائه شده و خطاهای مثبت بوسیله خطاهای منفی خنثی می‌شوند. معیارهای بدیل دیگر که این خاصیت را ندارند، بر مقادیر مطلق خطا استوارند. این معیارها عبارتند از؛

- متوسط مطلق خطا (AAE)^{۱۱۵} یا میانگین مطلق خطا (MAE)^{۱۱۶}

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t| \quad (۶.۵)$$

- متوسط مطلق درصد خطای (AAPE)^{۱۱۷} یا میانگین مطلق درصد خطای (MAPE)^{۱۱۸}

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right| \quad (۷.۵)$$

یا به نحوی بدیل،

$$MAPE' = \frac{\sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t|}{\sum_{t=1}^T y_t} \quad (۸.۵)$$

معیارهای MPE و MAPE نیز به اقتصادسنجی‌دانان این اجازه را می‌دهند که مدل‌های مختلف را با یکدیگر مقایسه کنند. با این حال، اگر مقادیر متغیرها در طول زمان نزدیک به صفر باشد، آنگاه استفاده از معیارهای فوق می‌تواند گمراه‌کننده باشد. در چنین مواردی می‌بایست از معیارهای بدیل آنها یعنی MPE' و MAPE' و یا

^{۱۱۵} Average Absolute Error

^{۱۱۶} Mean Absolute Error

^{۱۱۷} Average Absolute Percentage Error

^{۱۱۸} Mean Absolute Percentage Error

معیارهای ME و MAE استفاده نمود. به علاوه، می توان متغیرها را به شکل درصد یک متغیر کلی استاندارد تبدیل کرد، و سپس با معیارهای متوسط یا میانگین خطا ارزیابی نمود. لازم به توضیح است که خطاهای بزرگ و غیرمعمول در دوره برون یابی می توانند نامطلوب باشند. برای کشف خطاهای بزرگ و اثر بخش تر نمودن آن ها در معیارهای ارزیابی مدل، معیارهای زیر پیشنهاد می شوند؛

- میانگین مجذور خطا (MSE)^{۱۱۹}

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (9.5)$$

معیار فوق را می توان به دو جزء زیر تجزیه نمود.

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(y_t - \hat{y}_t) - (\bar{y} - \bar{\hat{y}})]^2 + (\bar{y} - \bar{\hat{y}})^2 \quad (10.5)$$

برابری فوق میانگین مجذور خطا یا MSE را به واریانس حول میانگین خطا و مجذور تورش (مجذور میانگین خطا) تجزیه می کند. این تجزیه فوق تا حدودی مفید است زیرا جزء تورش را پس از تشخیص می توان تعدیل نمود. تجزیه دیگر عبارت فوق عبارت است از؛

$$MSE = (\bar{y} - \bar{\hat{y}})^2 + (\sigma_y - \sigma_{\hat{y}})^2 + 2(1-r)\sigma_y\sigma_{\hat{y}} \quad (11.5)$$

که در آن $\bar{y}$ ، σ_y و $\hat{y}$ ، $\sigma_{\hat{y}}$ به ترتیب عبارتند از میانگین و انحراف معیار مقادیر واقعی و شبیه سازی شده متغیر وابسته. در حالی که r عبارتست از ضریب همبستگی میان y_t و $\hat{y}_t$. با تقسیم طرفین معادله فوق بر MSE خواهیم داشت:

$$U^C = 1 - U^M - U^S \quad (12.5)$$

که در آن،

$$U^M = \frac{(\bar{y} - \bar{\hat{y}})^2}{MSE}$$

^{۱۱۹} Mean Square Error

$$U^S = \frac{(\sigma_y - \sigma_{\hat{y}})^2}{MSE}$$

که در آن U^C ، U^M و U^S به ترتیب بربرند با نسبت کوواریانس، نسبت تورش و نسبت واریانس. اگر تورش سیستماتیک در پیش‌بینی وجود داشته باشد، آنگاه U^M برابر با صفر نخواهد بود. مقدار U^S نیز نشان دهنده اختلاف واریانس پیش‌بینی از مقدار واریانس متغیر y_t است. در حالت ایده‌آل که کل خطا سیستماتیک نیست U^M و U^S برابر صفر خواهند شد. در مورد سری‌های زمانی‌ای که ذاتاً پیش‌بینی آنها مشکل است، می‌توان انتظار داشت که U^S به نحوی قابل ملاحظه از صفر متفاوت باشد.

- میانگین مجذور درصد خطا (MSPE)^{۱۲۰}

$$MSPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right)^2 \quad (۱۳.۵)$$

یا به نحوی مشابه،

$$MSPE' = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T y_t^2} \quad (۱۴.۵)$$

معیارهای خطای فوق به صورت مجذور بیان شده‌اند که ممکن است برخی مشکلات را در تفسیر نتایج ایجاد نمایند. لذا می‌توان ریشه دوم این معیارها را مورد استفاده قرار داد.

- ریشه میانگین مجذور خطا (RMSE)^{۱۲۱}

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (۱۵.۵)$$

- ریشه میانگین مجذور درصد خطا (RMSPE)^{۱۲۲}

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right)^2} \quad (۱۶.۵)$$

یا

$$RMSPE' = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T y_t^2}} \quad (۱۷.۵)$$

^{۱۲۰} Mean Square Percentage Error

^{۱۲۱} Root Mean Square Error

^{۱۲۲} Root Mean Square Percentage Error

در صورتی که انحرافات بزرگ وجود داشته باشد، RMSE بیش از MAE متوسط خطا را افزایش می‌دهد. بنابراین تفاوت‌های بزرگ میان این دو، به‌عنوان یک معیار حدسی جهت رفع انحرافات بزرگ می‌تواند مفید باشد.

MAE شبیه RMSE است اما نمی‌توان آنرا به سادگی تجزیه کرد. از طرف دیگر، معیار MAE معمولاً کوچکتر از معیار RMSE است، زیرا اهمیت کمتری به حالات حدی داده و بر T تقسیم می‌شود نه $\sqrt{T}$. هم MAE و هم MAE به واحد اندازه‌گیری وابسته‌اند. هدف از RMSPE یا MAPE آن است که هر خطا را به صورت درصد مقدار واقعی y_t بیان کند. به‌علاوه با این دو معیار می‌توان خطاها را برای مدل‌های مختلف مقایسه و ارزیابی کرد.

آخرین گروه معیارهای مورد استفاده برای ارزیابی پیش‌بینی بعد از وقوع در مدل‌های اقتصادی، عبارت است از ضرایب نابرابری تایل.^{۱۳۳} این ضرایب با توجه به تعاریف آن تا حدودی خواص و تفاسیر متفاوتی دارد.

• ضریب نابرابری U^1

$$U^1 = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{y}_t^2}} \quad (۱۸.۵)$$

صورت عبارت فوق همان RMSE است، درحالی‌که مخرج به‌گونه‌ای انتخاب شده است که مقادیر U^1 را بین صفر و یک قرار می‌دهد. برای پیش‌بینی ایده‌آل، U^1 برابر است با صفر و در حالت عکس، U^1 برابر با یک خواهد بود. لذا مقدار کم U^1 نشان‌دهنده دقت پیش‌بینی است. متأسفانه مخرج کسر هیچ تفسیری ندارد. بنابراین بدیل دیگری از ضریب نابرابری تایل یعنی U^2 پیشنهاد شده است.

$$U^2 = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t^2}} \quad (۱۹.۵)$$

همانند حالت قبل برای پیش‌بینی ایده‌آل، $U^2 = 0$ خواهد بود و می‌تواند هر مقدار مثبتی را اختیار کند. معیارهای توصیفی فوق تماماً بر حسب سطح y_t نسبت به سطح $\hat{y}_t$ ارائه شده‌اند. معیارهای خطای مشابهی را می‌توان بر حسب تغییرات یا تفاضل اول متغیرها فرمول‌بندی کرد. لذا؛

^{۱۳۳} Theil's Inequality Coefficients

$$\Delta \hat{y}_t = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}, \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

یا درصد تغییرات

$$\dot{y}_t = (y_t - y_{t-1}) / y_{t-1}, \quad \dot{\hat{y}}_t = (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) / \hat{y}_{t-1}$$

$$\tilde{y}_t = \log y_t - \log y_{t-1}, \quad \tilde{\hat{y}}_t = \log \hat{y}_t - \log \hat{y}_{t-1},$$

درحالتی که تورش سیستماتیک بیش از حد و یا کمتر از حد برآورد شده باشد، عملگرهای تفاضل، این تورش را حذف می کنند. به عبارت دیگر، خطای معیارهای تفاضل کمتر از خطاهای سطح در شبیه سازی پویاست و در طول افق زمانی، گرایش کمتری نسبت به افزایش دارد. درصد تورش ثابت نیز، به نحوی مشابه متفاوت است با درصد تغییر یا تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیر. ضمن آنکه درصد تغییرات نیز ممکن است گرایشی به انباشت خطا نداشته باشند. بنابراین، معیارهایی که به نحو مساعد تعدیل شده باشند می توانند تولنایی مدل در ارزیابی نقاط عطف را نشان دهند. لذا گاهی اوقات معیارهای دیگری جهت ارزیابی مدل مورد استفاده قرار می گیرد. یکی از این گونه معیارها عبارت است از؛

$$U^{2\Delta} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \Delta \hat{y}_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \Delta y_t^2}} \quad (20.5)$$

که در آن $U^{2\Delta} = 1$ معادل است با پیش بینی وضع موجود، یعنی $\Delta \hat{y} = 0$. می توان از این معیار برای مقایسه عملکرد پیش بینی مدل هایی که بر اساس داده های با تواتر یا فرکانس متفاوت بوجود می آیند استفاده کرد. بجای تفاضل گیری جهت محاسبه خطاها، می توان از جمع تراکمی آنها استفاده نمود. این امر به معنی مقایسه $\sum_{i=1}^F y_{t+i}$ با $\sum_{i=1}^F \hat{y}_{t+i}$ است. اگر خطاها گاهی مثبت و گاهی منفی، با مقدار مطلق برابر در یک الگوی پراکنده و بی نظم توزیع شده باشند، جمع تراکمی در طی فواصل زمانی طولانی تر، گرایش به حذف خطاهای مربوط به فواصل کوتاه تر دارد. بنابراین خطاهای سالانه کمتر از خطاهای فصلی است که به دلیل خنثی شدن خطاهاست. در این حالت، واریانس است که کاهش می یابد نه اجزاء تورش.

۳.۵. معیارهای تحلیلی خطا

تاکنون معیارهای توصیفی خطا را بررسی کردیم. اکنون یک معیار تحلیلی، یعنی انحراف معیار پیش‌بینی را مورد مطالعه و بررسی قرار می‌دهیم. یک فرمول کلاسیک برای خطای پیش‌بینی یا برون‌یابی در حالت تک‌معادله‌ای $y_t = \sum_{i=1}^m b_i x_{it} + e_t$ عبارت است از:

$$\begin{aligned} \text{var } y_t &= \text{var}(\sum_{i=1}^m b_i x_{it}) + \text{var}(e_t) \\ &= \sum_{i,j} \text{cov}(b_i b_j) x_{it} x_{jt} + \text{var } e_t \\ &= \text{var } e_t (\sum_{i,j} m^{ij} + 1) \\ \|m^{ij}\| &= 1/T (X'X)^{-1} \end{aligned} \quad (21.5)$$

که در آن X ماتریس داده‌های $x_{1t}, \dots, x_{mt}$ برای $t = 1, \dots, T$ است. یک خاصیت اساسی این فرمول عبارت است از استقلال میان جزء تابع برازش شده و خطای پسماند. بنابراین واریانس مجموع برابر جمع واریانس‌هاست. برای برون‌یابی، اگر چه b_i ها تابعی از متغیرهای تصادفی می‌باشند اما e_t مستقل از $\sum b_i x_{it}$ است. b_i ها تابع خطی از e_t است، درحالی‌که واریانس پسماند برای برون‌یابی بطور مستقل و خارج از نمونه بدست می‌آید. در درون نمونه، استقلالی وجود نخواهد داشت، اما برآوردهای سازگار b_i به مقادیر خود در جامعه آماری همگرا می‌شوند.

$$\text{Plim } b_i = \beta_i$$

وجود خطای شبیه‌سازی مربوط به e_t بدیهی است. لذا باید خطای ناشی از این واقعیت که b_i ها برآوردهای نمونه آماری می‌باشند را نیز در نظر بگیریم. عبارت $\sum_{i,j} \text{cov}(b_i b_j) x_{it} x_{jt}$ اطلاعات ناقصی از ضرایب بدست می‌دهد، اما باید تأکید کرد که این جمله یک فرم درجه دوم از متغیرهای مستقل است و با بزرگ شدن $x_{it} x_{jt}$ سرعت افزایش می‌یابد.

علاوه بر خطاهای e_t و b_i ، ممکن است خطای شبیه‌سازی ناشی از x_{it} باشد. این خطا برای شبیه‌سازی بعد از وقوع قابل اغماض است اما برای پیش‌بینی این‌گونه نیست. اگر خطای اندازه‌گیری در x_{it} وجود داشته باشد، آنگاه عبارت کامل انحراف معیار پیش‌بینی عبارت است از؛

$$\text{var } y_t = \sum_{i,j} \text{cov}(b_i b_j) x_{it} x_{jt} + \sum_{i,j} \text{cov}(x_{it} x_{jt}) b_i b_j + \text{var } e_t \quad (22.5)$$

در این قسمت دو تعمیم مستقیم از انحراف معیار فرمول پیش‌بینی لازم است مورد توجه قرار گیرد. یکی در خصوص روابط پویا، و دیگری برای سیستم‌های معادلات همزمان پویا و یا ایستاست. رابطه پویای y_{t-i} بنابراین $y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{it} + e_t$ دقیقاً شبیه حالت ایستا در شبیه‌سازی‌های تک دوره‌ای است. برای مقادیر دوباره تعریف شده x_{it} است. اگر m را گسترش دهیم آنگاه می‌توان فرمول‌های قبلی را مورد استفاده قرار داد. اما در شبیه‌سازی‌های چند دوره‌ای باید خطای تراکمی در y_{t+f-i} را به عنوان مقادیر ورودی برای محاسبه y_{t+f} به حساب آورد. در این حالت، فرمول تعمیم یافته که خطا در متغیرهای سمت راست را بتواند در نظر بگیرد مورد استفاده قرار می‌گیرد.

فرمول‌بندی سیستم معادلات برای حالت ایستا مستلزم محاسبه انحراف معیار پیش‌بینی سطر i ام از $e_t = y_t + \hat{A}^{-1} \hat{B}x$ است. معادله i ام فرم تقلیل یافته عبارت است از:

$$y_{it} = -\sum_{j,k} \hat{\alpha}^{ij} \hat{\beta}_{jk} x_{kt} + \sum_{j=1}^n \hat{\alpha}^{ij} e_{jt} \quad (23.5)$$

محاسبه واریانس y_{it} مستلزم محاسبه واریانس - کواریانس $\sum_{j=1}^n \hat{\alpha}^{ij} \hat{\beta}_{jk}$ و واریانس $\sum_{j=1}^n \hat{\alpha}^{ij} e_{jt}$ است که عباراتی غیرخطی بر حسب پارامترهای برآوردی A و B خواهند بوده و منشأ پیچیدگی بشمار می‌روند.

با شبیه‌سازی کل سیستم در طول دوره نمونه، خطای پیش‌بینی $y_{it} - \hat{y}_{it}$ برای $t=1,2,\dots,T, i=1,2,\dots,n$ برآوردهایی از خطاهای فرم تقلیل یافته و یا مقید است و واریانس نمونه این عبارت برآوردی از

$$\text{Var} \left(\sum_{j=1}^n \hat{\alpha}^{ij} e_{jt} \right) \text{ را بدست می‌دهد. عبارت عمومی عبارت است از:}$$

$$E v_t v_t' = E(A^{-1} e_t)(A^{-1} e_t)' = A^{-1} \sum_e (A^{-1})'$$

که بوسیله رابطه زیر تخمین زده می‌شود

$$\hat{A}^{-1} \sum_e (\hat{A}^{-1})'$$

می توان $\sum e$ را از ماتریس واریانس-کواریانس خطاهای معادلات ساختاری برآورد کرد. سپس می توان همانند فوق آنها را با ضرب کردن در $(\hat{A}^{-1})'$ تغییر داد. به نحوی بدیل، می توانیم $\sum v$ را مستقیماً از خطاهای فرم تقلیل یافته محاسبه نمود.

ارزیابی واریانس ضرایب x_{kt} در فرم تقلیل یافته مشکل تر است. تنها از طریق استفاده از روش های تقریب می توان واریانس $\sum_{j,k} \hat{\alpha}^{ij} \hat{\beta}_{jk} x_{kt}$ را محاسبه کرد. این روش های تقریب عبارت فوق را بر حسب عناصر $\hat{A}$ و $\hat{B}$ خطی نموده و از فرمول های مجانبی برای کواریانس های ضرایب میان معادلات و همچنین درون معادلات استفاده می کند. تقریب های خطی و نتایج مجانبی ممکن است در عمل بسیار مشکل باشند و عموماً برای سیستم های غیرخطی که فرم های کاهش یافته صریحی ندارند غیرقابل استفاده باشند. بنابراین پیشنهاد می شود از روش شبیه سازی عددی که به نحوی کارا و همزمان می تواند مدل های خطی و غیرخطی، ساختارهای پویای ساده و پیچیده را براحتی حل کند استفاده نمود.

روی کرد شبیه سازی عددی جهت حل سیستم معادلات به صورت زیر می باشد. مدل اولیه عبارت است از:

$$A(L)y_t + Bx_t = e_t \quad (24.5)$$

که در آن $e_t \approx N(0, \sum)$ از نمونه مشاهده شده $y_1, y_2, \dots, y_t$ و $x_1, x_2, \dots, x_t$ با وقفه ای مناسب برای مقادیر شروع قبل از دوره $t=1$ استفاده می شود تا برآوردهائی از $\hat{A}(L)$ ، $\hat{B}$ و $\hat{\Sigma}$ بدست آید. ترجیحاً، پارامترها را باید با یک روش سازگار و همچنین کارا برآورد نموده و فرض می کنیم که $\hat{A}(L)$ ، $\hat{B}$ و $\hat{\Sigma}$ پارامترهای واقعی سیستم معادلات رفتاری می باشند. اکنون اعداد تصادفی $\hat{e}_t^{(1)}$ را انتخاب می کنیم و به آنها، ماتریس واریانی-کواریانس $\hat{\Sigma}$ برآورد شده را منتسب می کنیم. با عنایت به اینکه مقادیر y_t در این سیستم معادلات نامعلوم است، مقادیر انتخاب شده اعداد تصادفی، مقادیر متغیرهای برونزا و شرایط اولیه ما قبل نمونه، بواسطه $\hat{A}(L)y_t + \hat{B}x_t = \hat{e}_t^{(1)}$ ، مقدار $y_t^{(1)}$ را بدست می آوریم. در این خصوص از روش عددی گاوس-سیدل^{۱۳۴} برای حل پویای مدل، که آنرا "شبه نمونه" می نامیم استفاده نموده و مقادیر $y_t^{(1)}$ برای $t=1, 2, \dots, T$ بدست می آوریم.

انتخاب مجموعه ای تکراری $\hat{e}_t^{(s)}$ ، با ثابت بودن $\hat{A}(L)$ ، $\hat{B}$ و x_t ما را قادر می سازد S شبه نمونه $y_t^{(s)}$ برای $t=1, 2, \dots, T, s=1, 2, \dots, S$ را ایجاد کنیم. با هر شبه نمونه از y_t و x_t می توان پارامترهای $\hat{A}^{(s)}(L)$ ، $\hat{B}^{(s)}$ را برآورد نموده و مجموعه ای از S مدل برآورد شده را بدست آورد.

^{۱۳۴}Gauss-Seidel

از هر مدل در مجموعه تکرار شده، می‌توان برون‌یابی‌ای برای مقادیر x_{T+j} ارائه داد. برای این مجموعه برون‌یابی شده، مقادیر جدیدی برای $\hat{e}_{t+j}$ از جامعه با توزیع نرمال $N(0, \Sigma)$ استخراج خواهد شد. انحراف معیار توزیع برون‌یابی‌ها برای هر x_{T+j} (در تکرارهای متعدد) برآوردی از انحراف معیار پیش‌بینی بدست می‌دهد. نکته ابهام انگیز در این رویه، این فرض است که پارامترهای برآورد شده از داده‌های حقیقی همان مقادیر جامعه آماری هستند. مزیت و حسن رویه فوق در این است که به طور اتوماتیک تغییر پارامترها و واریانس خطای پسماند را با تمام تعامل‌های آن در یک مدل پویا به حساب می‌آورد. لازم به توضیح است که سایر منابع خطا یعنی خطا در x_t ، خطا در شرایط اولیه و یا تغییرات ساختاری معین را می‌توان براحتی در تجزیه و تحلیل‌های عددی وارد کرد. این روش، برآوردی از واریانس خطای پیش‌بینی به دلیل تغییرات ضرایب و وجود اخلال‌ها را به دست می‌دهد. لذا در سیستم‌های بزرگ، پویا و غیرخطی، روش تجزیه و تحلیل عددی عملی‌ترین راه برای برآورد انحراف معیار پیش‌بینی است.

وقتی می‌خواهیم اعتبار مدل را بسنجیم خطا یک مفهوم مطلق نیست. معیارهای توصیفی خطا را می‌توان با خطاهای قابل انتظار بر مبنای انحراف معیار پیش‌بینی مقایسه کرد. اگر مقدار مطلق یک خطا کمتر از $k\sigma_{y,T+j}$ (σ_y همان انحراف معیار پیش‌بینی متغیر y است) باشد، در اینصورت ممکن است نتیجه بگیریم خطای پیش‌بینی در سطح احتمال مورد نظر که متناسب است با k ، کمتر از مقداری است که انتظار داشتیم. برای مدل‌های بزرگ، ممکن است از این قاعده سرانگشتی استفاده شود که در فرایندهای اقتصادی یا اجتماعی محاسبات دقیق پالایش یافته برای بخشی بزرگی از فعالیت‌ها بطور عام موجه نیست، لذا k برابر یک در نظر گرفته می‌شود. اگر در ۶۰ تا ۷۰ درصد مواقع در قضاوت صحیح رفتار کنیم، آنگاه در آینده پیش‌بینی قابل قبولی را ارائه نموده‌ایم. لذا مقدار $k=1$ تقریباً با ایجاد متغیرهای اقتصادی در ۶۰ تا ۷۰ درصد مواقع، سازگار است.

۴.۵. برخی محدودیت‌های دقت شبیه‌سازی

در مدل‌های اقتصادی، خطا که بخشی جدائی ناپذیر از اندازه‌گیری است نه تنها در دوره درون-نمونه بلکه در دوره برون-نمونه نیز همواره وجود دارد. با توجه به وجود خطا در داده‌های مشاهده شده، برای اقتصادسنجی دانانی که با این اطلاعات و داده‌ها سروکار دارند، این سؤال مطرح است که چه سطحی از خطا قابل اغماض می‌باشد؟ بعنوان مثال مشخص نیست چه مقدار خطا در اندازه‌گیری GDP پذیرفتنی است. یکی از موارد ایجاد خطای اندازه‌گیری عبارت است از بررسی مقادیر معمول، تجدید نظر و تعدیل شده داده‌ها. آمارهای سالانه درآمد ملی و اجزاء آن در اقتصاد ایران ابتدا بصورت برآوردی و سپس داده‌های

مقدماتی و معمولاً ناقص اعلام می‌شوند. نهایتاً با آشکار شدن اطلاعات کامل و دقیق، ارقام غیرنهایی و سپس ارقام نهایی تولید و در اختیار همگان قرار می‌گیرد. بنابراین، در فرآیند تولید داده‌های نهایی عدم قطعیتی وجود دارد که احتمالاً به بزرگی خطای اندازه‌گیری شده شبیه‌سازی در یک دوره بعد خواهد بود. تنها در مورد خطاهای همراه با افق‌های برون‌یابی بیش از یک سال است که بنظر می‌رسد، خطاهای اندازه‌گیری شده شبیه‌سازی بیش از خطای داده‌های آماری باشند.

قبلاً نیز خاطر نشان شد که خطای اندازه‌گیری به منابع دیگری از خطا در فرمول انحراف معیار پیش‌بینی نیز وابسته‌اند. عموماً فرض می‌شود شرایط اولیه و متغیرهای برون‌زا عاری از خطا هستند، اما این امر مصداق ندارد. مقادیر اولیه که شامل تمام مقادیر اجزاء حسابداری درآمد ملی، شاخص قیمت‌ها، نرخ‌های دستمزد، سطح اشتغال و بیکاری، درآمد و هزینه‌های دولت و متغیرهای پولی و غیره می‌باشند، معمولاً در معرض تجدید نظر قرار دارند. این امر بویژه در پیش‌بینی قبل از وقوع مصداق دارد زیرا شرایط اولیه که برآوردی و بسیار مقدماتی است، برای شروع سریع رویه شبیه‌سازی قبل از وقوع، لازم است.

به علاوه، برخی متغیرها مثل ثروت، موجودی سرمایه و همچنین جمعیت مستقیماً قابل اندازه‌گیری نیستند و فقط می‌توان آنها را برآورد نمود. در نتیجه، ارقام منتشر شده رسمی این متغیرها، به روش مورد استفاده که اغلب یکسان نیست بستگی دارد. در این موارد، تقریباً غیرممکن است این متغیرها را بدون دانستن جزئیاتی درباره روش‌های مورد استفاده در ادارات آمار، پیش‌بینی کرد.

مسائل بسیاری است که سبب تغییر تعریف یا طبقه‌بندی برخی متغیرهای کلان مثل نرخ بیکاری، شاخص هزینه زندگی و ... می‌شود. چنانچه در تعاریف تجدید نظر صورت گیرد، آنگاه امکان ایجاد سری‌های زمانی کاملاً سازگار که گذشته (بر مبنای تعریف قدیم)، حال (بر مبنای تعاریف کنونی) و آینده (بر مبنای تعریف جدید) را در برگیرد وجود نخواهد داشت.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود دقت روش‌های محاسباتی و اندازه‌گیری داده‌ها، بررسی‌های عمیق و یا سطحی روابط بنیادین اقتصادی، انتخاب روش مناسب ایجاد داده‌ها و همچنین تغییر در تعاریف آنها و ... در تحلیل شبیه‌سازی، ما را با مغایرت‌های قابل ملاحظه و توضیح داده نشده‌ای روبرو می‌سازد. بدون شک جهت دسترسی به سطح بالاتری از دقت شبیه‌سازی، لازم است مدل مورد نظر با توجه به نکات فوق شبیه‌سازی شود. اما این سؤال جدی همواره وجود دارد که آیا می‌توان به سطح بسیار بالایی از دقت دست یافت؟

خطاها ممکن است به روش‌های گوناگون برای درون‌یابی (دوره درون نمونه) و برای برون‌یابی (خارج از دوره نمونه) ایجاد شوند. آنها می‌توانند قبل از وقوع، یا بعد از وقوع بوجود آیند. خطاهای درون‌یابی همگی خطاهای بعد از وقوع می‌باشند. به علاوه خطاها را می‌توان برای تک دوره‌ای یا چند دوره‌ای، با حل مدل

بدست آورد. خطاهای شبیه‌سازی چند دوره‌ای می‌توانند ابعاد و اندازه‌های مختلف داشته باشند. دو جنبه بسیار مهم خطای مدل عبارت است از:

- هنگامی که طول دوره شبیه‌سازی افزایش می‌یابد خطا نیز متراکم شده و افزایش می‌یابد. این یک جلوه تجربی از تراکم خطا در حل سیستم معادلات پویا و باوقفه توزیعی خطی است.
- خطای برون‌یابی بزرگتر از خطای درون‌یابی است.

از آنجا که خطاها در درون دوره نمونه به اندازه کافی کوچک است، کاربرد سیستم معادلات اقتصادی برای مقاصد سیاست‌گذاری اغلب مفید خواهد بود.

عموماً در شبیه‌سازی، متغیرهای هموارتر با درصد خطای کمتری نسبت به متغیرهای فرار و دارای واریانس بالا محاسبه می‌شوند. خطای شبیه‌سازی‌های شاخص قیمت‌ها بمراتب کوچک‌تر از خطای شبیه‌سازی نرخ ارز می‌باشد.

معمولاً شبیه‌سازی بسیار مناسب و مساعد برای مدل‌های اقتصاد سنجی، مربوط به متغیرهای کلان و ملی است، و مدل‌های منطقه‌ای، مدل‌های بازار، و مدل‌های بین‌المللی همگی در معرض خطاهای بیشتری قرار دارند. در شبیه‌سازی مدل‌های منطقه‌ای ممکن است با خطای بزرگی روبرو شویم، در حالی که این خطا برای شبیه‌سازی دوره نمونه برای متغیرهای کلان بمراتب کمتر خواهد بود.

نمودارهای (1.5) الی (11.5) مقادیر واقعی و همچنین شبیه‌سازی ایستا و پویای برخی از متغیرهای مدل پیشنهادی اقتصاد ایران را در طی دوره زمانی 1372Q1 تا 1382Q4 و یا 44 فصل نشان می‌دهد. در جدول (1.5) نیز نتایج کلی معیارهای توصیفی خطا که مبتنی بر شبیه‌سازی ایستا و پویاست برای کلیه متغیرهای درون‌زای سیستم معادلات اقتصاد ایران محاسبه و ارزیابی شده است. این معیارها به ترتیب عبارتند از، ریشه میانگین مجذور خطا ($RMSE$)، ضریب نابرابر تایل (U^I)، نسبت تورش (U^M)، نسبت واریانس (U^S) و نسبت کوواریانس (U^C). همان‌گونه که ملاحظه می‌شود مقادیر معیارهای توصیفی خطا حاکی از دقت خوب مدل و لذا قابلیت اعتماد بدان جهت مقاصد سیاست‌گذاری و پیش‌بینی است.

5.5. شبیه‌سازی تصادفی

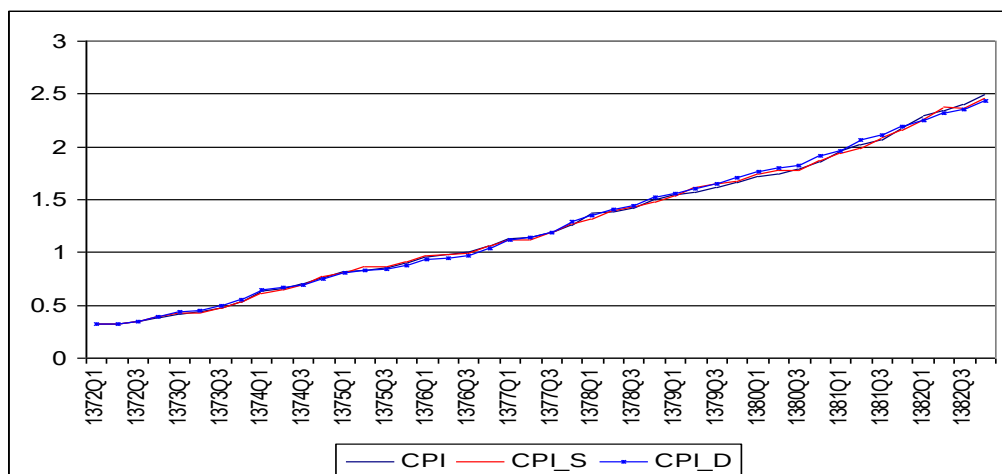
اگر تمامی جملات اخلاص موجود در معادلات رفتاری را برابر مقدار انتظاریشان، یعنی مساوی صفر قرار دهیم، آنگاه سیستم معادلاتی بدون اجزاء خطا خواهیم داشت. از آنجا که برآورد پارامترهای معادلات رفتاری

سیستم به مقادیر نمونه آماری بستگی دارد، و این مقادیر با فرض عدم وجود اجزاء اخلاص در معادلات ثابت فرض می‌شوند، آنگاه پارامترهای برآورد شده در معادلات نیز قطعی و معین بوده، و اینطور وانمود می‌شود که برآوردهای نمونه آماری در واقع همان مقادیر پارامترهای حقیقی جامعه هستند. شبیه‌سازی این گونه از سیستم‌های بدون اجزاء خطا را شبیه‌سازی قطعی نامیده و بدلیل سادگی محاسبات و فهم آسان آن، عموماً از آن‌ها استفاده می‌شود.

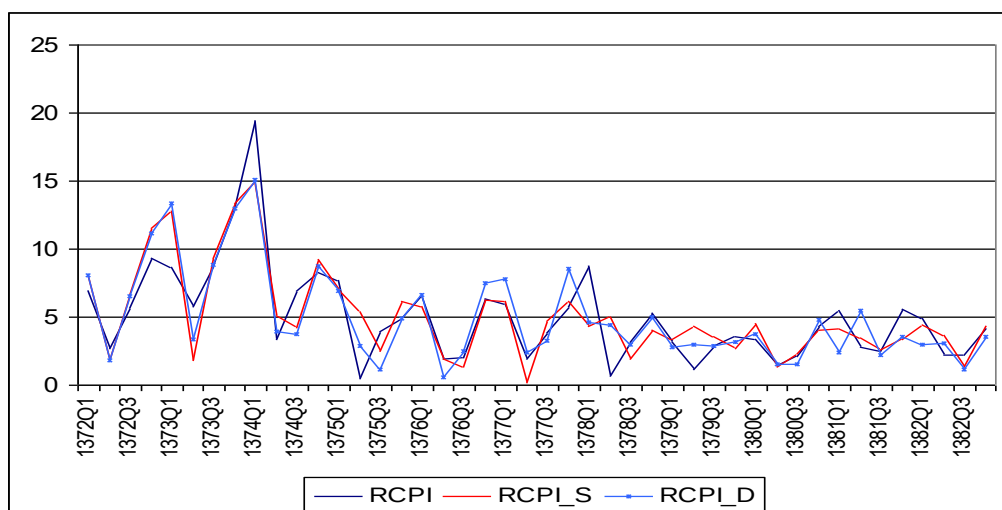
برخلاف شبیه‌سازی قطعی، در شبیه‌سازی تصادفی بدلیل وجود اجزاء اخلاص در معادلات رفتاری، پارامترهای برآورد شده هر مدل، تصادفی بوده و لذا شبیه‌سازی مدل بر مبنای این فروض نیز تصادفی خواهد بود. هزینه شبیه‌سازی در چنین مواردی بالاتر، اما اطلاعات حاصله از آن بسیار ارزشمندتر خواهد بود. شبیه‌سازی تصادفی اجازه می‌دهد تا رفتار چرخه‌ای متغیرهای درون‌زا را بازسازی نمود، بطور رساتر پیامد شوک‌های وارد بر سیستم اقتصادی بدلیل سیاست‌های مختلف و یا رژیم‌های سیاستی را تجزیه و تحلیل کرد، استنتاج آماری به‌عمل آورد و فرضیات دیگری را نیز آزمون نمود. با این حال دلیل اصلی استفاده از شبیه‌سازی تصادفی می‌تواند ملحوظ نمودن انحراف معیار اجزای اخلاص و پارامترهای برآورد شده جهت محاسبه درجه اطمینان برای پیش‌بینی در یک فاصله اطمینان خاص باشد.

توزیع‌های دقیق نمونه، هم برای برآوردگرها و هم پیش‌بینی متغیرها بسیار پیچیده‌تر از آن است که بتوانیم آنها را بطور تحلیلی استخراج کنیم. این موضوع حتی برای مدل‌های خطی نیز مصداق دارد. از طرف دیگر، راه حل نقطه‌ای قطعی لزوماً با هر یک از خواص این توزیع‌ها مطابقت نخواهد کرد. معمولاً دو گزینه برای حل این مشکل وجود دارد. نخستین راه حل عبارت است از استفاده از تقریب توزیع نرمال برای نمونه که می‌توان آنرا با راه‌حل‌های کاملاً تحلیلی و با مدل‌های خطی و غیرخطی مختلط انجام داد. راه حل دوم نیز بر اساس نمونه‌گیرهای تجربی به روش مونت کارلو است. در این حالت نیز

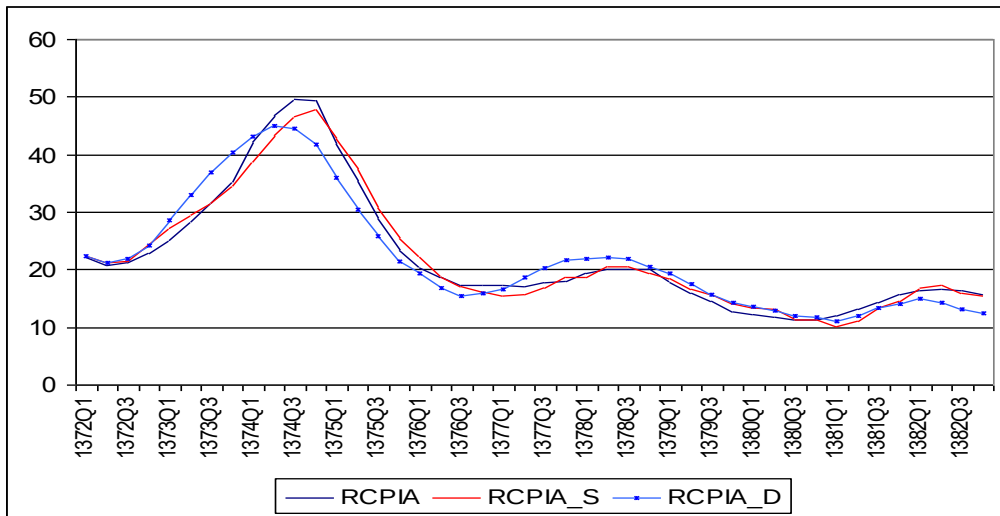
نمودار (۱.۵) شاخص قیمت مصرف کننده و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



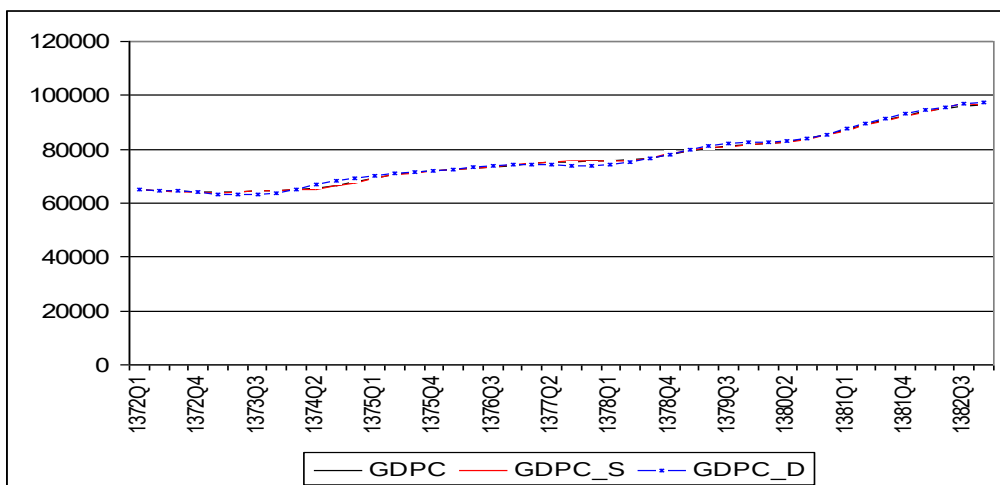
نمودار (۲.۵) تورم فصلی و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



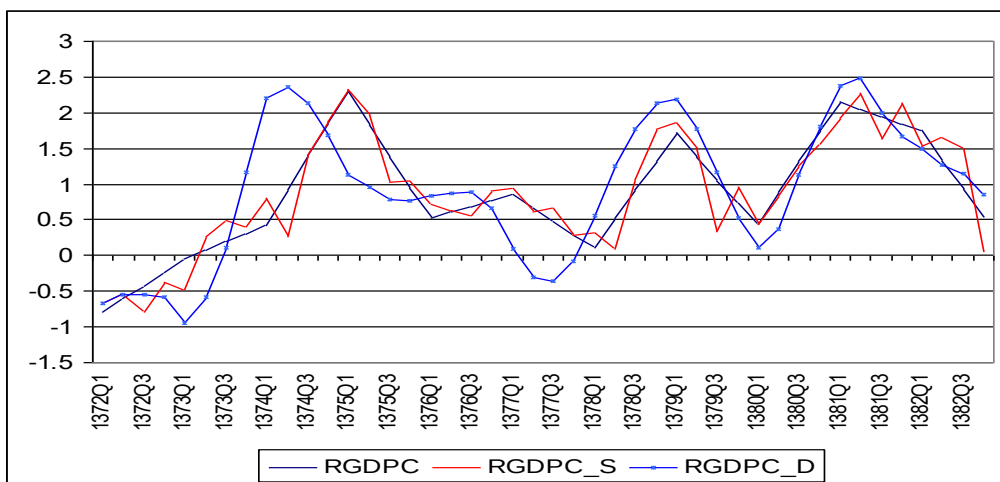
نمودار (۳.۵) تورم سالانه و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



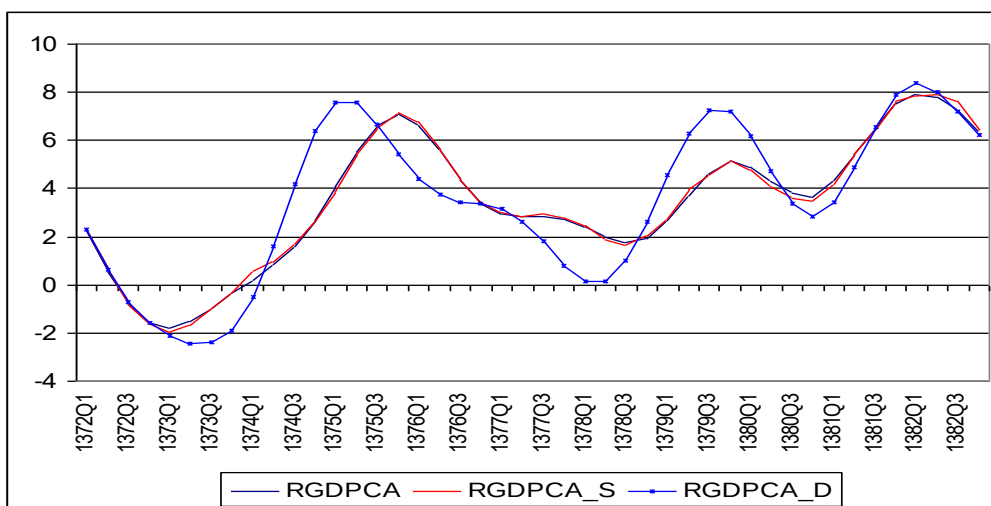
نمودار (۴.۵) تولید ناخالص داخلی واقعی و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



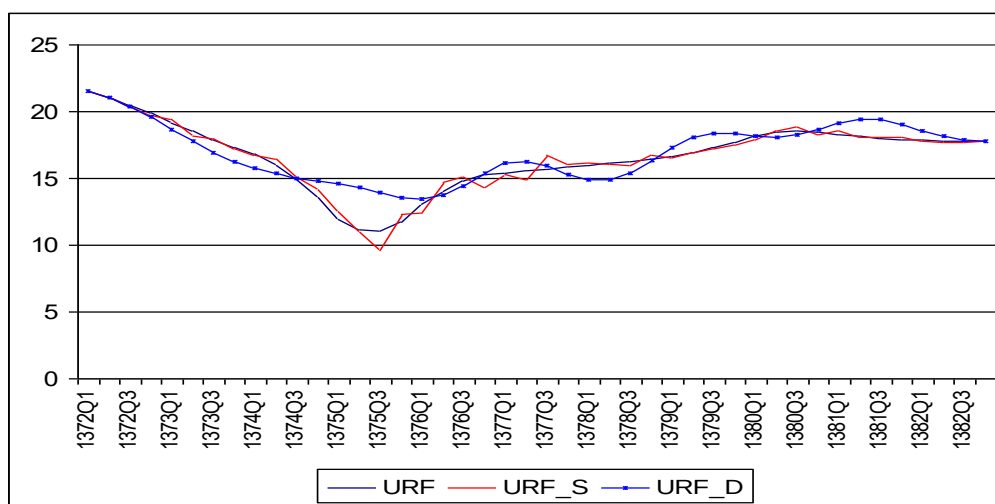
نمودار (۵.۵) رشد تولید ناخالص داخلی فصلی و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



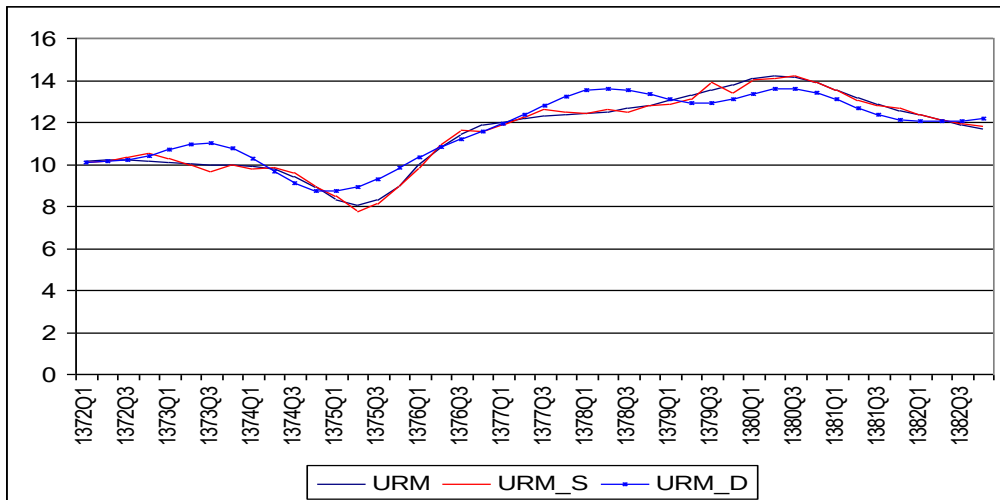
نمودار (۶.۵) رشد تولید ناخالص داخلی سالانه و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



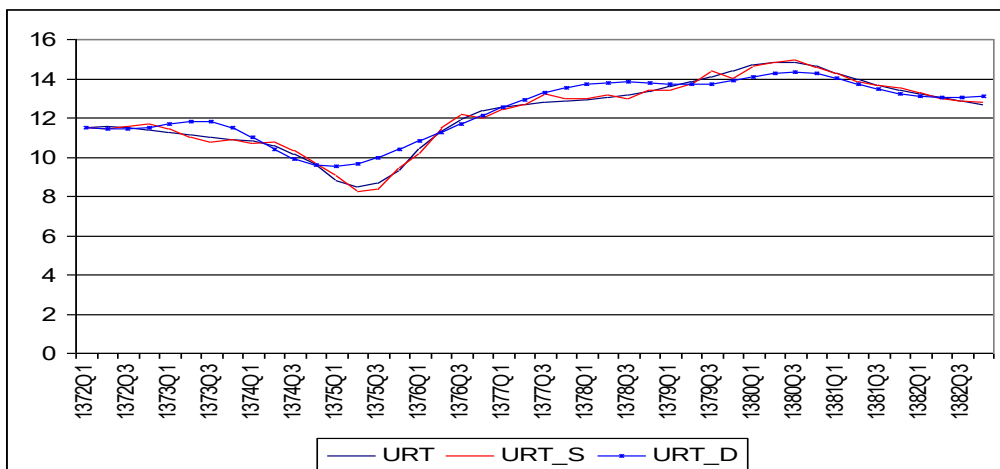
نمودار (۷.۵) نرخ بیکاری زنان و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



نمودار (۸.۵) نرخ بیکاری مردان و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا

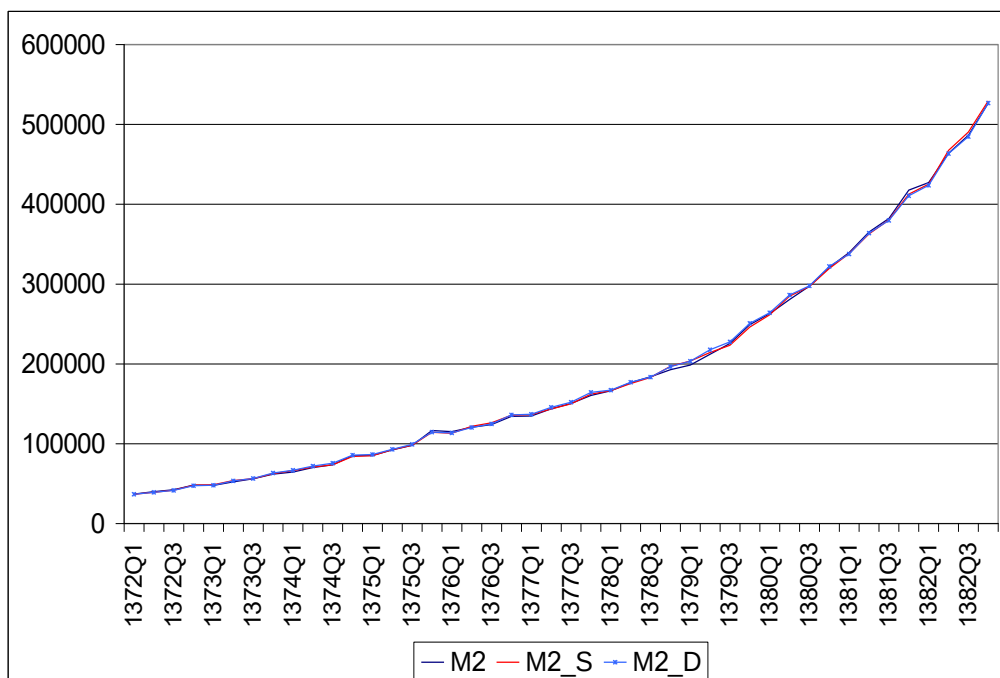


نمودار (۹.۵) نرخ بیکاری و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



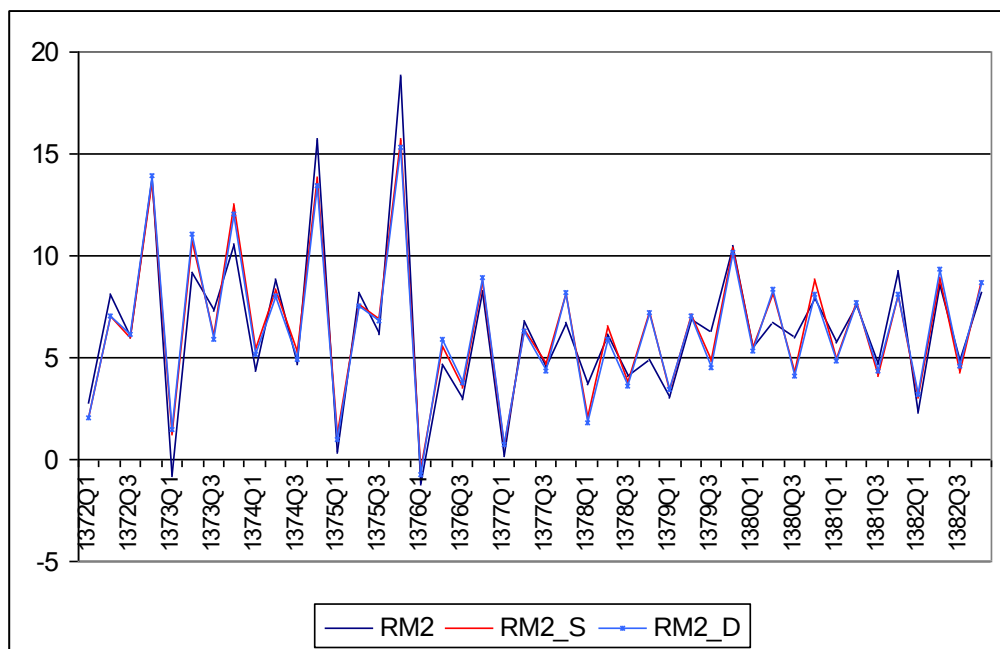
نمودار (۱۰.۵)

نقدینگی و مقادیر شبیه‌سازی شده ایستا و پویا



نمودار (۱۱.۵)

رشد نقدینگی و مقادیر شبیه سازی شده ایستا و پویا



جدول (١.٥)

	Theil Inequality Coefficient		RMSE		Bais Proportion	
	Static	Dynamic	Static	Dynamic	Static	Dynamic
BDCBL						
BDCBS						
BOP\$						
BSPI						
CFCC						
CISC						
CPI						
CPII						
CUAB\$						
CURB						
CURBDD						
CURP						
CURPDD						
DD						
EF						
EM						
ESF						
ESM						
ET						
EXG\$						
EXGC						
EXGO						
EXGO\$						
EXGOC						
EXGOG						
EXGOG\$						
EXGOGC						
EXGS						
EXGSC						

EXRFM						
EXROM						
EXRP						
EXS						
	Theil Inequality Coefficient		RMSE		Bais Proportion	
	Static	Dynamic	Static	Dynamic	Static	Dynamic
EXS\$						
EXSC						
FCEC						
GANFA						
GCEX						
GDNFA						
GDPC						
GDPCD						
GDPDEF						
GFCEC						
GFCFC						
GFCFGC						
GFCFPC						
GNLB						
GNPC						
GNSC						
GOB						
GREV						
IIMGI						
IIMSI						
IMEXGS						
IMG						
IMG\$						
IMGC						
IMGS						
IMGSC						
IMPI						

IMS						
IMS\$						
IMSC						
IMXPI						
INC						
IPFII						
	Theil Inequality Coefficient		RMSE		Bais Proportion	
	Static	Dynamic	Static	Dynamic	Static	Dynamic
IRFII						
IXGOGI						
IXPI						
IXSI						
KS						
KSC						
LFF						
LFM						
LFT						
M ¹						
M ²						
MB						
MBU						
MDC						
MPI						
MUL						
NEXGSC						
NGDNFA						
NI						
NIC						
NICP						
NIP						
NNSC						
NTAXIDC						

P1・MF						
P1・MM						
PFCEC						
PFI						
PFI\$						
POP						
PPI						
PRF						
PRM						
	Theil Inequality Coefficient		RMSE		Bais Proportion	
	Static	Dynamic	Static	Dynamic	Static	Dynamic
QM						
RCPI						
RCPIA						
RCPIQ						
RFI						
RFI\$						
RGDPC						
RGDPCA						
RGDPCQ						
RM ²						
RM ² A						
SER\$						
SVP1・MF						
SVP1・MM						
TAX						
TAXD						
TAXID						
TB\$						
TOTADC						
UF						
UM						

URF	۱	۲	۳	۴	۵	۶
URM	۱	۲	۳	۴	۵	۶
URT	۱	۲	۳	۴	۵	۶
URTA	۱	۲	۳	۴	۵	۶
UT	۱	۲	۳	۴	۵	۶
WH	۱	۲	۳	۴	۵	۶
WHC	۱	۲	۳	۴	۵	۶
XPI	۱	۲	۳	۴	۵	۶

دو روش انتخاب وجود دارد. استفاده از فنون شبیه‌سازی صرف، و یا ترکیب نمودن شبیه‌سازی با برآورد مجدد پارامترهای مدل. در این قسمت شبیه‌سازی تصادفی و یا پارامتریک را مورد بررسی قرار می‌دهیم. چنانچه متغیرهای برون‌زا شناخته شده باشند، آنگاه بردار خطای پیش‌بینی را می‌توان به دو بخش خطای ناشی از این واقعیت که ضرایب ساختاری و همچنین جملات اخلاص ساختاری با قطعیت شناخته شده نیستند تقسیم نمود. بنابراین می‌توان اثر هر دو جزء را بطور مجزا تجزیه و تحلیل کرد و واریانس پیش‌بینی را با جمع واریانس برآورد شده هر دو جزء بدست آورد.

برای تجزیه و تحلیل جزئی که تابعی از جملات تصادفی است می‌بایست یک جمله خطای مناسب را در هر معادله برای هر دوره زمانی شبیه‌سازی اضافه کرد. در حالتی که مدل یا سیستم خطی است، این امر عبارت است از اضافه کردن $[A(L)]e'_t$ به شبیه‌سازی قطعی مدل. در حالت غیر خطی e_{it} به سمت راست هر معادله، به‌صورت یک مقدار عددی و قبل از شروع الگوریتم تکرار هر دوره، اضافه می‌شود و در طی دوره زمانی تکرار، بصورت یک مقدار ثابت در آن نگهداری خواهد شد. در دوره بعد مجموعه جدیدی از نمونه‌های تصادفی بدست می‌آوریم و فرایند را تکرار می‌کنیم. اعداد تصادفی مناسب، می‌بایست از نمونه‌ای برآورد شود که آن نمونه، خواص تصادفی مدل واقعی را هر چه دقیق‌تر نشان دهد. یک راه ساده و کارآمد برای حالتی که ماتریس واریانس-کواریانس اجزاء خطاء از رتبه کامل نباشد، بوسیله رابطه زیر تعریف می‌شود،

$$(1/\sqrt{T})ER = \frac{1}{\sqrt{T}} \begin{bmatrix} e_1 & e_2 & \cdots & e_T \\ e_{T+1} & e_{T+2} & \cdots & e_{2T} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ e_{(s-1)T+1} & e_{(s-1)T+2} & \cdots & e_{sT} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \cdots & r_{1n} \\ r_{21} & r_{22} & \cdots & r_{2n} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ r_{T1} & r_{T2} & \cdots & r_{Tn} \end{bmatrix} \quad (25.5)$$

که در آن $e \approx N(0,1)$ و r_{ij} برآورده جزء پسماند معادله j در زمان t می باشد. عناصر e دنباله ای از مقادیر متغیر تصادفی مستقل با توزیع نرمال، میانگین صفر و واریانس یک می باشند. عناصر r نیز عبارتند از اجزاء پسماند معادلات مختلف سیستم. ابعاد ماتریس تصادفی $(1/\sqrt{T})ER$ برابر است با $s \times n$ که در شبیه سازی n متغیر برای s دوره بعد بکار می رود. عناصر این ماتریس نیز عبارت است از،

$$\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T e_{iT+t} r_{ij}$$

واریانس عنصر i, j آن عبارت است از،

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{ij}^2 \sigma_{eiT+1}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{ij}^2 \quad (26.5)$$

زیرا e متغیری مستقل (کواریانس بین e_{iT+t} و $e_{iT+t'}(t \neq t')$ برابر صفر است) با توزیع نرمال و واریانس

واحد است. کواریانس بین عناصر i, j و i, k برابر است با،

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{ij} r_{ik} \sigma_{eiT+1}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{ij} r_{ik} \quad (27.5)$$

علاوه بر این، ممکن است برخی خواص سریالی را نیز حفظ کنیم. اگر متغیرهای تصادفی e را به شکل زیر سازمان دهی کنیم، آنگاه ماتریسی با عناصر تصادفی ای بدست می آوریم که کواریانس سریالی مشابهی نظیر مقادیر نمونه دارد،

$$\begin{bmatrix} \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 & \dots & \theta_T \\ \theta_{t+1} & \theta_1 & \theta_2 & \dots & \theta_{T-1} \\ \theta_{t+2} & \theta_{t+1} & \theta_1 & \dots & \theta_{T-2} \\ \vdots & & & & \\ \theta_{ts-1} & \theta_{Ts-2} & \theta_{ts-3} & \dots & \theta_{s-2} \end{bmatrix}$$

سطر اولیه این ماتریس از متغیرهایی که مستقل اند ساخته می شود. در سطر دوم، ابتدا یک عنصر جدید اضافه شده و سپس در آن تمام عناصر سطر اول یک ستون به سمت راست جابجا می شوند. در سطر بعد یک عنصر جدید دیگر اضافه شده و تمام مقادیر قبل، یک ستون دیگر به راست می روند. به این طریق، تمام کواریانس های سریالی در $ER(1/\sqrt{T})$ حفظ می شوند.

ماتریس فوق این خاصیت مطلوب را دارد که تعداد اعداد تصادفی را که باید از E استخراج کرد کاهش می دهد، اما این ویژگی نامطلوب را نیز دارد که تمام کواریانس سریالی نمونه را، صرف نظر از اینکه چقدر کوچک باشند، نیز حفظ می کند

اگر پارامترهای مدل و ماتریس کواریانس جملات اخلال با قطعیت معلوم باشند، آنگاه با تکرار زیاد شبیه سازی، مقادیر دقیق میانگین و واریانس پیش بینی بدست می آید. اما وقتی به اندازه کافی اطلاعات قبلی و دقیق نداشته باشیم، شبیه سازی تصادفی تنها برآوردهایی از این پارامترها را بدست می دهند. می توان شبیه سازی تصادفی را با نمونه های جدیدی از اعداد تصادفی بر طبق ملاک فوق الذکر تکرار نمود.

یک ویژگی جالب سیستم خطی که ناشی از خاصیت جدائی پذیری است، این است که میانگین شبیه سازی های تصادفی تقریباً همان مقدار را برای y_t می سازد که شبیه سازی قطعی برآورد کرده است. اما در یک سیستم غیر خطی، هر چند تعداد دفعات شبیه سازی در روابط تقریباً اکید و قوی غیر خطی بسیار بالا و یا بیش از ده هزار هم باشد این گونه نیست. بنابراین تفاوت میان نتایج شبیه سازی قطعی و تصادفی نشان مفیدی از درجه غیر خطی بودن مدل و یا سیستم اقتصادی است.

یک راه ایجاد شبیه سازی قطعی آن است که مقادیر r_{it} ، یعنی پسماند دوره t ام در معادله i ام، را در معادله مربوطه حذف کرد، و آن را برابر صفر قرار ندهیم. شبیه سازی در دوره نمونه $t = 1, 2, \dots, T$ برای $y_{it} = g_i + r_{it}$ باید مقادیر مشاهده شده y_{it} را تولید کند، البته باید خطای گرد کردن در الگوریتم را نیز در نظر بگیریم. این روش راه مناسبی برای بررسی دقت محاسباتی در شبیه سازی است و لذا در مطالعات سیاست گذاری، به عنوان متدی برای مشاهده رفتار سیستم تحت شرایط متعدد، و در دوره نمونه، و بدون ایجاد اختلال در جملات اخلال، استفاده می شود. این روش شبیه سازی را شبیه سازی اثر^{۱۲۵} می نامند زیرا متغیرهای وابسته مشاهده شده را ردگیری می کند.

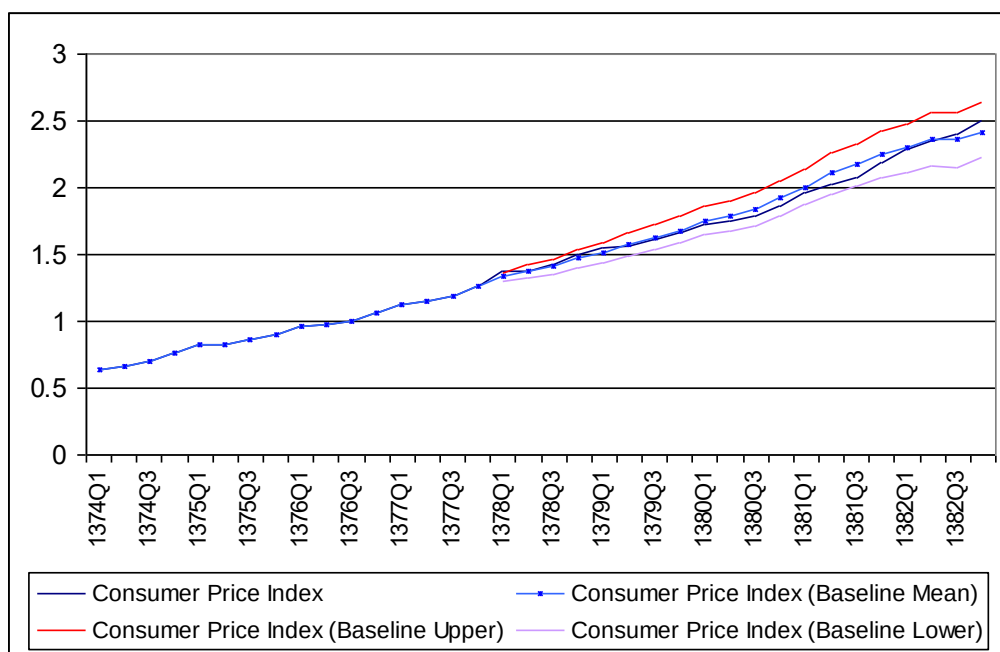
ممکن است تجزیه و تحلیل خطای پیش بینی با استفاده از شبیه سازی تصادفی صورت گیرد. در این حالت ابتدا یک بردار از ضرایب شبه تصادفی جدید از توزیع نرمال چند متغیری استخراج می شود که میانگین آن با بردار برآورده شده پارامترها، و ماتریس واریانس-کواریانس آن نیز با برآورد ماتریس واریانس-کواریانس

پارامترها برابر باشد. سپس ضرایب شبه تصادفی بجای برآورد اولیه می‌نشیند و مدل بطور قطعی در دوره مورد پیش‌بینی حل می‌شود تا شبه پیش‌بینی‌هایی را تولید کند. این روش با تکرارهای از قبل تعیین شده ویژگی‌های مطلوب توزیع پیش‌بینی را امکان‌پذیر می‌سازد. در این رویکرد، ممکن است مشکلاتی جدی در تولید ضرایب شبه تصادفی رخ دهد. با این حال اغلب بدلیل اندازه مدل و دوره زمانی سری‌های در دسترس، روش فوق در برآورد سیستمی ممکن است مورد استفاده قرار نگیرد.

نمودارهای (12.5) الی (21.5) مقادیر واقعی و همچنین شبیه‌سازی پویا و تصادفی برخی از متغیرهای مدل پیشنهادی اقتصاد ایران را در سطح احتمال ۹۵ درصد و در طی دوره زمانی 1378Q1 الی 1382Q4 و یا در طول برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود مقادیر شبیه‌سازی شده متغیرها در درون دامنه با سطح احتمال 95 درصد قرار گرفته، و لذا امکان پیش‌بینی ناظر به آینده متغیرهای درون‌زای سیستم را بر مبنای پیش‌بینی متغیرهای برون‌زای سیستم فراهم می‌سازد.

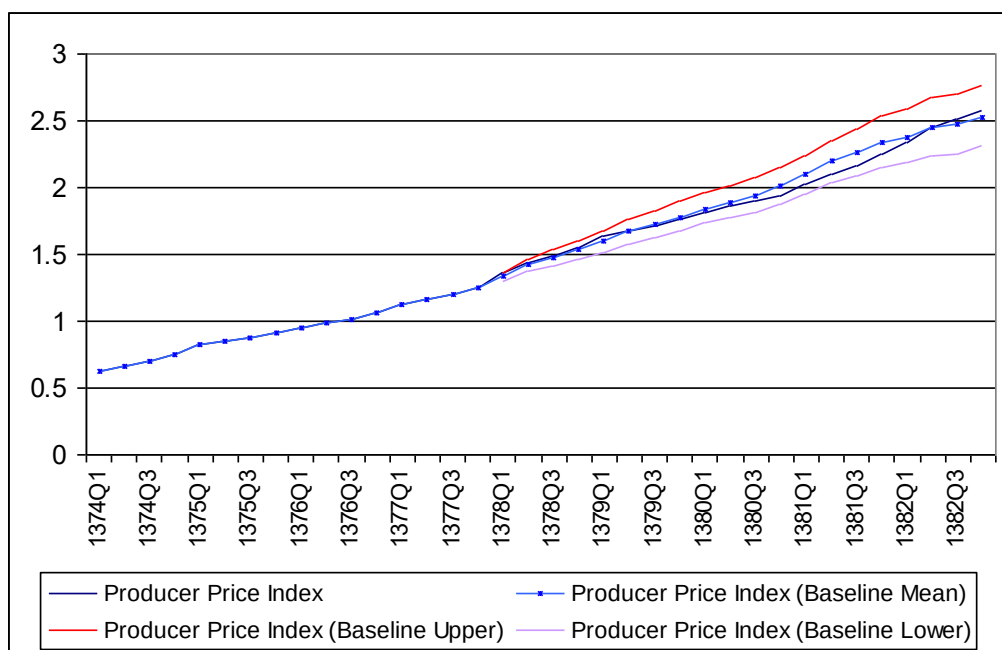
نمودار (۱۲.۵)

شاخص قیمت مصرف‌کننده و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



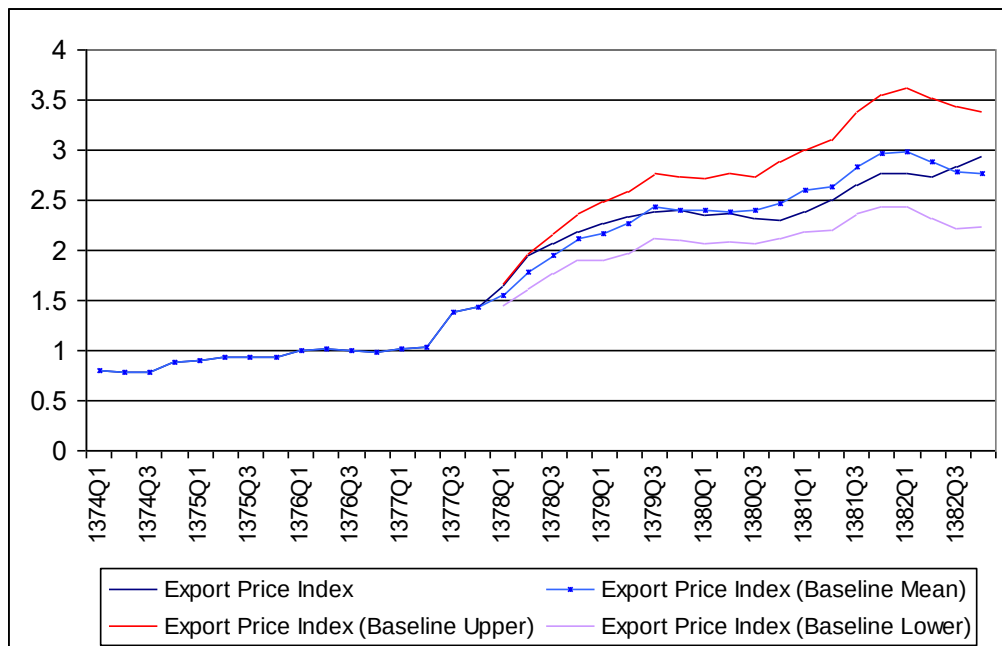
نمودار (۱۳.۵)

شاخص قیمت تولیدکننده و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



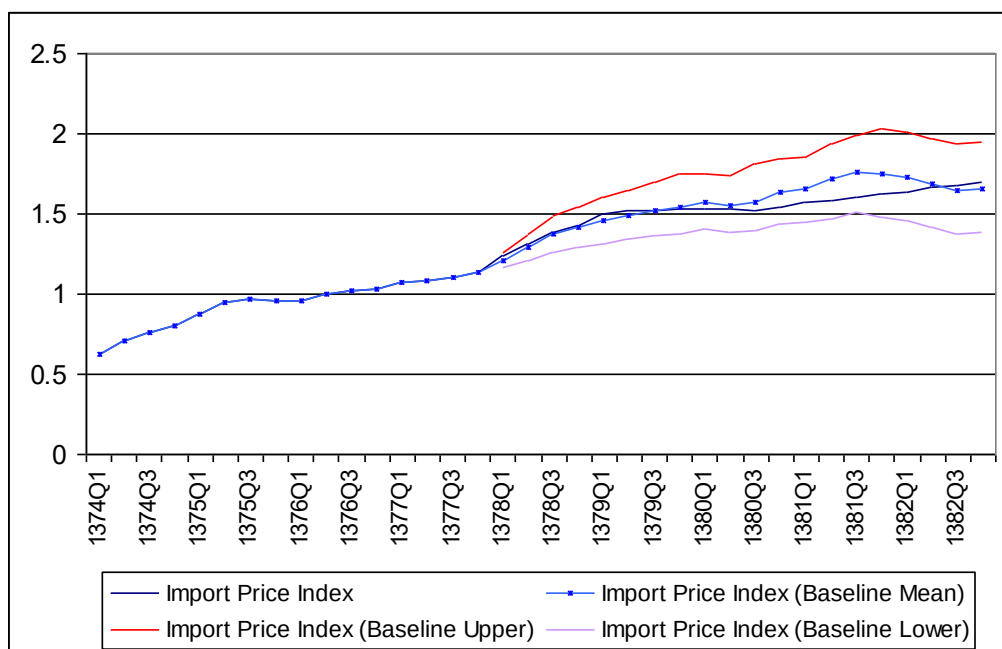
نمودار (۱۴.۵)

شاخص قیمت صادراتی و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



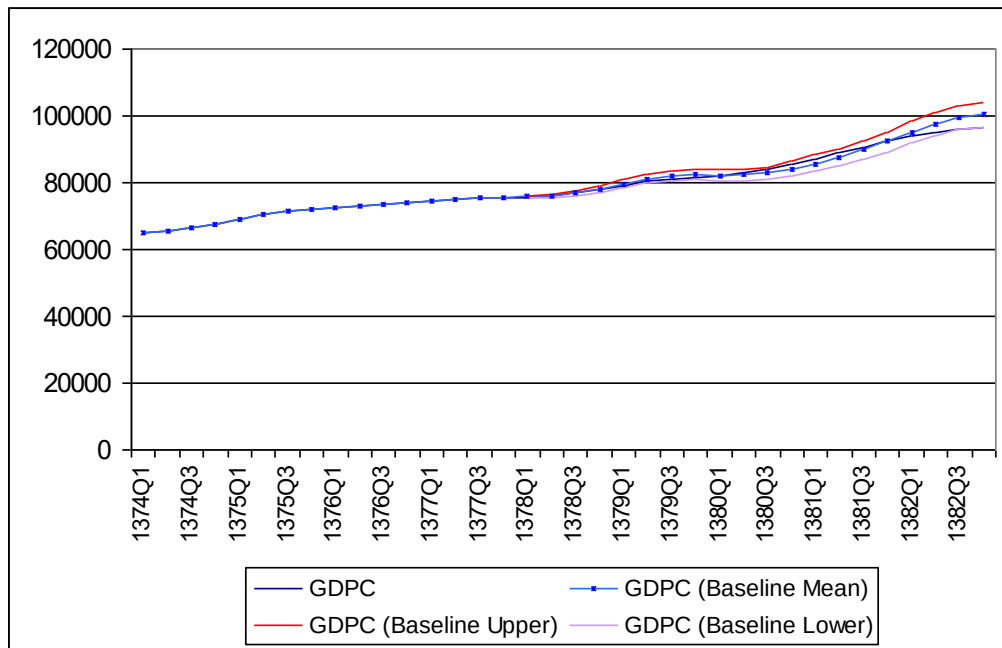
نمودار (۱۵.۵)

شاخص قیمت وارداتی و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



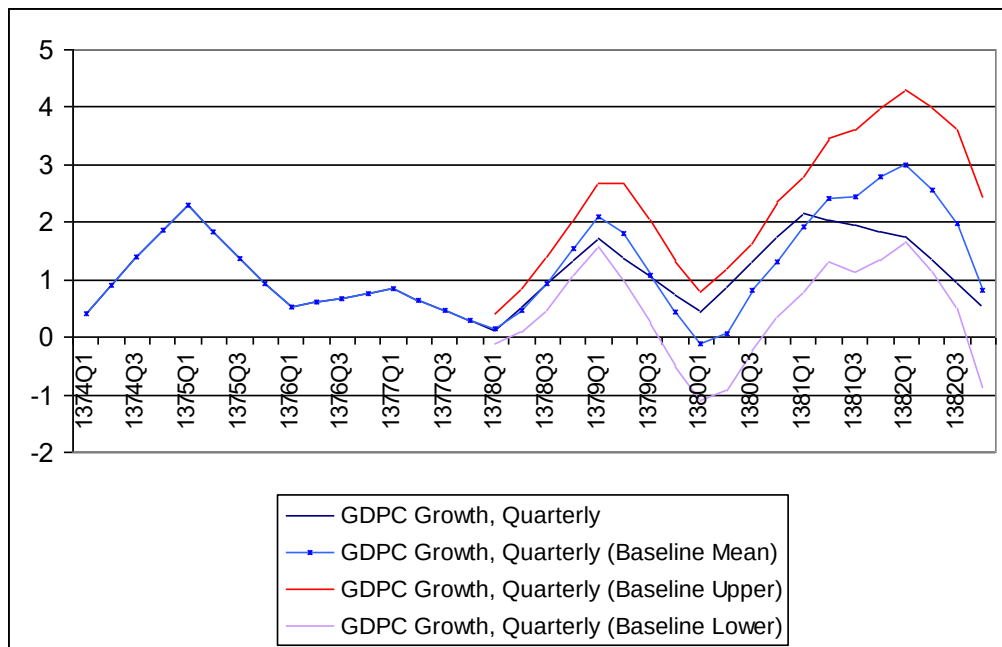
نمودار (۱۶.۵)

تولید ناخالص داخلی و مقادیر شبیه سازی تصادفی آن



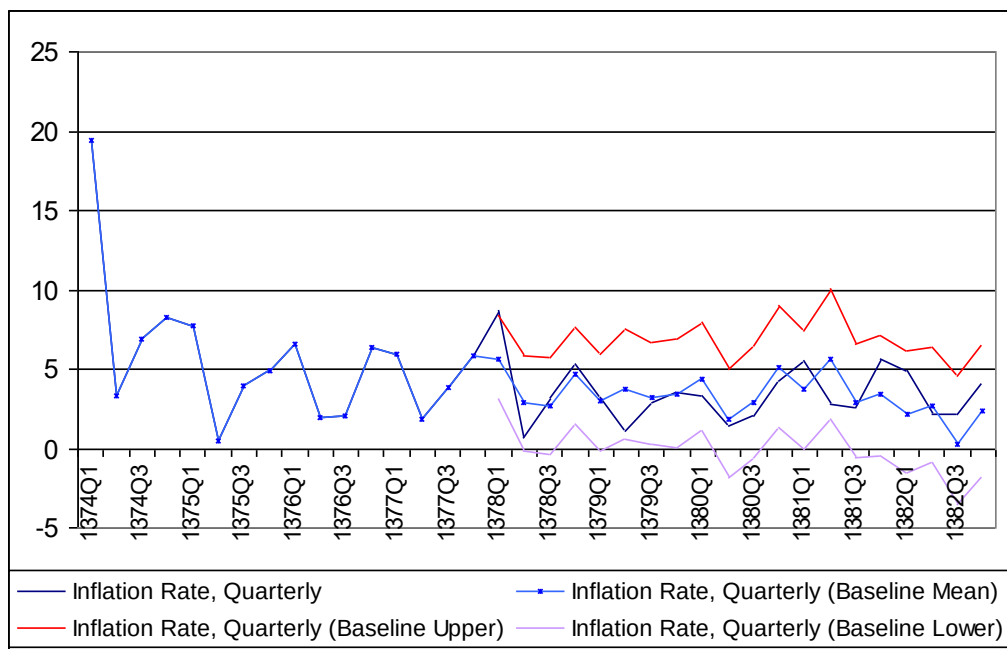
نمودار (۱۷.۵)

رشد فصلی تولید ناخالص داخلی و مقادیر شبیه سازی تصادفی آن



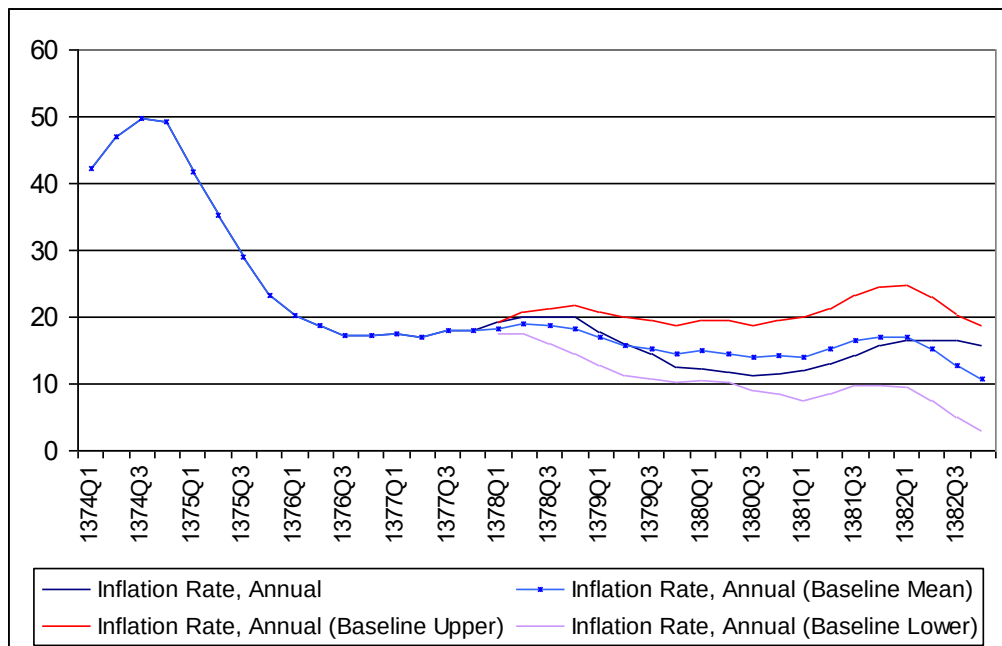
نمودار (۱۸.۵)

نرخ تورم فصلی و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



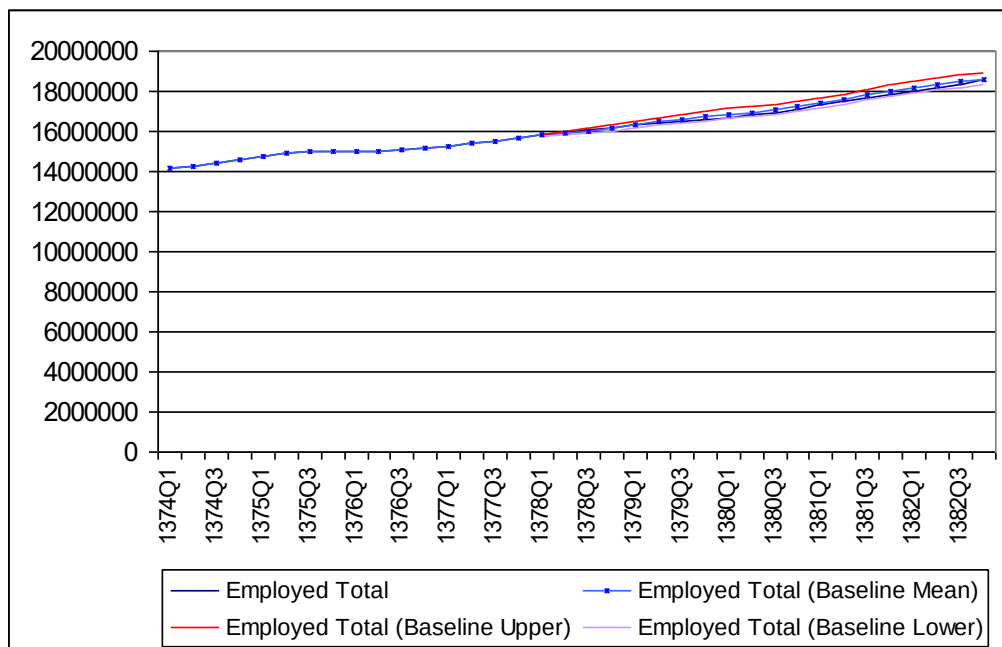
نمودار (۱۹.۵)

نرخ تورم سالانه و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



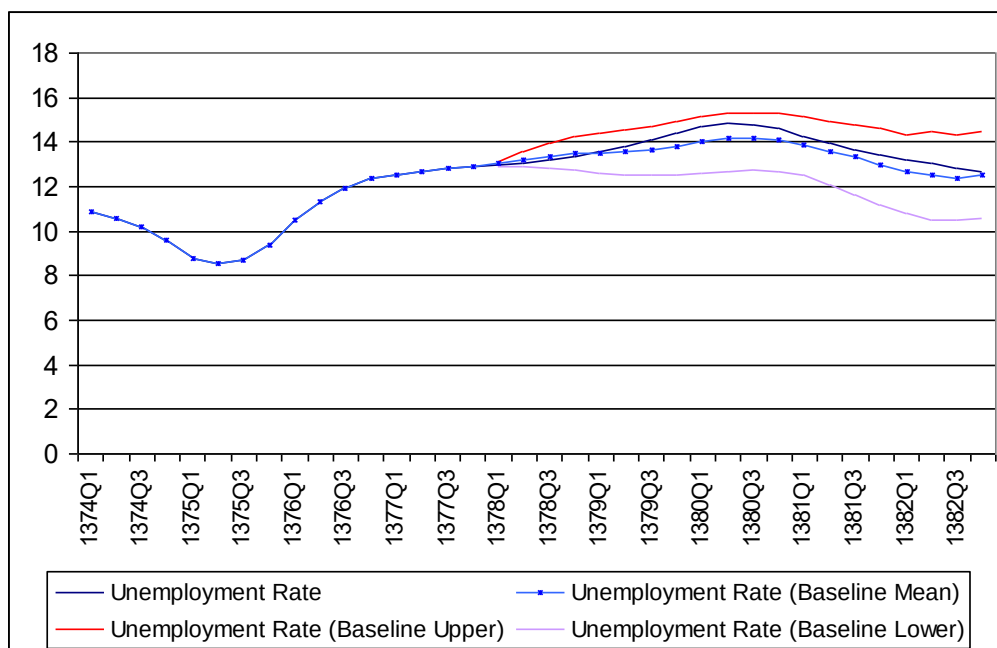
نمودار (۲۰.۵)

اشتغال کل و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



نمودار (۲۱.۵)

نرخ بیکاری و مقادیر شبیه‌سازی تصادفی آن



نتیجه‌گیری

همان‌گونه که ملاحظه شد اعتبار مدل برآورد شده در این فصل مورد ارزیابی قرار گرفت. معیارهای توصیفی خطا را که در طول دوره شبیه‌سازی مقادیر خطاها را تجمیع می‌کنند بکار بردیم و خواص آن‌ها را تشریح نمودیم. انتخاب معیارهای مختلفی که در این فصل بکار شد اختیاری می‌باشند و مزیت و یا عدم مزیت‌ها آن‌ها مستقل از بکارگیری آن‌هاست و صرفاً در جهت کمک به کسب بینش درباره خواص مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

نمودارهای ارایه شده مقادیر واقعی و همچنین شبیه‌سازی ایستا و پویای برخی از متغیرهای مدل پیشنهادی اقتصاد ایران را در طی دوره زمانی 1372Q1 تا ۱۳۸۲Q4 نشان می‌دهد. نتایج کلی معیارهای توصیفی خطا برای کلیه متغیرهای درون‌زای سیستم معادلات اقتصاد ایران محاسبه و ارزیابی شده و در جداول نیز نشان داده شده است. این معیارها به ترتیب عبارتند از، ریشه میانگین مجذور خطا ($RMSE$)، ضریب نابرابر تایل (U^I)، نسبت تورش (U^M)، نسبت واریانس (U^S) و نسبت کوواریانس (U^C). با حداقل نمودن این معیارها سعی نمودیم نتایج شبیه‌سازی از دقت لازم برخوردار باشد تا پس از حصول اطمینان از هماهنگی سیستماتیک معادلات و اتحادها، از آن‌ها در جهت مقاصد سیاست‌گذاری و پیش‌بینی استفاده نماییم. همان‌گونه که

ملاحظه شد مقادیر معیارها حاکی از دقت بسیار خوب مدل و لذا قابلیت اعتماد بدان جهت مقاصد سیاست‌گذاری و پیش‌بینی است.

کتاب‌شناسی فصل پنجم

Andersen, L. C. and K. M. Carlson, (۱۹۷۶) St. Louis Model Revisited, in: Performance, L. R. Klein, E. Burmeister (Eds.), University of Philadelphia

Bianchi, C. and G. Calzolari, (۱۹۸۰) The One-Period Forecast Errors in Nonlinear Econometric Models, *International Economic Review*, Vol. ۲۱, pp. ۲۰۱-۲۰۸.

Bianchi, C; G. Calzolari, and J-L. Brillet, (۱۹۸۷) Measuring Forecast Uncertainty, *International Journal of Forecasting*, Vol. ۳, pp. ۲۱۱-۲۲۷.

Calzolari, G. (۱۹۸۰) A Note on the Variance of **Ex Post** Forecasts in Econometric Models, *Econometrica*, Vol. ۴۹, ۱۹۸۱, pp. ۱۵۹۳-۱۵۹۵;

Chong, Y Y. and D. F. Hendry (۱۹۸۶), Econometric Evaluation of Linear Macro-economic Models, *Review of Economic Studies*, Vol. ۵۳, pp. ۶۷۱-۶۹۰.

Don F. J. H. and F. J. H. Don, Forecast Uncertainty in Economies, in: Predictability and Nonlinear Modelling in Natural Sciences and Economics, J. Grasman, G. van Straten (Eds.), Kluwer, Dordrecht.

Fair, R. C. (1980) Estimating the Expected Predictive Accuracy of Econometric Models, *International Economic Review*, Vol. 21 pp. 355-378

Goldberger, A. S; A. L. Nagar, and H. S. Odeh, (1961) The Covariance Matrices of Reduced Form Coefficients and of Forecasts for a Structural Econometric Model, *Econometrica*, 29, pp. 556-573.

Hadjidinos, A. (1987) Accelerated Overrelaxation Method, *Mathematics of Computation*, Vol. 32, pp. 149-157

Hendry, D. F (1995) *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford

Fisher, P. G. and K. F. Wallis, The Historical Tracking Performance of UK Macroeconomic Models 1978-85, Discussion Paper, No. 17, University of Warwick.

Hughes Hallett, A. J. (1987) Alternative Techniques for Solving Systems of Nonlinear Equations, *Journal of Computational and Applied Mathematics*, Vol. 8, pp. 75-8

Hughes Hallett, A. J. (1985) Techniques which Accelerate the Convergence of First Order Iterations Automatically, *Linear Algebra Applications*, Vol. 68, pp. 115-130.

Howrey, E. P. (1972) Dynamic Properties of a Condensed Version of the Wharton Model, in:

Econometric Models of Cyclical Behavior, Studies in Income and Wealth, B. Hickman (Ed.), Columbia University Press, New York.

Howrey, E. P. and H. H. Kelejian, Simulation Versus Analytical Solutions: The Case of Econometric Models, in: *Computer Simulation Experiments with Models of Economic Systems*, T. H. Naylor (Ed.), John Wiley, New York 1971;

Klein, L.R; A. Welfe and W. Welfe, (1999). *Principle of Macroeconometric Modeling*, North Holland

McCarthy, M. D. (1972) Some Notes on the Generation of Pseudo-Structural Errors for Use in Stochastic Simulation Studies, in: *Econometric Models of Cyclical Behavior*, B. Hickman (Ed.), Columbia University Press, New York.

Miller, K. S. (1968) A Note on Stochastic Difference Equations, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 39, pp. 270-271.

Orcutt, G. (1948) A Study of the Autoregressive Nature of the Time Series Used for Tinbergen's Model of the Economic System of the United States, 1919-1932, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 10, 1-53.

Samuelson, P. A. (1939) Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration, *Review of Economic Statistics*, Vol. 21, 75-78.

Samuelson, P. A. (1975) The Art and Science of Macromodels over 50 Years, in: *The Brookings Model: Perspective and Recent Developments*, G. Fromm, L. R. Klein (Eds.), North-Holland, Amsterdam

Schink, G. (١٩٧١) Small Sample Estimates of the Variance—Covariance Matrix of Forecast Errors for Large Econometric Models: The Stochastic Simulation Technique, Ph.D. Thesis, University of Pennsylvania, Philadelphia ١٩٧١.

Sowey, E. R. (١٩٧٣) Stochastic Simulation of Macroeconometric Models: Methodology and Interpretation, in: *Econometric Studies of Macro and Monetary Relations*, A. A. Powell, R. A. Williams (Eds.), North-Holland, Amsterdam.

Theil, H. (١٩٦١) Economic Forecasts and Policy, North-Holland, Amsterdam ١٩٦١.

Granger, C. W. J. and P. Newbold, (١٩٨٦) Forecasting Economic Time Series, Academic Press, San Diego

Theil, H. (١٩٦٦) Economic Forecasts and Policy, North-Holland, Amsterdam, ١٩٦١ and H. Theil, Applied Economic Forecasting, North-Holland, Amsterdam

Tinbergen, J. (١٩٣٩) *Statistical Testing of Business Cycle Theories, Vol. II, Business Cycles in the United States of America, 1919-1932*, League of Nations, Geneva

Wallis, W. A. (١٩٥١) Tolerance Intervals for Linear Regression, in: Second Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, J. Neyman (Ed.), University of California Press, Berkeley

فصل ششم

ضرب تکاثری و تجزیه و تحلیل سیاست‌ها

مقدمه

شبیه‌سازی پویای مدل‌های اقتصادسنجی راه را برای تعمیم مفهوم تجزیه و تحلیل ضرب تکاثری باز می‌نماید. در ابتدای امر، ضرب تکاثری به عنوان ابزاری برای تجزیه و تحلیل اثر مخارج عمومی بر روی اشتغال و فعالیت‌های اقتصادی بسط و توسعه یافت. سپس با مدل کلان‌کنیزی همراه شده و در شکل گسترده و عام‌تری به صورت $\frac{\partial Y}{\partial G}$ تفسیر شد که در آن Y تولید واقعی و G میزان مخارج واقعی دولت است، که در داخل آن سیستم تعریف می‌شود. سپس برخی قواعد تجربی برای اقتصاد بسته و اقتصاد بازی که در آن‌ها نشست واردت وجود داشت تعریف شدند. همچنین مباحثی همچون ضرایب تکاثری "بودجه متوازن" به کرات در ادبیات اقتصاد کلان مطرح شد. اکنون مفهوم ضرب تکاثری را چنان می‌توان تعمیم داد که شامل موارد ذیل شود:

- وقفه‌های توزیعی یا تأخیرهای زمانی،
- تغییرات نابرابر در متغیرهای سیاستی در طول زمان،
- تغییر پارامترهای معادلات علاوه بر متغیرهای برون‌زا،
- تغییرات متکاثری که به‌طور همزمان اتفاق می‌افتند،
- پدیده‌های غیرخطی،
- و بالاخره عکس‌العمل‌های بین‌المللی.

بدیهی است که می‌توان این مفهوم را فراتر از ادامه یک معادله واحد در ساده‌ترین مدل کنیزی تعمیم داد تا شامل دستگاه معادلات چند متغیره نیز بشود. در این صورت، بسیاری از این تعدیل‌ها یا تعمیم‌های بعمل آمده در مورد مفهوم ضرب تکاثر، در تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد کلان کاملاً شناخته شده بوده و پس از طرح و معرفی اولیه این مفهوم دستخوش تحولات سریعی شده‌اند. اما بدون استفاده از تکنیک‌های آماری و محاسباتی اقتصادسنجی نوین، نمی‌توان این اطلاعات را به‌طور کامل و یکجا یا در مقیاس گسترده‌ای انجام داد.

ضرایب تکاثری پویا، ضرایب تکاثری پارامتری مالیات‌ها، ضرایب تکاثری تجارت خارجی و برخی ضرایب تکاثری دیگر مدت‌های طولانی است که مورد مطالعه قرار گرفته‌اند، و در تجزیه و تحلیل‌های معاصر اقتصادسنجی به شکل کاملاً عام و کلی مورد بررسی قرار می‌گیرند.

اصطلاح متداول دیگر، یعنی تجزیه و تحلیل سناریوها برای توصیف تجزیه و تحلیل عام سیاست‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. هر سناریو مبتنی بر نوعی تصریح نهاده‌های مدل بر روی یک حوزه یا قلمرو راه‌حل است. این نهاده‌ها را می‌توان چنان مشخص و معین کرد که سناریوی مورد نظر ضرایب تکاثری را به معنای اکید کلمه و یا بر حسب ترکیبی از مفروضات ثابت سیاستی ارائه دهد، به گونه‌ای که نهایتاً نتایج یکسانی در قالب تجزیه و تحلیل سیاست مربوطه بدست آید.

هر سناریو عبارت مناسبی است برای توصیف پی‌آمد یا نتیجه حاصله برای مدل که از طریق هرگونه ترکیب خاص مفروضات مربوط به نهاده‌ها بدست می‌آید. در اینجا ضرورتی ندارد که نهاده‌ها فقط محدود به مقادیر پارامترها یا متغیرهای برون‌زا شوند و نیز ممکن است، شامل محدودیت‌ها یا قیود مربوط به تصریح یا تعیین کل بخش‌های یک مدل نیز بشوند.

۱.۶. ضرایب تکاثری

ابتدا به برخی مفاهیم ضریب تکاثری در یک مدل عام خطی اشاره نموده و سپس به طرح مسائل مربوط به غیر خطی بودن خواهیم پرداخت. در این رابطه، مفهوم شکل تقلیل یافته یا خلاصه شده زیر مفید خواهد بود.

$$y_t = -A_0^{-1} \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} - A_0^{-1} B x_t + A_0^{-1} e_t \quad (۱.۶)$$

ضریب تکاثری ضربه‌ای^{۱۲۶} را می‌توان مستقیماً از شکل خلاصه شده زیر بدست آورد؛

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{jt}} = - \sum_{k=1}^n \alpha_0^{ik} \beta_{kj} \quad (۲.۶)$$

که در آن α_0^{ik} عبارتست از عنصر (i, k) از A_0^{-1} و β_{kj} عبارتست از عنصر (k, j) از B . در یک سیستم ایستا، این ضریب تکاثری عبارتند از ضریب بدون زمان برای کوتاه مدت و بلندمدت. در یک سیستم پویا، فقط عنصر اول در دنباله زمانی از مقادیر ضریب تکاثری برای دوره‌های متوالی مدنظر می‌باشد. شکل خلاصه شده برای دوره زمانی $t+1$ را می‌توان به صورت زیر نوشت،

^{۱۲۶} Impact Multiplier

$$y_{t+1} = -A_0^{-1} A_1 y_t - A_0^{-1} \sum_{i=2}^p A_i y_{t+1-i} - A_0^{-1} B x_{t+1} + A_0^{-1} e_{t+1} \quad (3.6)$$

اکنون فرض می‌کنیم که تغییرات حاصله در x_{it} برای دوره $t+1$ و نیز t پایدار باشد. ضریب تکاثری دو دوره‌ای عبارت خواهد بود از،

$$\frac{\partial y_{i,t+1}}{\partial x_{j,t+1}} = - \sum_{l=1}^n \sum_{k=1}^n \alpha_0^{ik} \alpha_{1,kl} \frac{\partial y_{lt}}{\partial x_{jt}} - \sum_{k=1}^n \alpha_0^{ik} \beta_{kj} \quad (4.6)$$

علاوه بر جمله ایستا یا جمله نشان‌دهنده میزان اثرات ضربه‌ای، اثر $\square$ گذار یا انتقال^{۱۳۷} القایی با توجه به این واقعیت ایجاد می‌شود که هر عنصر از y_t در نتیجه تغییرات حاصله در x_{it} تغییر خواهد کرد و این روند برای $x_{j,t+1}$ بار دیگر تکرار خواهد شده و پایدار خواهد ماند. عبارت کلی مربوط به تغییر پایدار یا ثابت در عنصر y_t را می‌توان از شکل راه حل زیر استخراج کرد،

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{jt}} = -A_i^{-1}(L) B_j \quad (5.6)$$

که در آن A_i^{-1} عبارتست از سطر i ام از $A^{-1}(L)$ و B_j عبارتست از ستون j ام B . این رابطه یک چند جمله‌ای بلند نامتناهی بر حسب L خواهد بود که باید در صورت $L=1$ مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد. برای یک سیستم پایدار، این مقدار عبارتست از یک جمع همگرا. ضریب تکاثری در حالت همگرایی عبارتست از ضریب تکاثر حالت ایستای مقایسه‌ای یا حالت پایدار در بلندمدت. اگر شکل ساختاری زیر را مجدداً در نظر بگیریم،

$$A(L)y_t + Bx_t = \sum_{i=0}^p A_i y_{t-i} + Bx_t = e_t \quad (6.6)$$

^{۱۳۷} Carry Over Effect

می‌توانیم برای بدست آوردن آن قیده‌های $L=1$ و یا $y_{t-i} = \bar{y}_t$ را برقرار ساخته و با استفاده از آن $\frac{\partial \bar{y}_{it}}{\partial x_{it}}$ را حل نمود. بنابراین ضریب تکاثری بلندمدت از سیستم پویا استخراج می‌شود هر چند که هیچ وقفه زمانی در اینجا وجود ندارد. در شکل صریح می‌توان نوشت:

$$\bar{A}\bar{y}_t + Bx_t = \sum_{i=0}^p A_i \bar{y}_t + Bx_t = e_t \quad (7.6)$$

$$\frac{\partial \bar{y}_{it}}{\partial x_{jt}} = - \sum_{k=1}^n \alpha^{-ik} \beta_{kj}, \quad \|\alpha^{-ik}\| = \bar{A}^{-1}$$

استخراج تحلیلی ضرایب تکاثر در حالت وجود مدل‌های بزرگ کار بسیار خسته کننده‌ای است، زیرا حجم ماتریس‌هایی که باید معکوس شوند بسیار بزرگ است. بنابراین، معمولاً از روش‌های عددی برای محاسبه ضرایب تکاثر پویا استفاده می‌شود. در اینجا دو حالت وجود دارد: اولاً، ممکن است تغییرات پایه را به اندازه مقدار معین δ از طریق مؤلفه $(x_{it} + \delta)$ بر مدل وارد نموده و این تغییر را در حل دستگاه و به صورت دوره به دوره حفظ نمود. ثانیاً، هرگونه تغییر δ را می‌توان برای فقط یک دوره وارد دستگاه معادلات نموده و سپس آن را حذف کرد. اثر این تغییر را بر روی حل بدست آمده برای y_{it} تا زمانی که این اثر وجود دارد اندازه‌گیری کرد و سپس آن را متراکم ساخت. در حالت مدل خطی این اثر متراکم باید همسان با اثر پایدار باشد، ولی در مدل‌های غیر خطی نتایج ممکن است تفاوت بسیار زیادی داشته باشند.

در اینجا سه حالت شبیه‌سازی پویا در یک سیستم یا دستگاه معادلات را در نظر می‌گیریم.

الف: مدل پویای $A(L)y_t + Bx_t = e_t$ برای یک مسیر معین از x_t و با توجه به شرایط اولیه ثابت حل می‌شود. این حل، راه‌حل مبنا و یا پایه^{۱۲۸} یا حل کنترل نامیده می‌شود. در طی دوره نمونه، حل کنترل ممکن است بر سری‌های مشاهده شده زیر مبتنی باشد:

$$x_1, x_2, \dots, x_T$$

خارج از این حدود نمونه، می‌توان روند نرمال یا مقادیر قابل قبول و از پیش تعیین شده معین برای x_t تعیین کرد. معمولاً مقادیری برای x_t تعیین می‌شود که مسیر شبیه‌سازی مبنا برای سیستم مورد نظر نشان دهنده الگوهای رشد تاریخی استاندارد یا متعارف برای عناصر y_t باشد. در غیر این صورت ممکن است مشکلات

^{۱۲۸} Base Line

مهمی در خصوص همگرایی در دستگاه ایجاد شود بالاخص اگر مدل مورد نظر شدیداً غیر خطی یا دارای وابستگی داخلی متقابل باشد.

ب: کل محاسبات برای شبیه‌سازی بر مبنای شرایط اولیه یکسان و مقادیر یکسان برای x_t تکرار می‌شود، به استثنای آنکه مقدار x_{jt} به $x_{jt} + \delta$ برای کل دوره مورد نظر تغییر خواهد کرد.

ج: کل محاسبات شبیه‌سازی بر مبنای شرایط اولیه یکسان و مقادیر مشابه برای x_t تکرار می‌شود به استثنای این حالت که برای یک دوره $x_{jt}, t=t$ جایگزین $x_{jt} + \delta$ می‌شود. در غیر این صورت مقادیر نهاده راه حل کنترل یا مبنا برای x_{jt} حفظ خواهد شد.

نمودار رفتار هر متغیر از دستگاه معادلات را می‌توان ترسیم نمود. هنگامی که تفاوت میان دو مسیر به مقدار پایداری تقلیل یافته و در آن تثبیت شد، ضریب تکاثری بلند مدت بدست خواهد آمد. برای هرگونه مقطع زمانی، فاصله یا گستره میان دو مسیر نشان دهنده ضریب تکاثری پویا در آن مقطع است:

$$\text{ضریب تکاثر پویا} = (y_t^d - y_t^c) / \delta \quad (۸.۶)$$

در حالت تکانه موقت، مجموع تفاوت‌های میان مسیر اخلاص^{۱۲۹} و مسیر کنترل^{۱۳۰} یا مبنا برابر ضریب تکاثر پویا خواهد بود. در یک سیستم پایدار، مسیر اخلاص نهایتاً به سوی مسیر کنترل همگرایی خواهد بود. بنابراین، پس از یک تعداد دوره متناهی، تفاوت جمع‌بندی شده میان دو مسیر مورد نظر به مقدار ثابتی خواهد رسید و این همان ضریب تکاثر بلندمدت است. قبل از همگرایی دو منحنی مورد نظر، ضریب تکاثر پویا به صورت جمع انبوه یا تراکمی تفاوت‌ها که بر δ تقسیم شده، ارزیابی خواهد شد و سپس تغییر خواهد کرد. ممکن است تمامی تفاوت‌ها مثبت نباشند و تعدیل‌هایی از نوع تعدیل‌های انجام شده در ذخایر کوتاه مدت موجب آن شود که y_{jt}^d در حدود y_{jt}^c نوسان داشته باشد.

محاسبه یک ضریب تکاثری عبارتست از مشتق یک متغیر درون‌زا نسبت به یک متغیر برون‌زا. این یک مشتق کلی است بدین معنا که شامل اثرات مستقیم (جزئی) مربوط به معادله ساختاری و اثرات غیر مستقیم حاصل از کل یک دستگاه خواهد شد که یا از شکل خلاصه شده و یا از شکل راه حل نهایی استخراج شده‌اند. هر چند این یک مشتق کلی و نه جزئی است اما برخی متغیرها ممکن است ثابت بمانند. علامت کامل آن را می‌توان به صورت زیر نوشت:

Disturbed Path^{۱۲۹}
Control Path^{۱۳۰}

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{jt}} \Big|_{x_{kt} = \text{Constant}}, \quad k \neq j \quad (9.6)$$

رابطه (۹.۶) ضریب تکاثر در حالت ثبات سایر عوامل است که در آن x_{jt} به $x_{jt} + \delta$ تبدیل می شود ولی تمام x_{kt} ها ثابت خواهند ماند. مع هذا ثابت نگه داشتن برخی مقادیر x_{kt} ، نامتعارف و غیر معمول است. بنابراین می توان ضریب تکاثر را با احتساب تغییرات ضروری به صورت یک ضریب تکاثری تعریف کرد که در آن x_{kt} ها محدود به مسیر زمانی نرمال بوده و x_{jt} بر حسب این مسیر و بر حسب مقدار δ توزیع شده باشند. در اینجا روش شبیه سازی روشن است و ملاحظه می شود که شبیه سازی کنترل دارای مقادیر نهاده هایی به شرح زیر خواهد بود:

$$x_{t1}, x_{t2}, x_{t3}$$

در حالیکه شبیه سازی اخلاقی دارای همین مقادیر بانضمام جزء اخلاقی خواهد بود. یعنی؛

$$x_{jt1} + \delta, x_{jt2} + \delta, x_{jt3} + \delta, \dots$$

این رابطه را بر حسب علامات می توان چنین نشان داد:

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{jt}} \Big|_{x_{kt} = \text{Control Values}}, \quad k \neq j \quad (10.6)$$

در اینجا هنگام انتخاب δ باید دقت کرد. هر مدل آماری فقط تقریبی از واقعیت است. بدین دلیل، به دشواری می توان مدل های مورد نظر را به چنان شرایطی تعمیم داد و برون یابی کرد که تفاوت زیادی با شرایط مندرج در نمونه مورد اندازه گیری داشته باشند. این مشکلات هنگام تعیین مسیرهای شبیه سازی کنترل در صورتی پدیدار خواهند شد که خارج از دامنه نمونه قرار داشته و گستره زمانی آن ها بسیار زیاد باشد. شبیه سازی های کنترل بلندمدت معمولاً دارای مشکل گرایش یا حرکت تدریجی هستند، اما آن دسته از جابجایی های ناگهانی و بزرگ که به دلیل تدریجی بودن عناصر x_t بر حسب δ بوجود آمده باشند، دو نوع مشکل خاص ایجاد خواهند کرد. اگر مقدار δ بیش از اندازه کوچک باشد، تفاوت میان y_t^c و y_t^d چندان محسوس نخواهد بود. دقت محاسبات در اینجا مسئله ساز خواهد شد زیرا خطای گرد کردن مقادیر ممکن است بر روند محاسبه مقادیر ضریب تکاثری سایه افکند. این امر بالاخص در محاسبه ضریب تکاثری پویا با استفاده از جمع تفاوت هایی که نتیجه تغییرات تکان های یک دوره ای باشند مهم خواهد بود. از سوی دیگر،

اگر مقدار δ بیش از اندازه بزرگ انتخاب شود، ممکن است با ایجاد شوک در دستگاه آن را به وضعیتی منتقل سازد که عملکرد نامتوازن در آن داشته باشد. در اینجا ممکن است نتایج نامعقول و غیرقابل قبولی چون نرخ‌های بیکاری منفی، نرخ‌های بهره اسمی منفی و یا مقادیر بسیار زیاد و غیر واقعی تولید بدست آیند. در روش محاسبه‌ای که مبتنی بر شیوه یکسان همانند وارد کردن شوک بر یک متغیر برون‌زا و در یک معادله واحد است، ممکن است شوک‌های یک دوره‌ای با مقدار $1.\hat{\sigma}_e$ (یک انحراف معیار از مقادیر باقی‌مانده نمونه تخمین زده شده)، شکاف‌هایی را ایجاد می‌کند که استفاده از آن‌ها در تجزیه و تحلیل عددی به دلیل کوچک بودن بیش از اندازه آن‌ها میسر نباشد، درحالی‌که شوک‌های وارده به اندازه $10.\hat{\sigma}_e$ نرخ‌های بیکاری منفی ایجاد کند، و بر مبنای آزمون و خطا استفاده از شوک‌هایی به اندازه $5.\hat{\sigma}_e$ توجیه شود که در نتیجه آن هیچ‌گون خطایی در مدل ملاحظه نشود.

بحثی که در ادامه خواهد آمد نشان می‌دهد که چگونه می‌توان مفهوم ضریب تکاثر را در سیستم‌های پویا تعمیم داد. اصول این کار عموماً کاملاً شناخته شده است ولی رویه استفاده عملی از آن‌ها با فرا رسیدن عصر کامپیوتر شکل گرفته است. اکنون توجه خود را معطوف حالتی می‌کنیم که تغییرات نابرابر و مختلف در متغیرهای سیاستی در طول زمان حادث می‌شوند.

به یک معنا می‌توان گفت حالت وجود تکانه‌های یک دوره‌ای در عنصری از x_t و مقایسه آن با حالت وجود تکانه پایدار نشان می‌دهد که چگونه می‌توان تغییرات سیاستی را به شکل غیر یکنواختی در طول زمان وارد مدل ساخت. به طور کلی، می‌توان بجای مقادیر

$$x_{jt1}, x_{jt2}, x_{jt3}, \dots$$

داشته باشیم:

$$x_{jt1} + \delta_1, x_{jt2} + \delta_2, x_{jt3} + \delta_3, \dots$$

برنامه‌ریزی کامپیوتری برای شبیه‌سازی پویای مدل‌ها به آسانی با شرط وجود هرگونه دنباله زمان برای نهاده‌های x_t سازگار می‌شود. دنباله δ ممکن است دارای یک فرمول خاص بوده و یا مقادیری اختیاری داشته باشد اما سیاست اقتصادی معمولاً در طول زمان به شکل نسبتاً نامرتبی اجرا و گسترش می‌یابند.

در این راستا معیارهای موقت مورد استفاده قرار می‌گیرند که حذف یا کنار گذاشتن آن‌ها از مدل مشروط به عملکرد اقتصادی آن نظام مورد نظر باشد. این روش گاهی اوقات تحت عنوان سیاست توقف- ادامه روند^{۱۳۱} شناخته می‌شود.

نکته اصلی در این بحث آن است که در روش جدیدتر و تعمیم یافته بررسی تجزیه و تحلیل با استفاده از ضریب تکاثر دیگر علاقه زیادی به بررسی نسبت‌های عددی ثابتی هم‌چون $(y_{it}^d - y_{it}^c)/\delta$ نداشته و توجه بیشتر معطوف به مقایسه نموداری دو مسیر زمانی y_{it}^c و y_{it}^d است که به‌آسانی برای مقادیر تعیین شده و قراردادی یا اختیاری $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \dots$ قابل محاسبه است.

در مطالعات مربوط به تجزیه و تحلیل ضرایب تکاثری، علاوه بر تغییرات حاصله در متغیرهای برونزا تغییرات حاصله در پارامترهای معادلات، همانند تغییرات پلید آمده در مالیات‌ها و پرداخت‌های انتقالی در نظر گرفته می‌شوند. اگر پارامتری که نرخ مالیات را تحت تأثیر قرار می‌دهد تغییر کند، آنگاه می‌توان ضریب تکاثر مربوطه را براحتی محاسبه نمود. محاسبات انجام شده زمانی معنادار خواهد بود که پایه مالیاتی تقریباً ثابت بماند، اما تحقق چنین چیزی نامحتمل است. زیرا تغییرات مالیاتی معمولاً به منظور تغییر پایه مالیاتی وارد مدل می‌شوند. راه حل کنترل در چنین شرایطی مفید است. مقدار اسمی تغییر مالیات را می‌توان به صورت $B_t^c \cdot (r^d - r^c)$ محاسبه کرد که در آن r^c پارامتر نرخ مالیات اولیه، B_t^c پایه مالیاتی در امتداد مسیرهای شبیه‌سازی کنترل r^d پارامتر نرخ مالیاتی‌ای که تغییر کرده است. لذا نسبت $[(y_{it}^d - y_{it}^c)/(r^d - r^c)] \cdot B_t^c$ عبارتست از ضریب تکاثر پارامتر نرخ مالیات اسمی.

روش دیگری که می‌توان در آن تجزیه و تحلیل مبتنی بر شبیه‌سازی را مورد استفاده قرار داد صرفاً عبارتست از فراهم ساختن مسیر زمانی جدیدی برای متغیرهای سیستم مورد نظر، آن‌هم در زمانی که مقادیر پارامترها تغییر کنند. مقایسه عمومی و کلی دو مسیر زمانی مبتنی بر شبیه‌سازی- یکی دارای تخمین‌هایی برای پارامتر اولیه و دیگری مقادیر پارامتر تغییر کرده- به شکل نموداری تمام اطلاعات لازم برای ارزیابی و قضاوت درباره اثر هر گونه تغییرات حاصله در پارامترها را در اختیارمان می‌گذارد.

اگر پارامتر دارای جمله ثلثت تغییر کنند، این به معنای انتقال کل معادله خواهد بود. در حالت کلی‌تر، ممکن است کل یک معادله بوسیله معادله دیگر جایگزین شود. اگر سیاست درآمدی خاص از طریق محدود ساختن معادله چانه‌زنی برای دستمزدهایی که در بازار تعیین می‌شوند وارد مدل شود، سپس آن‌را به‌وسیله قاعده خاصی همانند تغییرات دستمزدها تابع ترکیبی از بهره‌وری و تغییر قیمت‌ها می‌توان جایگزین نمود. این تغییر

^{۱۳۱} Stop-go Policy

مبنا و اساس روش شبیه‌سازی جدیدی را تشکیل خواهد داد که می‌توان آن را به صورت زمانی نقطه به نقطه با روش شبیه‌سازی کنترل مورد مقایسه داد.

روش محاسبه مبتنی بر ضریب تکاثر بودجه متوازن حالت جالب توجهی است که در آن، روش جدیدی در خصوص تجزیه و تحلیل ضرایب تکاثری اتخاذ شده و بینش جدیدی را در مورد مسائل مورد نظر فراهم می‌سازد. مسائل مربوط به توزیع درآمد و وقفه‌های زمانی بلافاصله در مباحث اولیه مربوط به ضریب تکاثر بودجه متوازن مورد توجه قرار گرفتند و پس از مطرح شدن آن در ادبیات اقتصادی، معضل پیچیدگی‌های ناشی از احتساب تغییرات حاصله در نرخ‌های مالیاتی مورد توجه قرار گرفت. اگر در اینجا تغییر یک متغیر برون‌زا (مخارج دولتی) را با تغییر یک پارامتر (مثلاً نرخ مالیات) ترکیب کنیم، مشروط به این قید که تغییر حاصله در درآمدهای عمومی با تغییرات حاصله در مخارج عمومی سازگار و هماهنگ شود، آنگاه با معضل برقراری این قید در حالی مواجه خواهیم شد که پایه مالیاتی در حال تغییر باشد.

اگر قرار بر این باشد که تغییر ثابتی در نرخ‌های مالیات صورت پذیرد، ممکن است شاهد برقراری این قید یا محدودیت در زمان اولیه، زمان میانی و یا در زمان نهایی یا پایانی و یا متوسط یک دوره زمانی باشیم. مع‌هذا، به کمک کامپیوتر ممکن است سیستم پویایی را بدست آورد و معادلاتش را حل نمود که در آن، درآمد تدریجی برابر با میزان مخارج تدریجی در هر دوره باشد و لذا نرخ‌های مالیاتی در هر دوره تغییر کنند. در حالت دیگر، می‌توان سطوح معافیت مالیات را که در جمله ثابت مندرج در معادله مالیات برقرار است بگونه‌ای تعدیل نمود که در هر دوره میزان مخارج و درآمدها متوازن باشد.

ضریب تکاثری بودجه متوازن نشان می‌دهد که چگونه تغییرات حاصله در ضریب تکاثری را می‌توان به صورت همزمان در مدل تعمیم یافته وارد نمود. در مطالعات کاربردی، برای تفسیر واقع‌بینانه اقتصاد مدرن، به‌ندرت اتفاق می‌افتد که فقط یک چیز (یا متغیر) تغییر کند و در عین حال مقدار هر نهاده دیگر درون آن سیستم تغییر نکرده و یا آن‌که در حالت پویا، ثابت باشد. هرگونه تجزیه و تحلیل کلی سیستم باید قادر به تفسیر وضعیت واقعی و متعارفی باشد که در آن تغییرات متعددی به صورت همزمان در مجموعه‌ای از سیاست‌های اقتصادی اعمال شود. این مقادیر به صورت مختلف در تجزیه و تحلیل‌ها وارد می‌شوند و میزان فهم ما از ویژگی‌های سیستم مورد نظر و عکس‌العمل آن به تغییرات را افزایش می‌دهند.

هر سیاست متعارف اقتصادی معمولاً ترکیبی از سیاست‌های مختلف پولی، مالی و تغییر در سیاست تجاری است که همگی در کنار هم قرار می‌گیرند. برخی از این سیاست‌ها ممکن است انبساطی و برخی دیگر انقباضی باشند. وظیفه هر مدل عبارتست از محاسبه اثر نهایی وارده بر سیستم از طریق تجزیه و تحلیل مبتنی بر شبیه‌سازی، یعنی انجام مطالعات در مورد مقاطع زمانی رفتار متغیرهای مهم، قبل از حاصل شدن چنین

تغییرات در سیاست‌های اقتصادی. پس از اجرای این تغییرات گستره‌ی میان دو مجموعه از منحنی‌ها نشان‌دهنده‌ی اثرات تغییرات حاصله در سیاست‌های مربوطه است. این روند به یک معنا همان تعمیم نهایی و اصلی انجام شده در تجزیه و تحلیل مبتنی بر ضرایب تکاثری است. اگر امکان دسترسی به یک مدل برنامه‌ریزی شده عموماً در فایل یک کامپیوتر وجود داشته باشد، آنگاه می‌توان در عرض چند دقیقه آن را برای محاسبه و تشریح تغییرات شبیه‌سازی شده فعال ساخت.

لذا وجود ضرایب تکاثر ساده برای تجزیه و تحلیل مجموعه پیچیده‌ای از تغییر در سیاست‌های اقتصادی کافی نمی‌باشد. روش عملی آشکار عبارتست از کمی کردن تغییرات متغیرهای برون‌زا، پارامترها و یا کل معادلات مورد نظر و انجام شبیه‌سازی‌های جایگزین برای تجزیه و تحلیل این وضعیت قبل و بعد از آن.

فرمول‌های ضریب تکاثری را می‌توان به شکل عبارات دقیق و نزدیک بهم در صورتی بیان داشت که سیستم مورد بررسی مان خطی باشد. این کار عموماً در حالت غیر خطی بودن سیستم ممکن نیست. برای سیستم‌های بزرگ اعم از خطی یا غیرخطی، استفاده و ارزیابی فرمولی محاسبه ضرایب تکاثر عملی نخواهد بود. در چنین حالتی، یگانه روش قابل استفاده و اجرا برای سیستم‌های خطی و غیر خطی عبارتست از شبیه‌سازی رفتار سیستم مورد بحث و ارزیابی مسیرهای y_{it}^d و y_{it}^c .

مع‌هذا بهتر است دو قضیه مربوط به ضرایب تکاثری را در اینجا تکرار کنیم. این قضایا در حالت خطی برقرار بوده ولی در حالت غیرخطی صادق نیستند.

- در سیستم‌های خطی، ضریب تکاثری صرفنظر از آنکه برحسب یک تغییر پایدار محاسبه شده باشد یا بر اساس اثرات متراکم تغییرات تک‌آن‌های در یک دوره یکسان است. اما این نکته در حالت غیرخطی صادق نیست.

- ضرایب تکاثری برای یک سیستم خطی نسبت به شرایط اولیه ثابت است، یعنی مسیرهای ضریب تکاثری پویا به مقادیر آغازین آن‌ها بستگی ندارد. این نکته نیز در مورد سیستم‌های غیرخطی صادق نیست. عموماً، مسیرهای ضریب تکاثری در دوره‌های مختلف چرخه‌های تجاری تغییر می‌کنند. روش شبیه‌سازی برای تجزیه و تحلیل ضریب تکاثری که ما در اینجا از آن دفاع می‌کنیم کاملاً در سیستم‌های غیرخطی غیر قابل استفاده است.

برخی مدل‌های پیشرفته مشمول تغییراتی می‌شوند که بسته به نوع عملکرد متغیرهای درون‌زای آن، ممکن است ساختار سیستم مورد بحث تعدیل شود، معادلاتی در آن جای داده شود و یا از آن کنار گذاشته شود، و

یا حتی مقادیر برخی از پارامترهای آن (در مواردی حتی علامت‌های آن‌ها) تغییر کند. در چنین مواردی، شبیه‌سازی‌های کنترلی و شبیه‌سازی‌های اخلاقی ممکن است دلالت بر وجود مدل‌های مختلف داشته باشند. در سطح بسیار کلی از تجزیه و تحلیل بحث، ملاحظه می‌شود که ضرایب تکاثری تجارت خارجی برای خالص صادرات بیشتر شبیه ضرایب تکاثری سایر مؤلفه‌های GNP از قبیل مخارج دولتی یا سرمایه‌گذاری برونزا است. اما باید توجه داشت که وجود عکس‌العمل‌هایی در عرصه بین‌المللی ماهیت فرمول‌های استاندارد ضرایب تکاثری را برای سیستم‌های خطی یا غیرخطی تغییر می‌دهد. بروز شوک‌های بین‌المللی همانند افزایش شدید قیمت نفت، اثرات متعدد غیرمستقیم بر روی قیمت‌ها و عوامل محدود کننده عرضه ایجاد می‌کند که ضرورت ایجاد دگرگونی و تغییرات چند بعدی در مقادیر نهاده‌ها برای فراهم ساختن امکان مقایسه عمومی شبیه‌سازی‌های انجام شده، به جای استفاده از تجزیه و تحلیل سنتی مبتنی بر ضریب تکاثر را اجتناب ناپذیر می‌سازد.

ضرایب تکاثری تجارت خارجی همچون ضرایب تکاثری مخارج داخلی، میزان قیمت‌ها و در نتیجه رابطه مبادله را تحت تأثیر قرار می‌دهند. بنابراین انتظار می‌رود که شاهد بروز اثرات ثانویه‌ای از طریق تغییر قیمت‌ها در زمانی باشیم که حجم یا میزان تجارت به صورت برونزا تغییر کند. به همین ترتیب، ملاحظه می‌شود تغییرات حاصله در نرخ‌های ارز که به همین طریق دنباله‌ای از اثرات ضرایب تکاثری را به همراه می‌آورند، اثراتی نیز بر روی سطح فعالیت‌های اقتصادی و نیز رابطه مبادله داشته و در نتیجه اثرات ثانویه‌ای پدید خواهد آمد. اثرات ثانویه یا القایی، بخشی از هرگونه محاسبه ضرایب تکاثری هستند و نکته اصلی در آن است که این اثرات هنگامی بسیار پیچیده خواهند شد که به طور همزمان میزان قیمت‌ها و سطوح فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند.

معمولاً چنین فرض می‌شود که تغییرات واردات یا صادرات، هیچ اثری خارج از حوزه اقتصاد ملی ندارند. مادامی که این تغییرات اقتصاد جهانی را نیز تحت تأثیر خود قرار دهد، و یا بر تجارت جهانی یا قیمت صادرات و واردات در جهان اثر گذارد، آنگاه این تغییرات اثر بازگشتی و یا باز خوراندی بر روی اقتصاد داخلی نیز خواهد داشت. تجزیه و تحلیل ساده فرمولی برای شبیه‌سازی اقتصادی که در عرصه بین‌الملل مرتبط با سایر کشورهاست کار آسانی نیست و مطالعه آن تنها از طریق تجزیه و تحلیل عددی روابط مربوطه میسر است.

2.6. شبیه‌سازی مدل بر مبنای سیاست‌ها و محاسبه ضرایب تکاثری

شاید مهم‌ترین جداول ضرایب تکاثری در مدل‌های اقتصادی عبارت باشند از جداول مربوط به تغییرات سیاست‌های پولی و مالی. برخی از تغییرات پولی و مالی عبارتند از؛ افزایش مخارج دولت، که نشان‌دهنده این واقعیت است که چنین مخارجی به ندرت ممکن است بدون اختصاص بخشی از آن جهت استخدام افراد جدید تغییر کند. این امر ممکن است برای پرداخت دستمزدها و جبران خدمات مورد استفاده قرار گیرد که خود مستلزم تغییر میزان دستمزدهای دولتی، اشتغال دولتی و به تبع آن تولید واقعی باشد که در بخش دولتی شکل می‌گیرند. افزایش یا کاهش در میزان سطح اولیه مالیات بر درآمد که بواسطه آن شیب و یا نرخ مالیات تغییری نخواهد کرد. تغییر در نرخ مالیات و همچنین عملیات بازار آزاد که حجم پول را تحت تأثیر قرار می‌دهد، و ... هر چند ارزیابی موارد بیشماری از سیاست‌ها و نهایتاً محاسبه ضرایب تکاثری آن‌ها امکان‌پذیر است، اما در این فصل بنابر ضرورت، و همچنین نیازهای کنونی اقتصاد کلان کشور سه سیاست اقتصادی را مورد ارزیابی قرار داده و ضرایب تکاثری آن‌ها را محاسبه خواهیم نمود. این سیاست‌ها عبارتند از؛

- افزایش قیمت سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن (FFDPI)؛
- کاهش نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار (IDR^۱) و نرخ سود مورد انتظار تسهیلات (ERPF)؛
- افزایش قیمت جهانی نفت خام (OILPOPEC).

کلیه شبیه‌سازی انجام شده بصورت پویا بوده و برای ۴۴ فصل از سال ۱۳۷۲ آغاز شده و سال تا ۱۳۸۲ ادامه داشته است. نتایج شبیه‌سازی نرمال شده و تفاوت‌های میان شبیه‌سازی‌های کنترلی و اخلاقی بر حسب تغییر در متغیرهای مربوطه تعدیل شده‌اند. در اینجا تغییر در متغیرهای سیاستی و برون‌زا صرفاً به صورت تفاوت میان دو سری شبیه‌سازی شده بیان و فهرست‌بندی شده و نهایتاً درصد تغییرات که از ابزارهایی توصیفی مناسب برای نشان دادن عکس‌العمل برآورد شده یک اقتصاد به تغییرات حاصله معین در متغیرهای سیاستی و برون‌زاست محاسبه خواهد شد.

در خصوص موضوع قدرت و توانایی تأثیر گذاری نسبی تغییرات جایگزین و بدیل، می‌بایست سیاست‌های قابل اجرا به لحاظ سیاسی اجتماعی در معیارهای مختلفی که خود به لحاظ سیاسی اجتماعی مقبول است ارزیابی و بررسی شود. در تجزیه و تحلیل ضریب تکاثری، حجم آنچه تکثیر می‌شود به اندازه ضریب تکاثر

مهم است. اثر کل بر آمده از عملکرد این دو همان چیزی است که سیاست‌گذاران علاقه‌مند به بررسی آن می‌باشند.

مقادیر مندرج در جداول عبارتند از نتایج مربوط به ضریب تکاثر که ما به همراه مجموعه‌ای برگزیده از متغیرهای تکثیر شده مورد استفاده قرار خواهند گرفت. در جداول ذیل شواهدی از مسیرهای قوسی شکل برای ضرایب تکاثری مختلف وجود دارد. این خود نتیجه جالب توجهی است که هنگام مقایسه بسیاری از مدل‌های معاصر آشکار خواهد شد و به دلیل پویایی مکانیزم داخلی اقتصاد، افزایش ذخایر و متعاقباً کاهش تعدیل در ذخایر و ... بوجود می‌آیند.

از دیدگاه بررسی رفتارهای غیرخطی در یک سیستم دو نتیجه بدست آمده در مورد ضریب تکاثری، عبارتند از تغییر شرایط اولیه‌ای که در آن‌ها شبیه‌سازی‌های مربوط به ضریب تکاثری آغاز شده است و دیگری استفاده از تکانه یک دوره‌ای به جای اثرات پایدار. در سیستم‌های خطی، نتایج بدست آمده در خصوص ارتباط آن‌ها با شرایط اولیه و نیز نسبت به تمایز میان اثرات پایدار و مقایسه آن‌ها با تراکم اثرات تکان‌های تغییری نخواهند داشت.

جهت بررسی و مطالعه ضریب تکاثری مربوط به اجرای هر یک از سیاست‌های فوق‌الذکر و همچنین افزایش قیمت جهانی نفت خام مدل مربوطه را با توجه به مقادیر جدید هر یک از متغیرها شبیه‌سازی نموده و ضرایب تکاثر مربوطه را محاسبه می‌نماییم. در این راستا شبیه‌سازی‌های دیگری نیز صورت گرفته ولی تنها مواردی که در اینجا به آن‌ها اشاره می‌شود مواردی هستند که برای بحث فعلی ما اهمیت خاص داشته باشند. در تمام شبیه‌سازی‌های انجام شده، مقایسه‌هایی که مورد نظر بوده‌اند در قیاس با راه‌حل کتتری که قبلاً مورد بحث قرار گرفته است، جدول بندی شده‌اند. لذا شبیه‌سازی در حالت مبنا یا پایه مجموعه‌ای از داده‌های تاریخی (گذشته) را بازسازی خواهد کرد که شبیه سازی در مورد آن صورت می‌گیرد.

یعنی سال‌های 1372Q1 تا 1382Q4. مدل‌های مورد بحث که نسبت به راه‌حل مسیریابی تعدیل شده‌اند فقط تا اندازه‌ای تغییر خواهند کرد که جوابگوی شرایط لازم در هر روش شبیه‌سازی باشند. سپس نتایج شبیه سازی شده با مقادیر تاریخی یا گذشته این دوره زمانی مقایسه خواهند شد تا امکان ارزیابی ضرایب تکاثری و یا درصد انحراف آن‌ها چنانکه در جدول 1.6 الی 3.6 نشان داده شده است فراهم آید.

۱.۲.۶. افزایش قیمت سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن

افزایش پایدار و مداوم قیمت سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن باعث افزایش شاخص بهای تولید کننده و لذا افزایش شاخص بهای مصرف کننده، شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی و همچنین شاخص دستمزدها می‌گردد.

در حساب‌های ملی مصرف بخش خصوصی و دولتی به شاخص بهای مصرف کننده، و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی به شاخص بهای تولید کننده وابسته است. صادرات و واردات کالاها و خدمات نیز به دو شاخص بهای عمده فروشی کالاهای صادراتی و وارداتی وابسته است و این دو متغیر نیز متأثر از شاخص بهای مصرف کننده می‌باشند، لذا صادرات و واردات کالاها و خدمات با توجه به تغییرات قیمت سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن تغییر خواهند کرد.

افزایش شاخص بهای مصرف کننده و تغییرات تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز تأثیر گذاشته و لذا واردات و صادرات کالاها و خدمات تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. با توجه به تغییرات مصرف و سرمایه‌گذاری و همچنین صادرات و واردات، تولید ناخالص داخلی نیز تغییر خواهد کرد.

درآمد مالیاتی دولت اعم از مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به تبع افزایش مصرف و درآمد ملی افزایش یافته و لذا مخارج جاری دولت که تابعی از درآمدهای دولت است نیز افزایش خواهد یافت. بخشی از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت که متأثر از تراز عملیاتی دولت و نرخ ارز است نیز تغییر نموده و لذا کسری بودجه دولت که از برآیند اثرات فوق محاسبه می‌گردد متأثر خواهد شد.

با افزایش شاخص بهای مصرف کننده و تغییرات تولید ناخالص داخلی، میزان اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری تغییر نموده و با تغییر اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها پایه پولی و ضریب تکاثر پولی و به تبع آن نقدینگی تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. لذا حجم پول افزایش خواهد یافت. اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها با کاهش نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار افزایش یافته و لذا با بالا رفتن اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و نزد بانک‌ها پایه پولی و به تبع آن نقدینگی افزایش خواهد یافت.

تغییر در نقدینگی و تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز، شاخص بهای تولید کننده بر حسب گروه‌های اصلی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری بر حسب گروه‌های اصلی، شاخص بهای کالاهای وارداتی و کالاهای صادراتی و همچنین شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی و شاخص بهای خدمات ساختمانی به‌عنوان شاخص دستمزد را تحت تأثیر قرار خواهند داد. از آنجا که عرضه نیروی کار به شاخص دستمزدها و شاخص بهای مصرف کننده و تقاضای نیروی کار به شاخص دستمزدها و تولید ناخالص داخلی

وابسته است لذا عرضه و تقاضای نیروی کار و به تبع آن نرخ بیکاری، سهم اشتغال و همچنین نرخ مشارکت زنان و مردان تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

نرخ بیکاری بر شاخص دستمزد تأثیر گذاشته و شاخص دستمزد نیز شاخص بهای تولید کننده و به تبع آن شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی را تغییر خواهد داد. هر یک از موارد یاد شده بر برخی از متغیرهای درونزای مدل تأثیر گذاشته و مقادیر عددی آن صرفاً به وسیله شبیه سازی مدل قابل محاسبه خواهد بود.

در جدول ۱.۶ مقادیر عددی شبیه سازی کنترلی و اخلاقی و همچنین ضرایب تکاثر برخی از متغیرهای درونزای مدل محاسبه شده است و نمودار ۱.۶ الی ۸.۶ شبیه سازی کنترلی و اخلاقی مدل را پس از افزایش یک درصدی قیمت سوخت های معدنی و فرآورده های آن نشان می دهد. همانطور که ملاحظه می شود افزایش یک درصدی قیمت سوخت های معدنی و فرآورده های آن باعث می شود تا بطور متوسط؛

- شاخص بهای مصرف کننده و تولید کننده به ترتیب ۰.۲۵ و ۰.۴۷ درصد افزایش یابند،
- شاخص دستمزدها ۰.۲۳ درصد افزایش یابد،
- تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی سرانه به ترتیب ۰.۱۲ و ۰.۱۰ درصد افزایش یابند،
- کسری بودجه دولت ۱ درصد کاهش یابد،
- نقدینگی ۰.۰۳ درصد افزایش یابد،
- نرخ ارز بازار غیر رسمی ۰.۰۵ درصد افزایش یابد،
- اشتغال ۰.۰۲ درصد کاهش یابد،
- و نرخ بیکاری ۰.۵ درصد افزایش می یابد.

جدول ۱.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی برخی متغیرهای مدل و ضرایب تکاثر بلندمدت (افزایش یک درصدی قیمت سوخت‌های معدنی)

obs	CPI_۰	CPI_۱	ضریب تکاثر CPI	PPI_۰	PPI_۱	ضریب تکاثر PPI
۱۳۷۲Q۱	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۲Q۲	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۲Q۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۲Q۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۳Q۱	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۳Q۲	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۳Q۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۳Q۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۴Q۱	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۴Q۲	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۴Q۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۴Q۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۵Q۱	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۵Q۲	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۵Q۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۵Q۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱۳۷۶Q۱	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰

۱۳۷۶Q۲							
۱۳۷۶Q۳							
۱۳۷۶Q۴							
۱۳۷۷Q۱							
۱۳۷۷Q۲							
۱۳۷۷Q۳							
۱۳۷۷Q۴							
۱۳۷۸Q۱							
۱۳۷۸Q۲							
۱۳۷۸Q۳							
۱۳۷۸Q۴							
۱۳۷۹Q۱							
۱۳۷۹Q۲							
۱۳۷۹Q۳							
۱۳۷۹Q۴							
۱۳۸۰Q۱							
۱۳۸۰Q۲							
۱۳۸۰Q۳							
۱۳۸۰Q۴							
۱۳۸۱Q۱							
۱۳۸۱Q۲							
۱۳۸۱Q۳							
۱۳۸۱Q۴							

ردیف	تاریخ	موضوع	محل	ملاحظات
۱۳۸۲Q۱	۱۳۸۲/۱/۱	میانگین	۱۳۸۲/۱/۱	۱۳۸۲/۱/۱
۱۳۸۲Q۲	۱۳۸۲/۲/۱	میانگین	۱۳۸۲/۲/۱	۱۳۸۲/۲/۱
۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲/۳/۱	میانگین	۱۳۸۲/۳/۱	۱۳۸۲/۳/۱
۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲/۴/۱	میانگین	۱۳۸۲/۴/۱	۱۳۸۲/۴/۱

[illegible]

ادامهٔ جدول ۱.۶

۲۷۵

۱۳۷۵Q۴	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۶Q۱	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۶Q۲	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۶Q۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۶Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۷Q۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۷Q۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۷Q۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۷Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۸Q۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۸Q۲	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۸Q۳	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۸Q۴	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۹Q۱	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۹Q۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۹Q۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۹Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۰Q۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۰Q۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۰Q۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۰Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۱Q۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۱Q۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۱Q۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۱Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
میانگین						

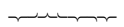
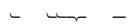
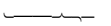
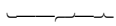
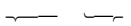
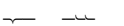
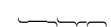
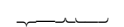
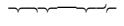
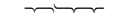
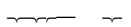
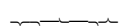
ادامهٔ جدول ۱.۶

obs	M۲_۰	M۲_۱	ضریب تکاثر M۲	EXRFM_۰	EXRFM_۱	ضریب تکاثر EXRFM
۱۳۷۲Q۱	ل ل	ل ل	ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۲Q۲	ل ل	ل ل	ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۲Q۳	ل ل	ل ل	ل	ل ل	ل ل	ل ل
۱۳۷۲Q۴	ل ل	ل ل	ل	ل ل	ل ل	ل ل

۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳
۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴
میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین

ادامهٔ جدول ۱.۶

obs	ET_۰	ET_۱	ضریب تکاثر ET	UT_۰	UT_۱	ضریب تکاثر UT
۱۳۷۲Q۱						
۱۳۷۲Q۲						
۱۳۷۲Q۳						
۱۳۷۲Q۴						
۱۳۷۳Q۱						
۱۳۷۳Q۲						
۱۳۷۳Q۳						
۱۳۷۳Q۴						
۱۳۷۴Q۱						
۱۳۷۴Q۲						
۱۳۷۴Q۳						
۱۳۷۴Q۴						
۱۳۷۵Q۱						
۱۳۷۵Q۲						
۱۳۷۵Q۳						
۱۳۷۵Q۴						
۱۳۷۶Q۱						
۱۳۷۶Q۲						
۱۳۷۶Q۳						
۱۳۷۶Q۴						
۱۳۷۷Q۱						

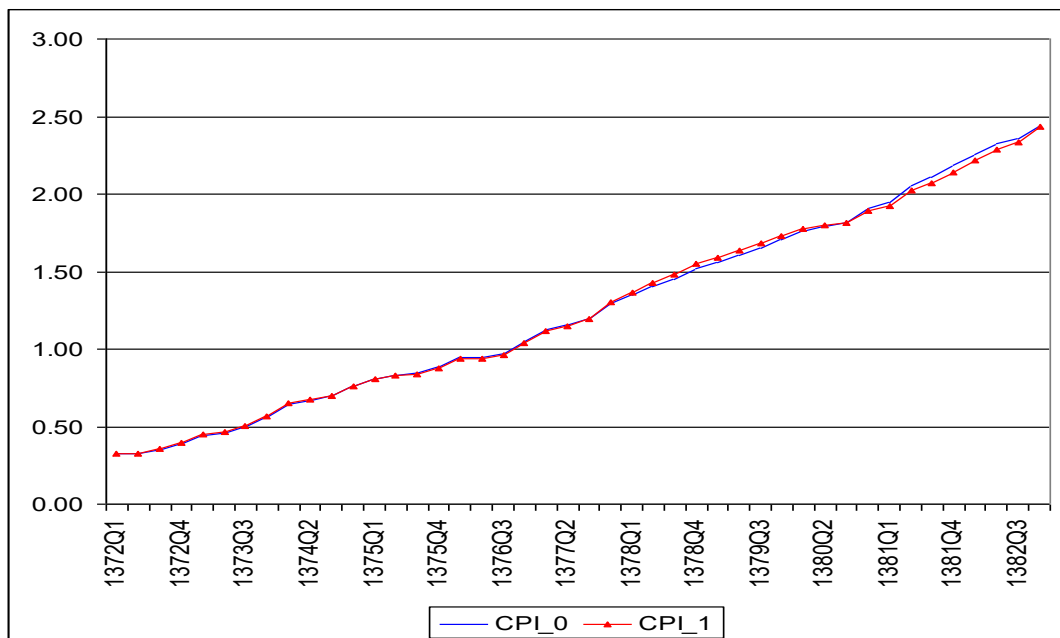
۱۳۷۷Q۲						
۱۳۷۷Q۳						
۱۳۷۷Q۴						
۱۳۷۸Q۱						
۱۳۷۸Q۲						
۱۳۷۸Q۳						
۱۳۷۸Q۴						
۱۳۷۹Q۱						
۱۳۷۹Q۲						
۱۳۷۹Q۳						
۱۳۷۹Q۴						
۱۳۸۰Q۱						
۱۳۸۰Q۲						
۱۳۸۰Q۳						
۱۳۸۰Q۴						
۱۳۸۱Q۱						
۱۳۸۱Q۲						
۱۳۸۱Q۳						
۱۳۸۱Q۴						
۱۳۸۲Q۱						
۱۳۸۲Q۲						
۱۳۸۲Q۳						

۱۳۸۲Q۴

میانگین

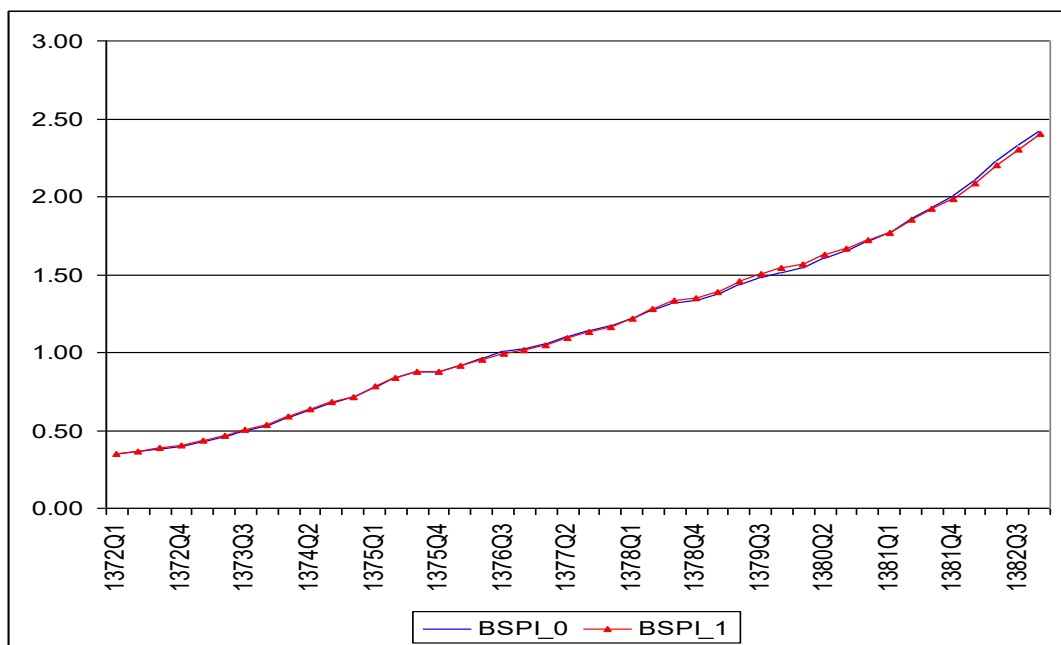
نمودار ۱.۶

شبیه سازی پویای کنترلی و اخلاقی شاخص بهای مصرف کننده



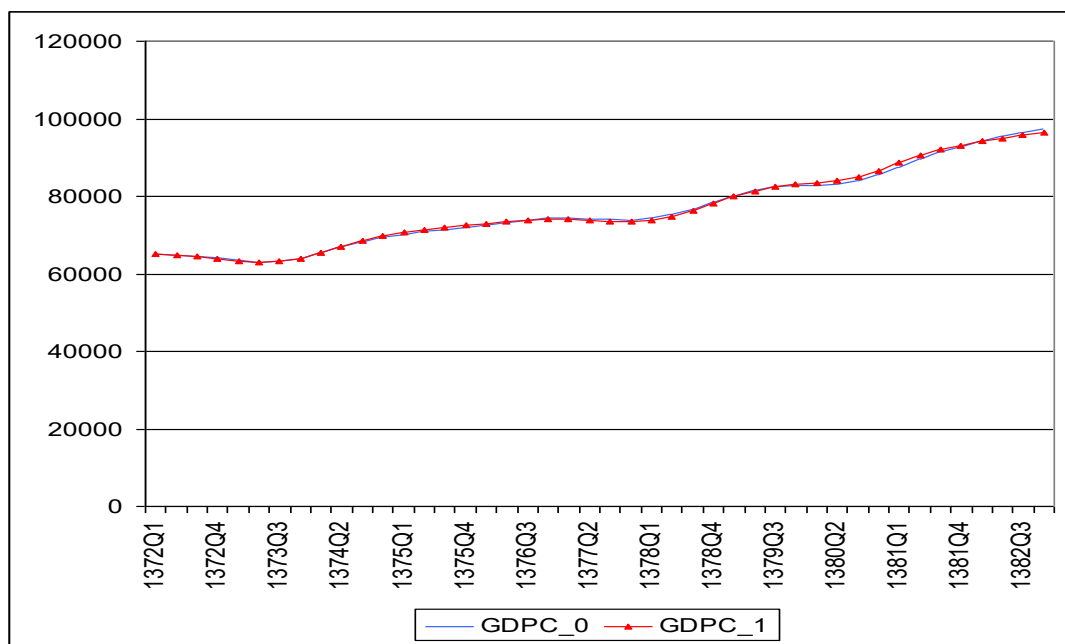
نمودار ۲.۶

شبیه سازی پویای کنترلی و اخلاقی شاخص دستمزد



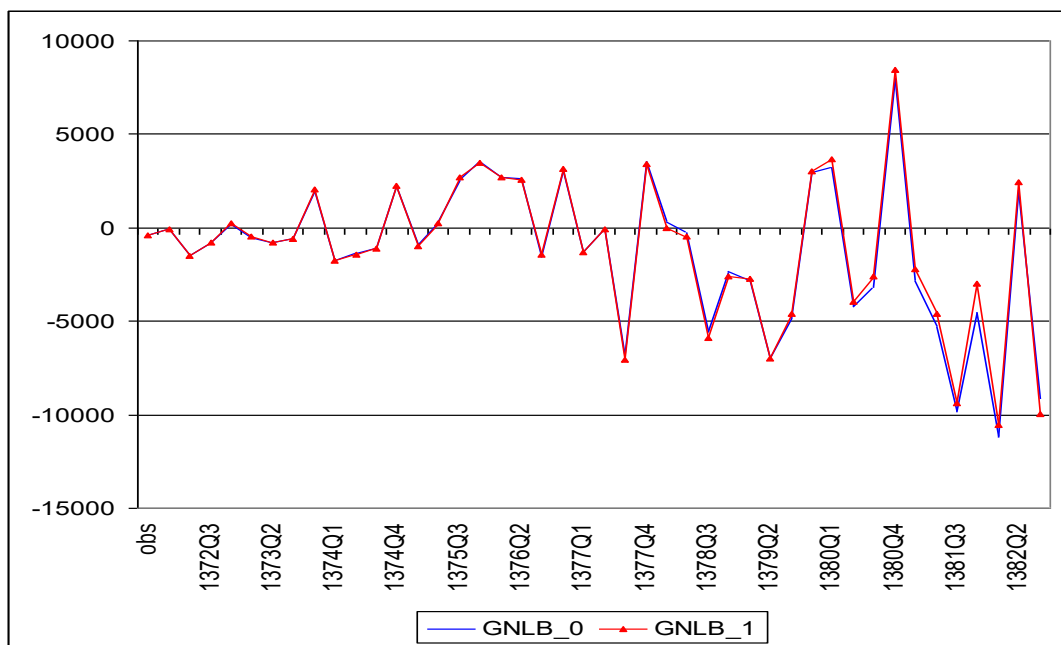
نمودار ۳.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی تولید ناخالص داخلی



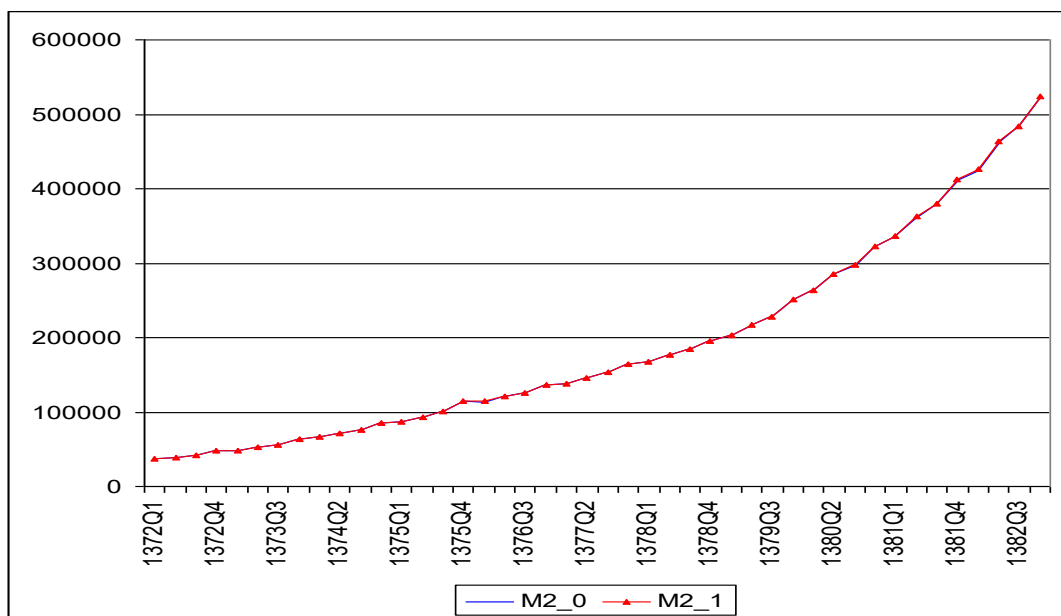
نمودار ۴.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی کسری بودجه دولت



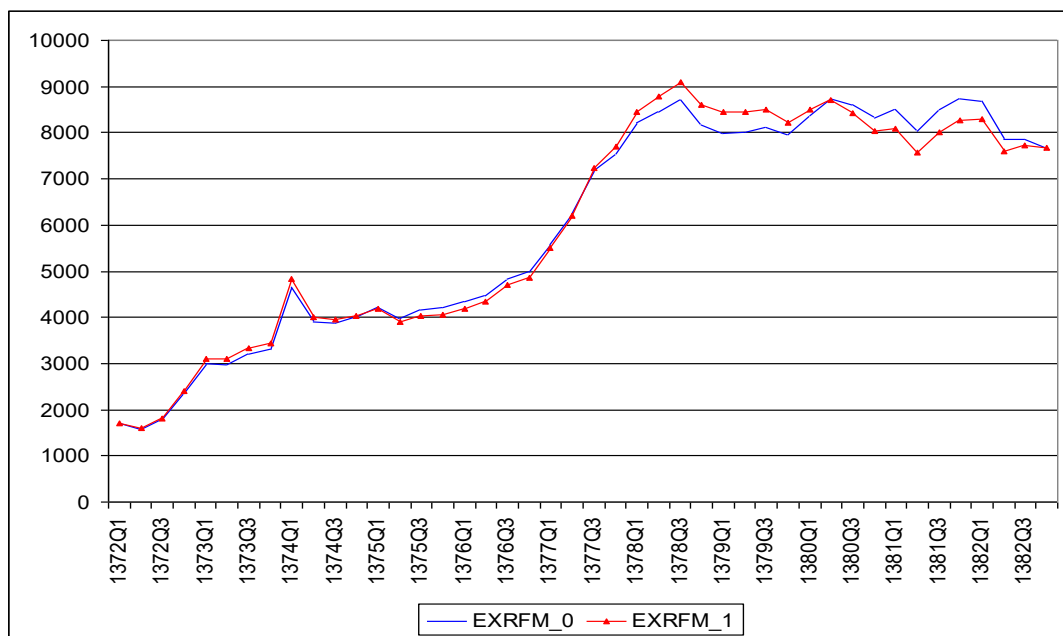
نمودار ۵.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی نقدینگی



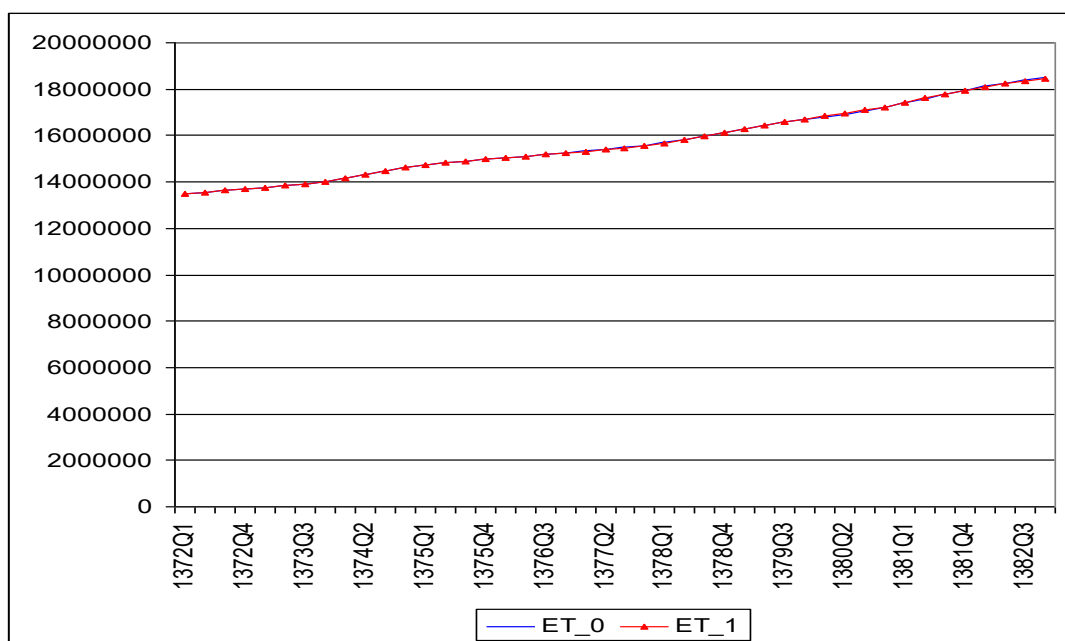
نمودار ۶.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی نرخ ارز بازار غیررسمی



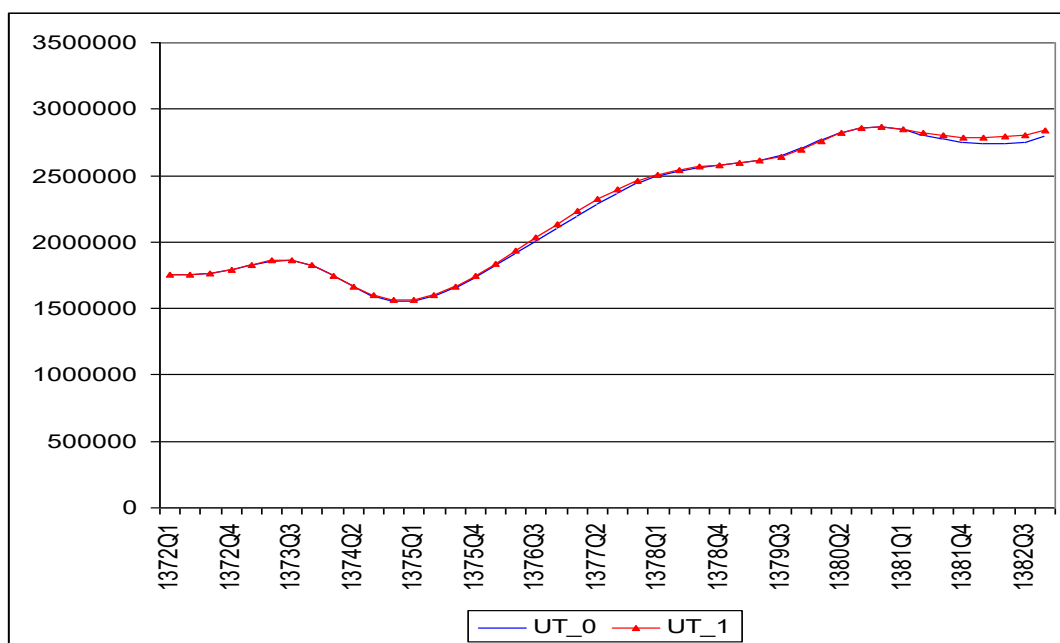
نمودار ۷.۶

شبیه‌سازی پویای کتتری و اخلاقی اشتغال کل



نمودار ۸.۶

شبیه‌سازی پویای کتتری و اخلاقی بیکاری



۲.۲.۶. کاهش یک درصدی نرخ سود مورد انتظار تسهیلات بانکی

چنانچه کاهش پایدار، مداوم و همزمان یک درصد نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار (یک ساله) و نرخ سود مورد انتظار تسهیلات مطمح نظر باشد، آنگاه مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و لذا تولید ناخالص ملی و به تبع آن درآمد ملی افزایش می‌یابد. از آنجا که واردات کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی وابسته است لذا بخشی از اثر افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر تولید ناخالص داخلی تعدیل می‌گردد.

درآمد مالیاتی دولت اعم از مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به تبع افزایش مصرف و درآمد ملی افزایش یافته و لذا مخارج جاری دولت که تابعی از درآمدهای دولت است نیز افزایش خواهد یافت. بخشی از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت که متأثر از تراز عملیاتی دولت است نیز تغییر نموده و لذا کسری بودجه دولت از برآیند اثرات فوق محاسبه می‌گردد.

کاهش نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار و افزایش تولید ناخالص داخلی، بر میزان اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری افزوده و لذا حجم پول افزایش خواهد یافت. اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها با کاهش نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار افزایش یافته و لذا با بالا رفتن اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و نزد بانک‌ها پایه پولی و به تبع آن نقدینگی افزایش خواهد یافت. کاهش نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری و افزایش تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز تأثیر گذاشته و لذا واردات و صادرات کالاها و خدمات و به تبع آن تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار خواهند داد.

تغییر در نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز، شاخص بهای تولید کننده بر حسب گروه‌های اصلی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری بر حسب گروه‌های اصلی، شاخص بهای کالاهای وارداتی و کالاهای صادراتی و همچنین شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی و شاخص بهای خدمات ساختمانی به عنوان شاخص دستمزد را تحت تأثیر قرار خواهند داد.

از یک طرف شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و همچنین شاخص دستمزد عرضه نیروی کار زنان و مردان را تحت تأثیر قرار داده و از طرفی دیگر تولید ناخالص داخلی و شاخص دستمزد اشتغال یا تقاضای نیروی کار زنان و مردان را متأثر خواهد کرد. از تفاضل عرضه و تقاضای نیروی کار، بیکار هر گروه و لذا نرخ بیکاری، سهم اشتغال و همچنین نرخ مشارکت زنان و مردان محاسبه خواهد شد.

نرخ بیکاری بر شاخص دستمزد تأثیر گذاشته و شاخص دستمزد نیز شاخص بهای تولید کننده و به تبع آن شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی را تغییر خواهد داد. هر یک از موارد یاد شده بر برخی از متغیرهای درون‌زای مدل تأثیر گذاشته و مقادیر آن به وسیله شبیه‌سازی مدل قابل محاسبه خواهد بود.

اما چنانچه فقط کاهش پایدار و مداوم یک درصد نرخ سود مورد انتظار تسهیلات مطمح نظر باشد، آنگاه در بخش حساب‌های ملی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و لذا تولید ناخالص ملی و به تبع آن درآمد ملی افزایش می‌یابد. از آنجا که واردات کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی وابسته است لذا بخشی از اثر افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر تولید ناخالص داخلی تعدیل می‌گردد.

درآمد مالیاتی دولت اعم از مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به تبع افزایش درآمد ملی افزایش یافته و لذا مخارج جاری دولت که تابعی از درآمدهای دولت است نیز افزایش خواهد یافت. بخشی از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دولت که متأثر از تراز عملیاتی دولت است نیز تغییر نموده و لذا کسری بودجه دولت از برآیند اثرات فوق محاسبه می‌گردد.

افزایش تولید ناخالص داخلی، بر میزان اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری افزوده و لذا حجم پول افزایش خواهد یافت. با بالا رفتن اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و نزد بانک‌ها پایه پولی و ضریب تکاثری و به تبع آن نقدینگی تغییر خواهد کرد.

افزایش تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز تأثیر گذاشته و لذا واردات و صادرات کالاها و خدمات و به تبع آن تولید ناخالص داخلی را مجدداً تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

تغییر در نقدینگی و تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز، شاخص بهای تولید کننده بر حسب گروه‌های اصلی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری بر حسب گروه‌های اصلی، شاخص بهای کالاهای

وارداتی و کالاهای صادراتی و همچنین شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی و شاخص بهای خدمات ساختمانی به عنوان شاخص دستمزد را تحت تأثیر قرار خواهند داد.

از یک طرف شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و همچنین شاخص دستمزد عرضه نیروی کار زنان و مردان را تحت تأثیر قرار داده و از طرفی دیگر تولید ناخالص داخلی و شاخص دستمزد اشتغال یا تقاضای نیروی کار زنان و مردان را متأثر خواهد کرد. از تفاضل عرضه و تقاضای نیروی کار، بیکار هر گروه و لذا نرخ بیکاری، سهم اشتغال و همچنین نرخ مشارکت زنان و مردان محاسبه خواهد شد.

نرخ بیکاری بر شاخص دستمزد تأثیر گذاشته و شاخص دستمزد نیز شاخص بهای تولید کننده و به تبع آن شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی را تغییر خواهد داد. هر یک از موارد یاد شده بر برخی از متغیرهای درون زای مدل تأثیر گذاشته و مقادیر آن به وسیله شبیه سازی مدل قابل محاسبه خواهد بود.

در جدول ۲.۶ مقادیر عددی شبیه سازی کنترلی و اخلاقی و همچنین ضرایب تکاثر برخی از متغیرهای درون زای مدل محاسبه شده است. همچنین نمودار ۹.۶ الی ۱۶.۶ شبیه سازی کنترلی و اخلاقی مدل را پس از کاهش یک درصدی نرخ سود مورد انتظار تسهیلات بانکی نشان می دهد. همان طور که ملاحظه می شود کاهش یک درصدی متوسط نرخ سود مورد انتظار تسهیلات بانکی باعث می شود تا در بلندمدت بطور متوسط؛

- شاخص بهای مصرف کننده ۱.۵ درصد کاهش یابد،
- شاخص بهای تولید کننده ۱.۵ درصد کاهش یابد،
- شاخص دستمزدها ۱ درصد کاهش یابد،
- تولید ناخالص داخلی ۰.۴۷ درصد و درآمد ملی سرانه ۰.۴ درصد افزایش یابد،
- کسری بودجه دولت ۱.۲ درصد کاهش یابد،
- نقدینگی ۰.۰۷ درصد افزایش یابد،
- نرخ ارز بازار غیر رسمی ۷ درصد کاهش یابد،
- اشتغال ۰.۱۴ درصد افزایش یابد،
- و نرخ بیکاری ۱.۸ درصد کاهش می یابد.

جدول ۲.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی برخی متغیرهای مدل و ضرایب تکاثر بلندمدت آنها (کاهش یک درصدی نرخ سود تسهیلات بانکی)

obs	CPI_۰	CPI_۲	ضریب تکاثر CPI	PPI_۰	PPI_۲	ضریب تکاثر PPI
۱۳۷۲Q						
۱						
۱۳۷۲Q						
۲						
۱۳۷۲Q						
۳						
۱۳۷۲Q						
۴						
۱۳۷۳Q						
۱						
۱۳۷۳Q						
۲						
۱۳۷۳Q						
۳						
۱۳۷۳Q						
۴						
۱۳۷۴Q						
۱						
۱۳۷۴Q						
۲						

۱۳۷۹Q						
۲						
۱۳۷۹Q						
۳						
۱۳۷۹Q						
۴						
۱۳۸۰Q						
۱						
۱۳۸۰Q						
۲						
۱۳۸۰Q						
۳						
۱۳۸۰Q						
۴						
۱۳۸۱Q						
۱						
۱۳۸۱Q						
۲						
۱۳۸۱Q						
۳						
۱۳۸۱Q						
۴						
۱۳۸۲Q						
۱						
۱۳۸۲Q						
۲						
۱۳۸۲Q						
۳						
۱۳۸۲Q						
۴						
میانگین						

ادامهٔ جدول ۲.۶

obs	BSPI_۰	BSPI_۲	ضریب تکاثر BSPI	GDPC_۰	GDPC_۲	ضریب تکاثر GDPC
۱۳۷۲Q۱						

۱۳۷۱Q۲						
۱۳۷۱Q۳						
۱۳۷۱Q۴						
۱۳۷۲Q۱						
۱۳۷۲Q۲						
۱۳۷۲Q۳						
۱۳۷۲Q۴						
۱۳۷۴Q۱						
۱۳۷۴Q۲						
۱۳۷۴Q۳						
۱۳۷۴Q۴						
۱۳۷۵Q۱						
۱۳۷۵Q۲						
۱۳۷۵Q۳						
۱۳۷۵Q۴						
۱۳۷۶Q۱						
۱۳۷۶Q۲						
۱۳۷۶Q۳						
۱۳۷۶Q۴						

۱۳۸۱Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۸۲Q۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل
میانگین	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل	ل

ادامهٔ جدول ۲.۶

obs	NICP ضریب			GNLB ضریب		
	NICP_۰	NICP_۲	تکثیر	GNLB_۰	GNLB_۲	تکثیر
۱۳۷۲Q ۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۲Q ۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۲Q ۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۲Q ۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۳Q ۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۳Q ۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۳Q ۳	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۳Q ۴	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۴Q ۱	ل	ل	ل	ل	ل	ل
۱۳۷۴Q ۲	ل	ل	ل	ل	ل	ل

۱۳۷۴Q							
۳							
۱۳۷۴Q							
۴							
۱۳۷۵Q							
۱							
۱۳۷۵Q							
۲							
۱۳۷۵Q							
۳							
۱۳۷۵Q							
۴							
۱۳۷۶Q							
۱							
۱۳۷۶Q							
۲							
۱۳۷۶Q							
۳							
۱۳۷۶Q							
۴							
۱۳۷۷Q							
۱							
۱۳۷۷Q							
۲							
۱۳۷۷Q							
۳							
۱۳۷۷Q							
۴							
۱۳۷۸Q							
۱							
۱۳۷۸Q							
۲							
۱۳۷۸Q							
۳							
۱۳۷۸Q							
۴							
۱۳۷۹Q							
۱							

۱۳۷۹Q						
۲						
۱۳۷۹Q						
۳						
۱۳۷۹Q						
۴						
۱۳۸۰Q						
۱						
۱۳۸۰Q						
۲						
۱۳۸۰Q						
۳						
۱۳۸۰Q						
۴						
۱۳۸۱Q						
۱						
۱۳۸۱Q						
۲						
۱۳۸۱Q						
۳						
۱۳۸۱Q						
۴						
۱۳۸۲Q						
۱						
۱۳۸۲Q						
۲						
۱۳۸۲Q						
۳						
۱۳۸۲Q						
۴						
میانگین						

ادامهٔ جدول ۲.۶

obs	M۲_۰	M۲_۲	ضریب تکاثر M۲	EXRFM_۰	EXRFM_۲	ضریب تکاثر EXRFM
۱۳۷۲Q۱						

۱۳۷۷Q۱				
۱۳۷۷Q۲				
۱۳۷۷Q۳				
۱۳۷۷Q۴				
۱۳۷۸Q۱				
۱۳۷۸Q۲				
۱۳۷۸Q۳				
۱۳۷۸Q۴				
۱۳۷۹Q۱				
۱۳۷۹Q۲				
۱۳۷۹Q۳				
۱۳۷۹Q۴				
۱۳۸۰Q۱				
۱۳۸۰Q۲				
۱۳۸۰Q۳				
۱۳۸۰Q۴				
۱۳۸۱Q۱				
۱۳۸۱Q۲				
۱۳۸۱Q۳				

۱۳۸۱Q۴	۱۳۸۱Q۴	۱۳۸۱Q۴	۱۳۸۱Q۴	۱۳۸۱Q۴	۱۳۸۱Q۴	۱۳۸۱Q۴
۱۳۸۲Q۱	۱۳۸۲Q۱	۱۳۸۲Q۱	۱۳۸۲Q۱	۱۳۸۲Q۱	۱۳۸۲Q۱	۱۳۸۲Q۱
۱۳۸۲Q۲	۱۳۸۲Q۲	۱۳۸۲Q۲	۱۳۸۲Q۲	۱۳۸۲Q۲	۱۳۸۲Q۲	۱۳۸۲Q۲
۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳	۱۳۸۲Q۳
۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴	۱۳۸۲Q۴
میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین

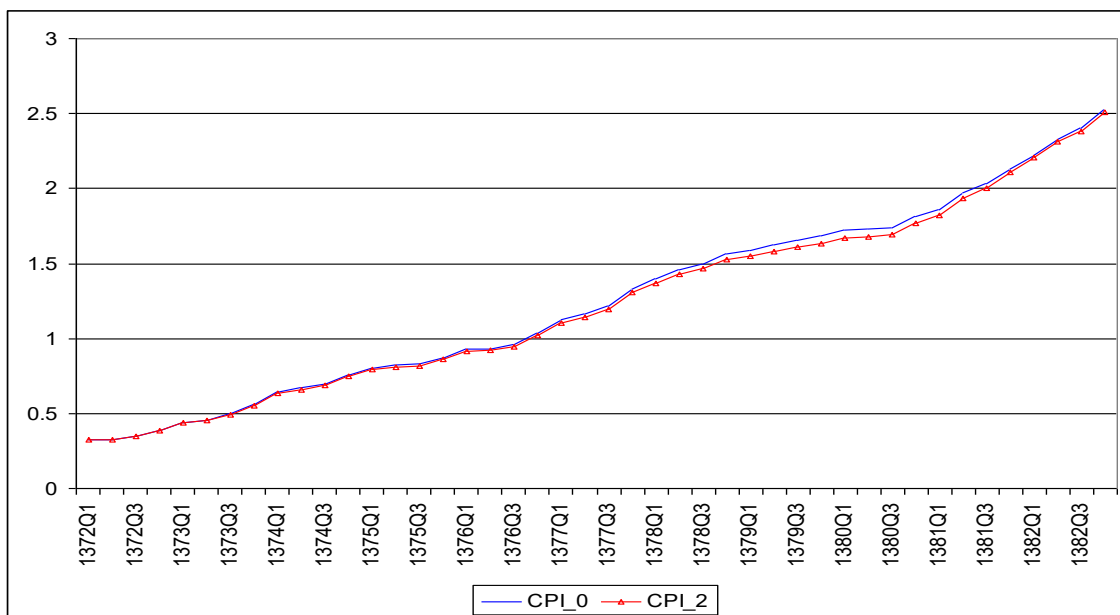
ادامهٔ جدول ۲.۶

obs	ET_۰	ET_۲	ضریب تکاثر ET	UT_۰	UT_۲	ضریب تکاثر UT
۱۳۷۲Q۱	۱۳۷۲Q۱	۱۳۷۲Q۱	۱۳۷۲Q۱	۱۳۷۲Q۱	۱۳۷۲Q۱	۱۳۷۲Q۱
۱۳۷۲Q۲	۱۳۷۲Q۲	۱۳۷۲Q۲	۱۳۷۲Q۲	۱۳۷۲Q۲	۱۳۷۲Q۲	۱۳۷۲Q۲
۱۳۷۲Q۳	۱۳۷۲Q۳	۱۳۷۲Q۳	۱۳۷۲Q۳	۱۳۷۲Q۳	۱۳۷۲Q۳	۱۳۷۲Q۳
۱۳۷۲Q۴	۱۳۷۲Q۴	۱۳۷۲Q۴	۱۳۷۲Q۴	۱۳۷۲Q۴	۱۳۷۲Q۴	۱۳۷۲Q۴
۱۳۷۳Q۱	۱۳۷۳Q۱	۱۳۷۳Q۱	۱۳۷۳Q۱	۱۳۷۳Q۱	۱۳۷۳Q۱	۱۳۷۳Q۱
۱۳۷۳Q۲	۱۳۷۳Q۲	۱۳۷۳Q۲	۱۳۷۳Q۲	۱۳۷۳Q۲	۱۳۷۳Q۲	۱۳۷۳Q۲
۱۳۷۳Q۳	۱۳۷۳Q۳	۱۳۷۳Q۳	۱۳۷۳Q۳	۱۳۷۳Q۳	۱۳۷۳Q۳	۱۳۷۳Q۳
۱۳۷۳Q۴	۱۳۷۳Q۴	۱۳۷۳Q۴	۱۳۷۳Q۴	۱۳۷۳Q۴	۱۳۷۳Q۴	۱۳۷۳Q۴
۱۳۷۴Q۱	۱۳۷۴Q۱	۱۳۷۴Q۱	۱۳۷۴Q۱	۱۳۷۴Q۱	۱۳۷۴Q۱	۱۳۷۴Q۱
۱۳۷۴Q۲	۱۳۷۴Q۲	۱۳۷۴Q۲	۱۳۷۴Q۲	۱۳۷۴Q۲	۱۳۷۴Q۲	۱۳۷۴Q۲
۱۳۷۴Q۳	۱۳۷۴Q۳	۱۳۷۴Q۳	۱۳۷۴Q۳	۱۳۷۴Q۳	۱۳۷۴Q۳	۱۳۷۴Q۳

۱۳۷۹Q۳						
۱۳۷۹Q۴						
۱۳۸۰Q۱						
۱۳۸۰Q۲						
۱۳۸۰Q۳						
۱۳۸۰Q۴						
۱۳۸۱Q۱						
۱۳۸۱Q۲						
۱۳۸۱Q۳						
۱۳۸۱Q۴						
۱۳۸۲Q۱						
۱۳۸۲Q۲						
۱۳۸۲Q۳						
۱۳۸۲Q۴						
میانگین						

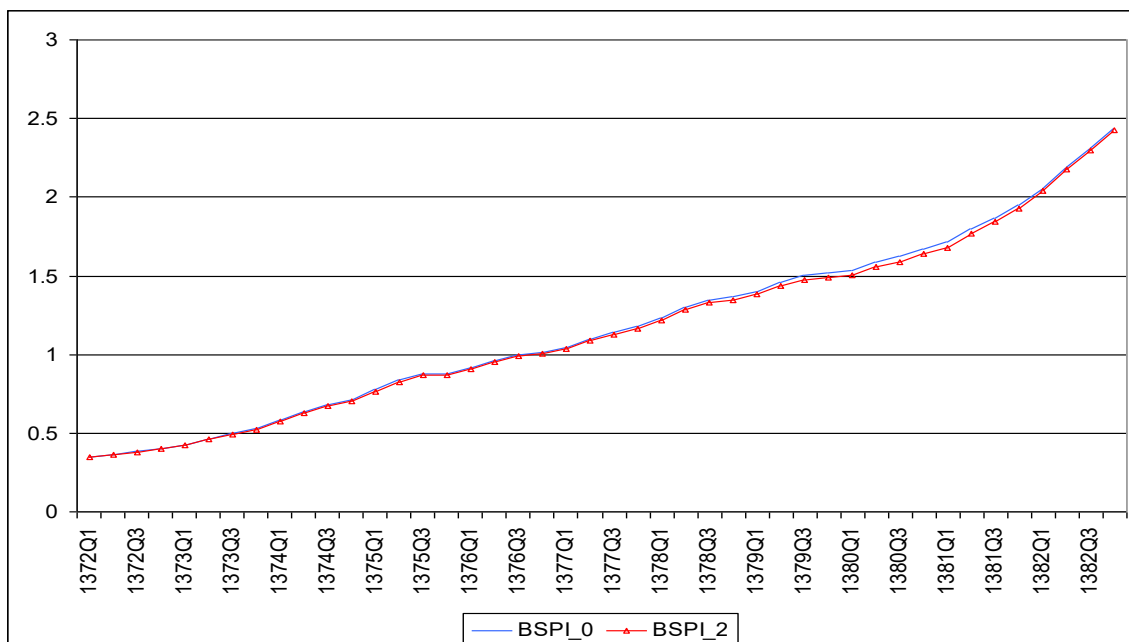
نمودار ۹.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی شاخص بهای مصرف‌کننده



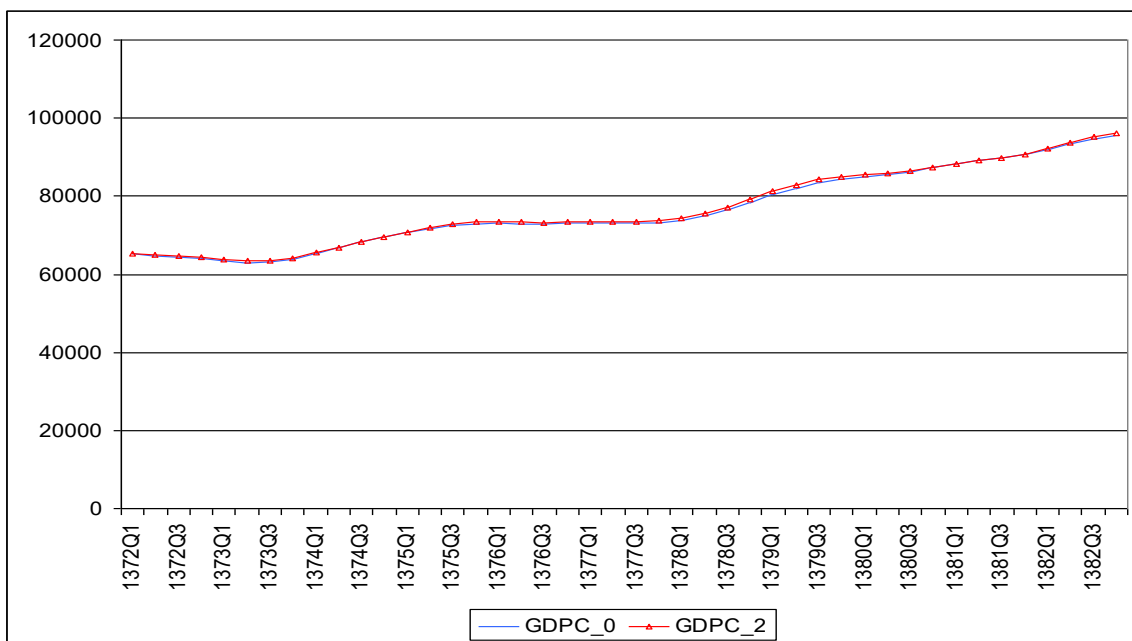
نمودار ۱۰.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی شاخص دستمزد



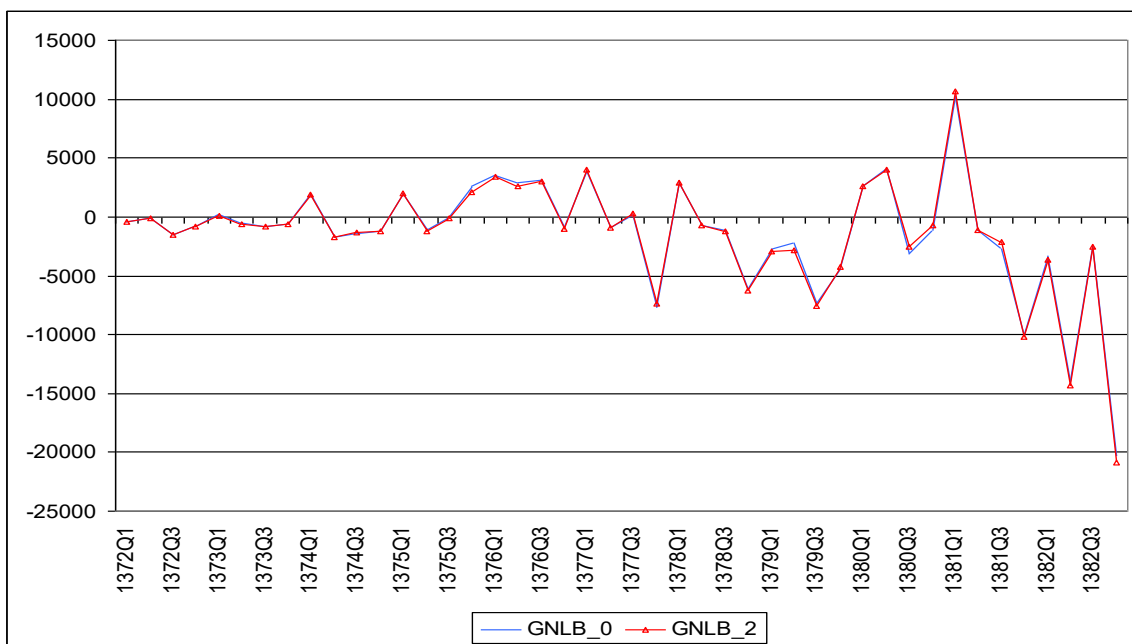
نمودار ۱۱.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی تولید ناخالص داخلی



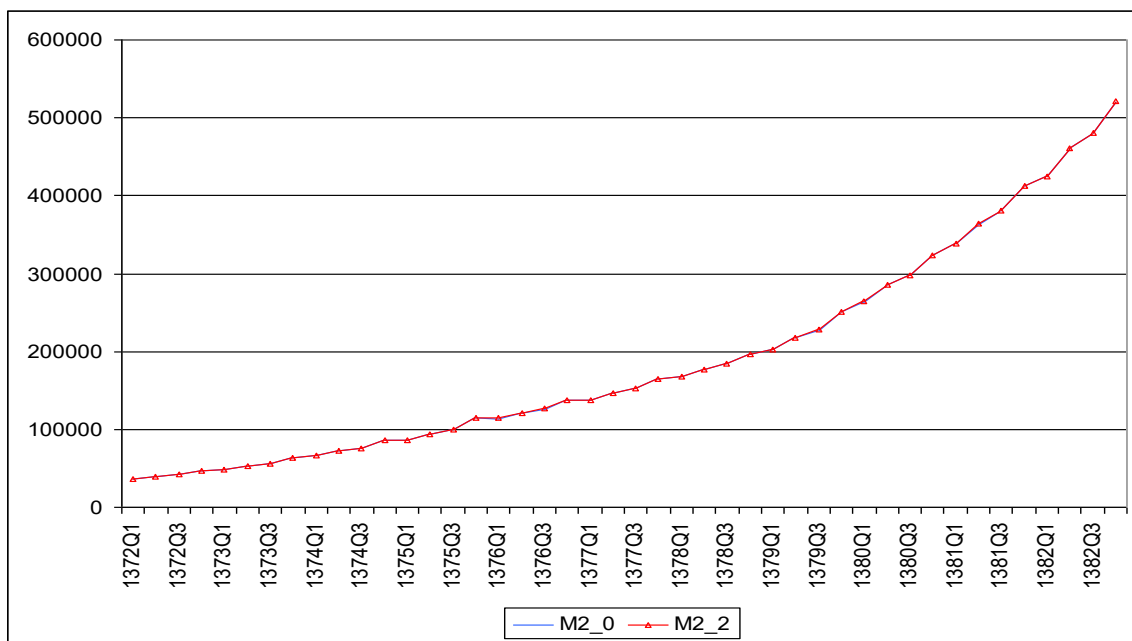
نمودار ۱۲.۶

شبیه‌سازی پویای کتتری و اخلاقی کسری بودجه دولت



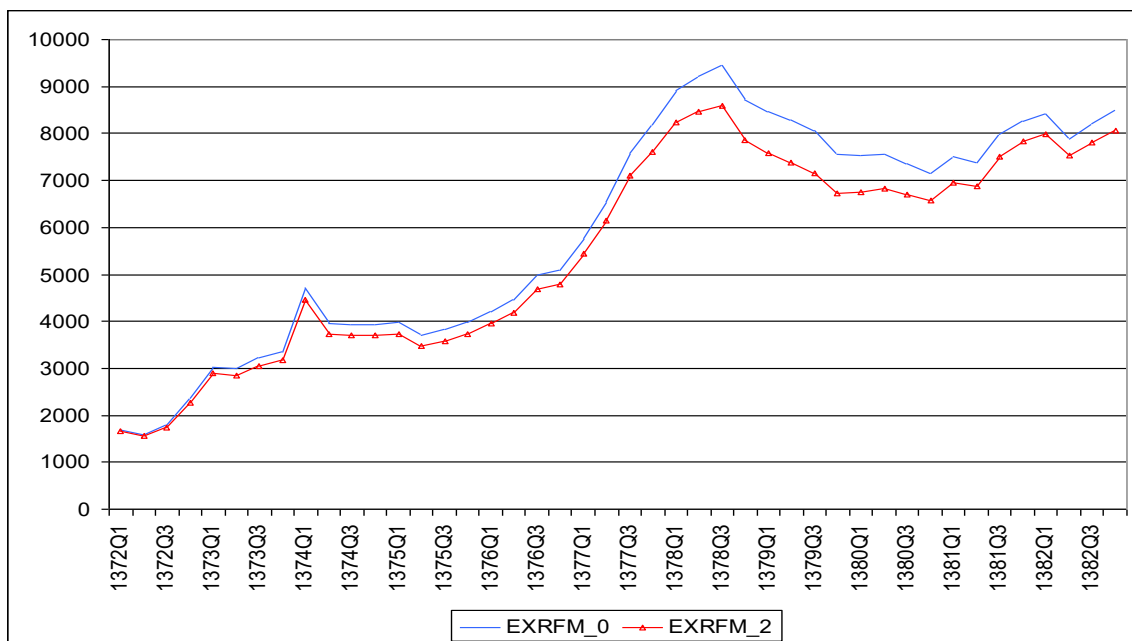
نمودار ۱۳.۶

شبیه‌سازی پویای کتتری و اخلاقی نقدینگی



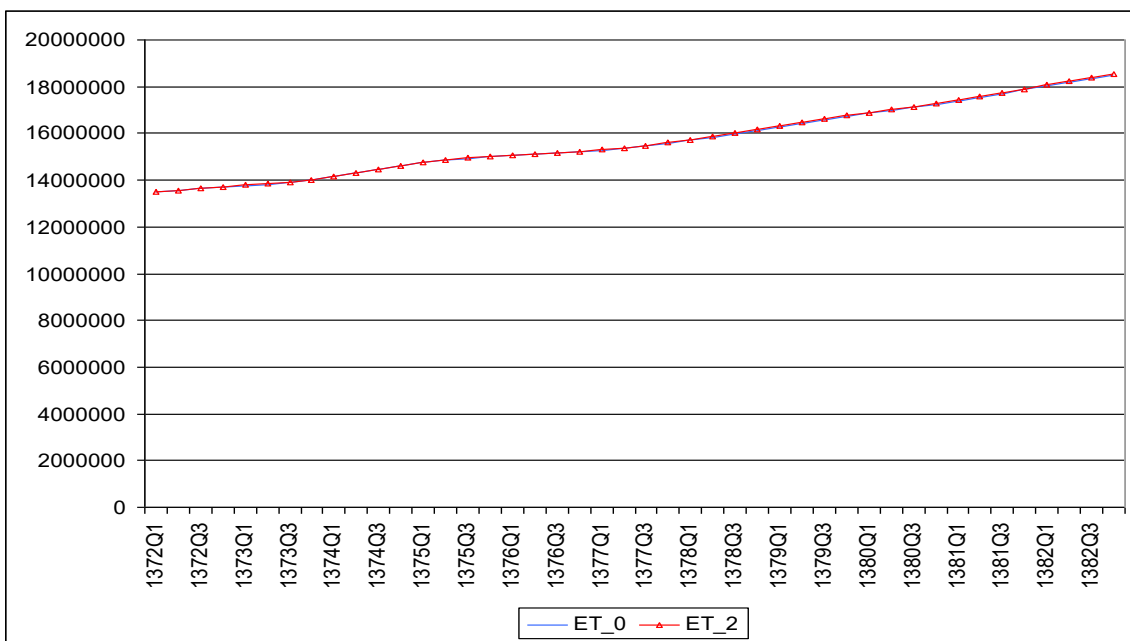
نمودار ۱۴.۶

شبیه سازی پویای کنترلی و اخلالی نرخ ارز بازار غیررسمی



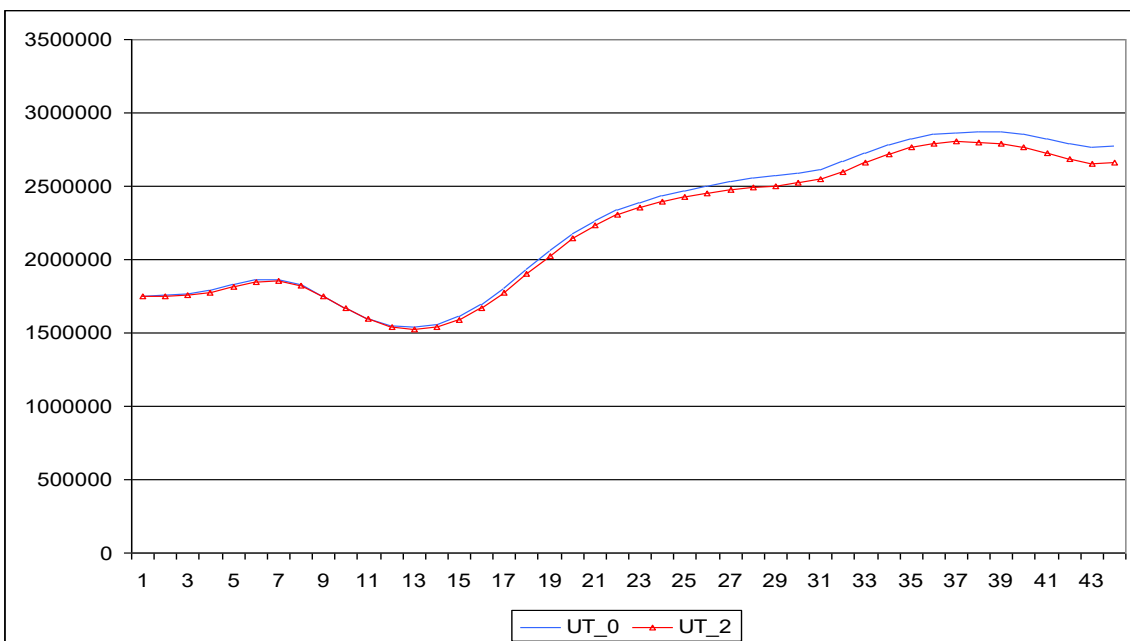
نمودار ۱۵.۶

شبیه سازی پویای کنترلی و اخلالی اشتغال کل



نمودار ۱۶.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی بیکاری



۳.۲.۶. افزایش یک درصدی قیمت جهانی نفت خام

یک درصد افزایش مداوم در قیمت جهانی نفت خام نه تنها شاخص قیمتی صادراتی نفت و گاز بلکه شاخص قیمت مصرف کننده کشورهای صنعتی را افزایش خواهد داد. با افزایش شاخص قیمت مصرف کننده کشورهای صنعتی، شاخص قیمتی کالاهای وارداتی افزایش یافته و به تبع آن شاخص قیمت تولیدکننده و سپس مصرف کننده تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

با تغییر دز شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف کننده مصرف و سرمایه گذاری بخش خصوصی و دولتی و به تبع آن تولید ناخالص ملی تغییر نموده، و از آنجا که واردات کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت کالاهای وارداتی وابسته است لذا تولید ناخالص داخلی مجدداً تغییر می نماید.

درآمد مالیاتی دولت اعم از مالیات های مستقیم و غیرمستقیم به تبع افزایش مصرف و درآمد ملی افزایش یافته و لذا مخارج جاری دولت که تابعی از درآمدهای دولت است نیز افزایش خواهد یافت. واگذاری دارایی های سرمایه ای دولت به تبع تغییر در تراز عملیاتی دولت و افزایش قیمت نفت تغییر نموده و لذا با افزایش قیمت جهانی نفت خام کسری بودجه دولت تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

افزایش تولید ناخالص داخلی، بر میزان اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده های دیداری افزوده و لذا حجم پول، ضریب تکاثری پول و پایه پولی و نهایتاً نقدینگی افزایش خواهد یافت.

افزایش تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز تأثیر گذاشته و لذا واردات و صادرات کالاها و خدمات و به تبع آن تولید ناخالص داخلی تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

تغییر در نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز، شاخص بهای تولید کننده بر حسب گروه های اصلی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری بر حسب گروه های اصلی، شاخص بهای کالاهای وارداتی و کالاهای صادراتی و همچنین شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی و شاخص بهای خدمات ساختمانی به عنوان شاخص دستمزد را مجدداً تحت تأثیر قرار خواهند داد.

از یک طرف شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و همچنین شاخص دستمزد عرضه نیروی کار زنان و مردان را تحت تأثیر قرار داده و از طرفی دیگر تولید ناخالص داخلی و شاخص دستمزد اشتغال یا تقاضای نیروی کار زنان و مردان را متأثر خواهد کرد. از تفاضل عرضه و تقاضای نیروی کار، بیکار هر گروه و لذا نرخ بیکاری، سهم اشتغال و همچنین نرخ مشارکت زنان و مردان محاسبه خواهد شد.

نرخ بیکاری بر شاخص دستمزد تأثیر گذاشته و شاخص دستمزد نیز شاخص بهای تولید کننده و به تبع آن شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی را تغییر خواهد داد. هر یک از موارد یاد شده بر برخی از متغیرهای درون زای مدل تأثیر گذاشته و مقادیر آن به وسیله شبیه سازی مدل قابل محاسبه خواهد بود.

در جدول ۳.۶ مقادیر عددی شبیه‌سازی کنترلی و اخلاقی و همچنین ضرایب تکاثر برخی از متغیرهای درون‌زای مدل محاسبه شده است. همچنین نمودار ۱۷.۶ الی ۲۴.۶ شبیه‌سازی کنترلی و اخلاقی مدل را پس از افزایش یک درصدی قیمت جهانی نفت خام نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود کاهش یک درصدی متوسط نرخ سود مورد انتظار تسهیلات بانکی باعث می‌شود تا در بلندمدت بطور متوسط؛

- شاخص بهای مصرف کننده ۰.۰۵ درصد کاهش یابد،
- شاخص بهای تولید کننده ۰.۰۲ درصد کاهش یابد،
- شاخص دستمزدها ۰.۰۱۴ درصد کاهش یابد،
- تولید ناخالص داخلی ۰.۰۱۲ درصد افزایش یابد،
- درآمد ملی سرانه ۰.۰۳۴ درصد افزایش یابد،
- کسری بودجه دولت ۱.۸ درصد کاهش یابد،
- نقدینگی ۰.۰۰۳ درصد افزایش یابد،
- نرخ ارز بازار غیر رسمی ۰.۳۸ درصد کاهش یابد،
- اشتغال ۰.۰۰۱۸ درصد افزایش یابد،
- و نرخ بیکاری ۰.۰۳۵ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۳.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی برخی متغیرهای مدل و ضرایب تکاثر بلندمدت آن‌ها (افزایش یک درصدی قیمت جهانی نفت)

CPI_۰	CPI_۳	ضریب تکاثر CPI	PPI_۰	PPI_۳	ضریب تکاثر PPI

۱۳۷۲Q						
۱						
۱۳۷۲Q						
۲						
۱۳۷۲Q						
۳						
۱۳۷۲Q						
۴						
۱۳۷۳Q						
۱						
۱۳۷۳Q						
۲						
۱۳۷۳Q						
۳						
۱۳۷۳Q						
۴						
۱۳۷۴Q						
۱						
۱۳۷۴Q						
۲						
۱۳۷۴Q						
۳						
۱۳۷۴Q						
۴						
۱۳۷۵Q						
۱						
۱۳۷۵Q						
۲						
۱۳۷۵Q						
۳						
۱۳۷۵Q						
۴						
۱۳۷۶Q						
۱						
۱۳۷۶Q						
۲						
۱۳۷۶Q						
۳						

۱۳۷۶Q				۲			
۴	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۷Q							
۱	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۷Q							
۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۷Q							
۳	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۷Q							
۴	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۸Q							
۱	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۸Q							
۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۸Q							
۳	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۸Q							
۴	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۹Q							
۱	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۹Q							
۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۹Q							
۳	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۷۹Q							
۴	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۸۰Q							
۱	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۸۰Q							
۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۸۰Q							
۳	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۸۰Q							
۴	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۸۱Q							
۱	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳۸۱Q							
۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷

۱۳۸۱Q							
۳							
۱۳۸۱Q							
۴							
۱۳۸۲Q							
۱							
۱۳۸۲Q							
۲							
۱۳۸۲Q							
۳							
۱۳۸۲Q							
۴							
میانگین							

ادامه جدول ۳.۶

	BSPI_۰	BSPI_۳	ضریب نکاثر BSPI	GDPC_۰	GDPC_۳	ضریب نکاثر GDPC
۱۳۷۲Q						
۱						
۱۳۷۲Q						
۲						
۱۳۷۲Q						
۳						
۱۳۷۲Q						
۴						
۱۳۷۳Q						
۱						
۱۳۷۳Q						
۲						
۱۳۷۳Q						
۳						
۱۳۷۳Q						
۴						
۱۳۷۴Q						
۱						
۱۳۷۴Q						
۲						

۱۳۷۴Q						
۳						
۱۳۷۴Q						
۴						
۱۳۷۵Q						
۱						
۱۳۷۵Q						
۲						
۱۳۷۵Q						
۳						
۱۳۷۵Q						
۴						
۱۳۷۶Q						
۱						
۱۳۷۶Q						
۲						
۱۳۷۶Q						
۳						
۱۳۷۶Q						
۴						
۱۳۷۷Q						
۱						
۱۳۷۷Q						
۲						
۱۳۷۷Q						
۳						
۱۳۷۷Q						
۴						
۱۳۷۸Q						
۱						
۱۳۷۸Q						
۲						
۱۳۷۸Q						
۳						
۱۳۷۸Q						
۴						
۱۳۷۹Q						
۱						

۱۳۷۹Q						
۲						
۱۳۷۹Q						
۳						
۱۳۷۹Q						
۴						
۱۳۸۰Q						
۱						
۱۳۸۰Q						
۲						
۱۳۸۰Q						
۳						
۱۳۸۰Q						
۴						
۱۳۸۱Q						
۱						
۱۳۸۱Q						
۲						
۱۳۸۱Q						
۳						
۱۳۸۱Q						
۴						
۱۳۸۲Q						
۱						
۱۳۸۲Q						
۲						
۱۳۸۲Q						
۳						
۱۳۸۲Q						
۴						
میانگین						

ادامه جدول ۳.۶

	NICP_۰	NICP_۲	ضریب تکاثر NICP	GNLB_۰	GNLB_۲	ضریب تکاثر GNLB
۱۳۷۲Q						
۱						

۱۳۷۲Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۲Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۳	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۲Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۴	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۲Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۲Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۲Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۳	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۲Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۴	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۴Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۴Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۴Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۳	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۴Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۴	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۵Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۵Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۵Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۳	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۵Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۴	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۶Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۶Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۶Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۳	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
۱۳۷۶Q		۲	۲	۲	۲	۲	۲
۴	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲

۱۳۷۷Q							
۱							
۱۳۷۷Q							
۲							
۱۳۷۷Q							
۳							
۱۳۷۷Q							
۴							
۱۳۷۸Q							
۱							
۱۳۷۸Q							
۲							
۱۳۷۸Q							
۳							
۱۳۷۸Q							
۴							
۱۳۷۹Q							
۱							
۱۳۷۹Q							
۲							
۱۳۷۹Q							
۳							
۱۳۷۹Q							
۴							
۱۳۸۰Q							
۱							
۱۳۸۰Q							
۲							
۱۳۸۰Q							
۳							
۱۳۸۰Q							
۴							
۱۳۸۱Q							
۱							
۱۳۸۱Q							
۲							
۱۳۸۱Q							
۳							

۱۳۸۱Q						
۴						
۱۳۸۲Q						
۱						
۱۳۸۲Q						
۲						
۱۳۸۲Q						
۳						
۱۳۸۲Q						
۴						
میانگین						

ادامه جدول ۳.۶

	M۲_۰	M۲_۳	ضریب تکاثر M۲	EXRFM_۰	EXRFM_۳	ضریب تکاثر EXRFM
۱۳۷۲Q۱						
۱۳۷۲Q۲						
۱۳۷۲Q۳						
۱۳۷۲Q۴						
۱۳۷۳Q۱						
۱۳۷۳Q۲						
۱۳۷۳Q۳						
۱۳۷۳Q۴						
۱۳۷۴Q۱						
۱۳۷۴Q۲						
۱۳۷۴Q۳						

۱۳۷۴Q۴				
۱۳۷۵Q۱				
۱۳۷۵Q۲				
۱۳۷۵Q۳				
۱۳۷۵Q۴				
۱۳۷۶Q۱				
۱۳۷۶Q۲				
۱۳۷۶Q۳				
۱۳۷۶Q۴				
۱۳۷۷Q۱				
۱۳۷۷Q۲				
۱۳۷۷Q۳				
۱۳۷۷Q۴				
۱۳۷۸Q۱				
۱۳۷۸Q۲				
۱۳۷۸Q۳				
۱۳۷۸Q۴				
۱۳۷۹Q۱				
۱۳۷۹Q۲				

۱۳۷۹Q۳						
۱۳۷۹Q۴						
۱۳۸۰Q۱						
۱۳۸۰Q۲						
۱۳۸۰Q۳						
۱۳۸۰Q۴						
۱۳۸۱Q۱						
۱۳۸۱Q۲						
۱۳۸۱Q۳						
۱۳۸۱Q۴						
۱۳۸۲Q۱						
۱۳۸۲Q۲						
۱۳۸۲Q۳						
۱۳۸۲Q۴						
میانگین						

ادامهٔ جدول ۳.۶

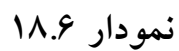
	ET_۰	ET_۳	ضریب تکاثر ET	UT_۰	UT_۳	ضریب تکاثر UT
۱۳۷۲Q۱						
۱۳۷۲Q۲						

۱۳۷۲Q۳						
۱۳۷۲Q۴						
۱۳۷۳Q۱						
۱۳۷۳Q۲						
۱۳۷۳Q۳						
۱۳۷۳Q۴						
۱۳۷۴Q۱						
۱۳۷۴Q۲						
۱۳۷۴Q۳						
۱۳۷۴Q۴						
۱۳۷۵Q۱						
۱۳۷۵Q۲						
۱۳۷۵Q۳						
۱۳۷۵Q۴						
۱۳۷۶Q۱						
۱۳۷۶Q۲						
۱۳۷۶Q۳						
۱۳۷۶Q۴						
۱۳۷۷Q۱						

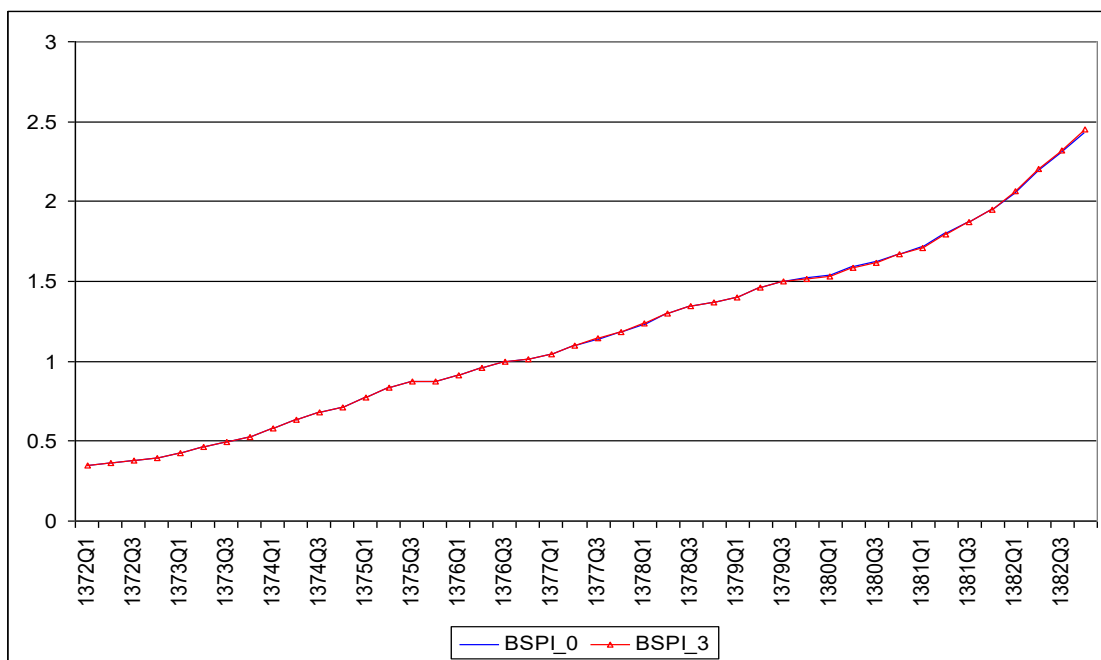
۱۳۷۷Q۲						
۱۳۷۷Q۳						
۱۳۷۷Q۴						
۱۳۷۸Q۱						
۱۳۷۸Q۲						
۱۳۷۸Q۳						
۱۳۷۸Q۴						
۱۳۷۹Q۱						
۱۳۷۹Q۲						
۱۳۷۹Q۳						
۱۳۷۹Q۴						
۱۳۸۰Q۱						
۱۳۸۰Q۲						
۱۳۸۰Q۳						
۱۳۸۰Q۴						
۱۳۸۱Q۱						
۱۳۸۱Q۲						
۱۳۸۱Q۳						
۱۳۸۱Q۴						

نمودار ۱۷.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی شاخص بهای مصرف‌کننده

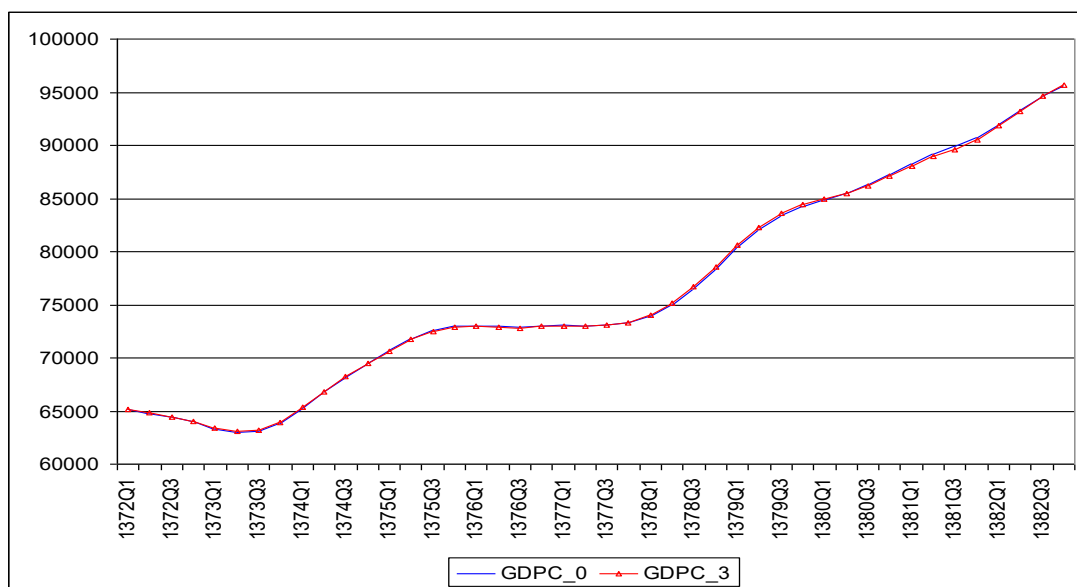


شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی شاخص دستمزد



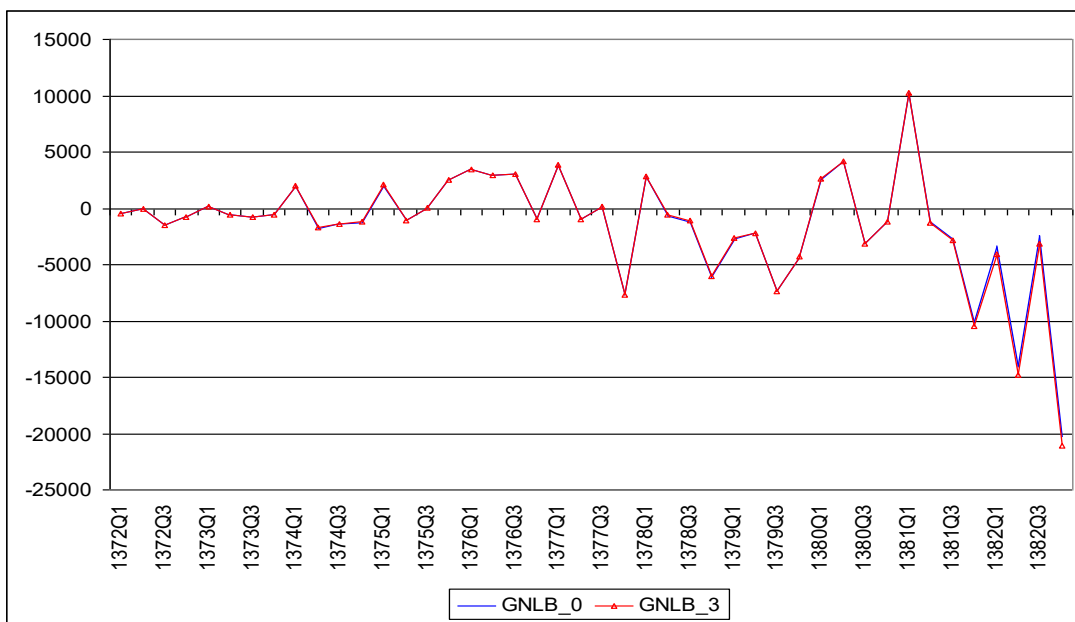
نمودار ۱۹.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی تولید ناخالص داخلی



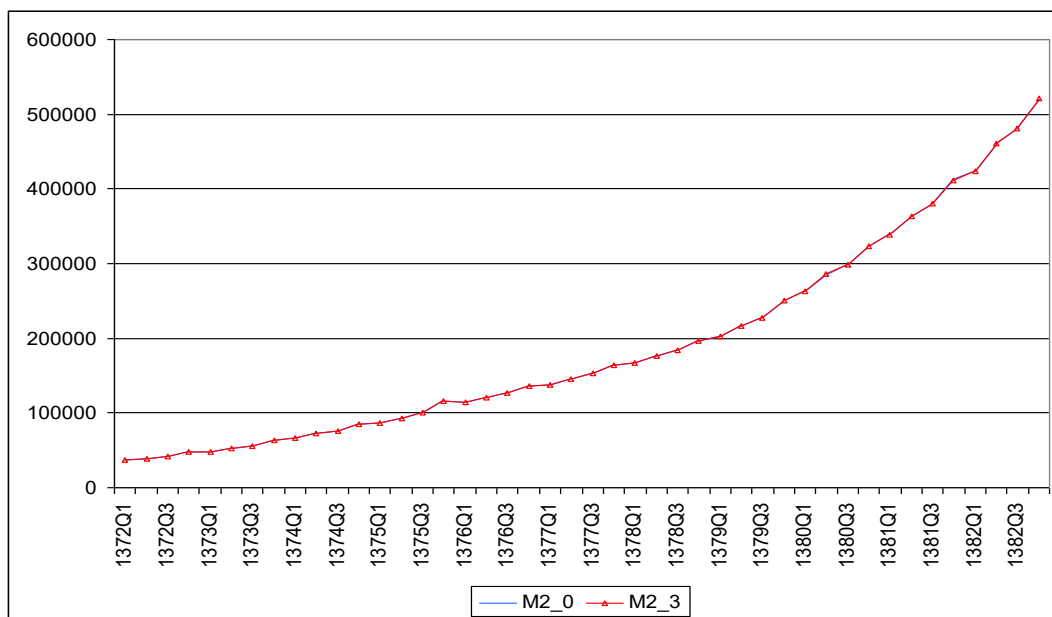
نمودار ۲۰.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی کسری بودجه دولت



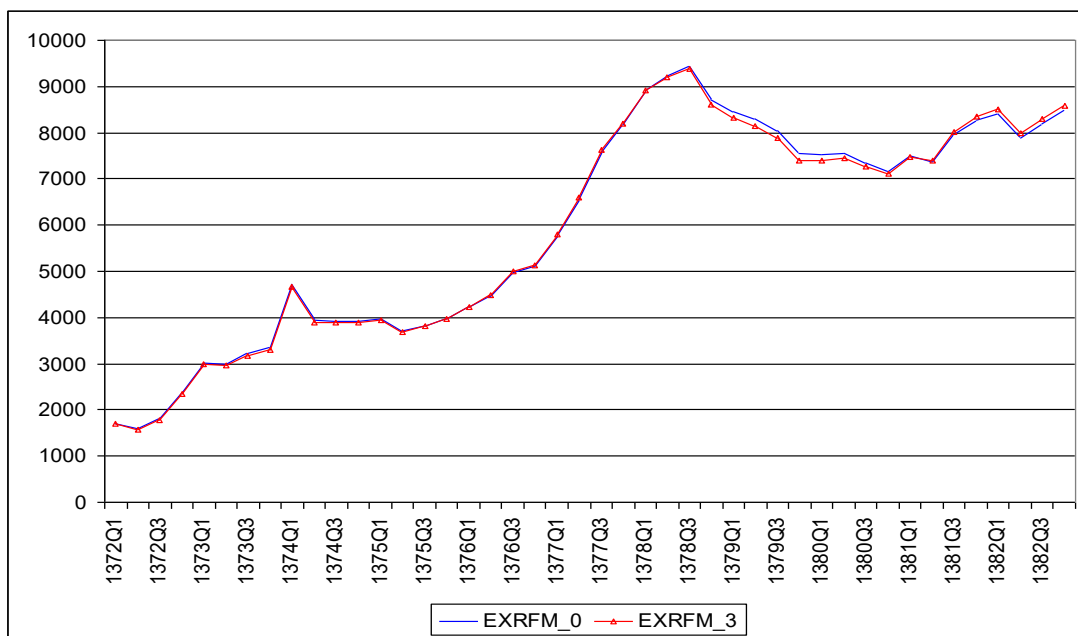
نمودار ۲۱.۶

شبیه سازی پویای کنترلی و اخلاقی نقدینگی



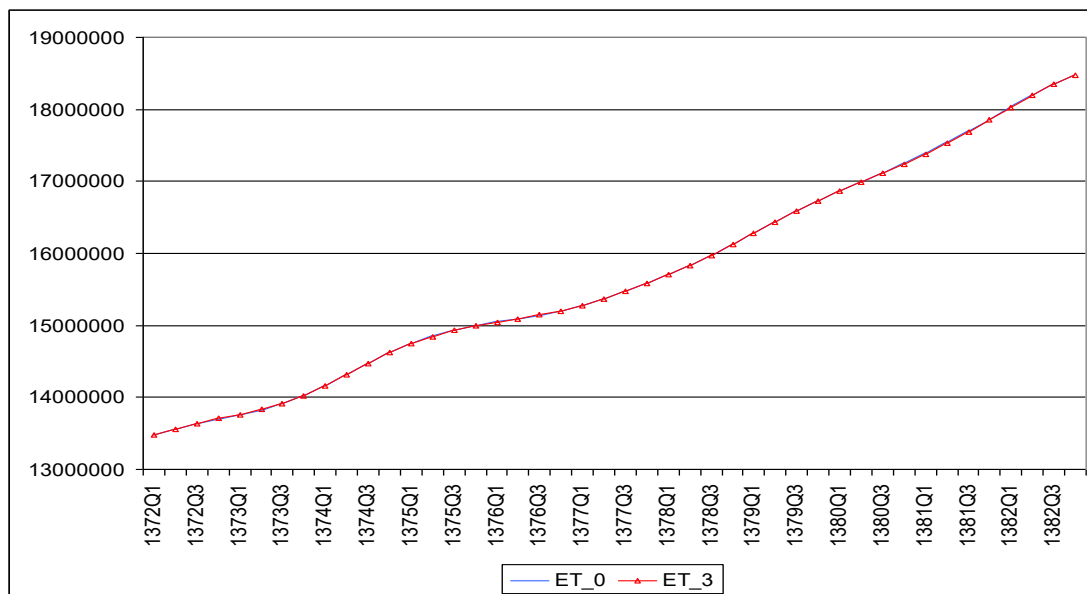
نمودار ۲۲.۶

شبیه سازی پویای کنترلی و اخلاقی نرخ ارز بازار غیررسمی



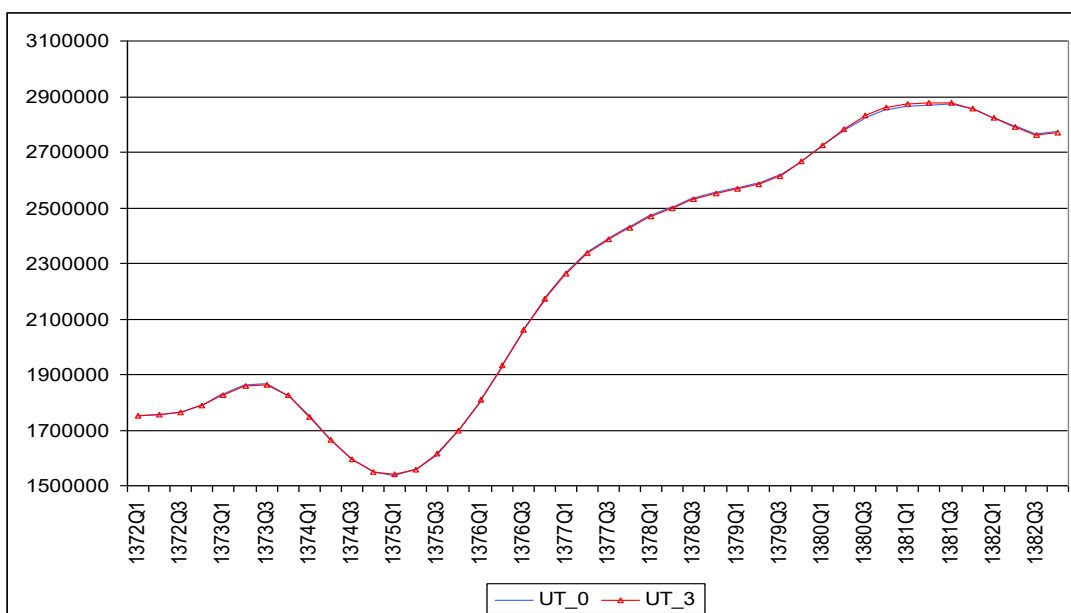
نمودار ۲۳.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی اشتغال کل



نمودار ۲۴.۶

شبیه‌سازی پویای کنترلی و اخلاقی بیکاری



صرفنظر از نتایجی که در جدول ۱، ۲، ۳ با آن مواجه شدیم، ضرایب تکاثری که در اینجا به آن‌ها اشاره شد را می‌توان برای هر یک از متغیرهای درون‌زای این سیستم محاسبه کرد. در مطالعات تخصصی می‌توان به جداول مفصل‌تر و حجیم‌تری مراجعه کرد که در آن‌ها از روش مطالعاتی یکسانی استفاده شده است. ضرایب تکاثری و شبیه‌سازی‌های کلی مربوط به سیاست‌های مورد بحث را می‌توان براحتی روزآمد نمود.

هرچند شبیه‌سازی‌های مندرج در جداول فوق در طول فصل‌هایی که مدل برآورد شده‌اند انجام شده است، اما می‌توان این شبیه‌سازی‌ها را برای داده‌های سال‌های آتی نیز بدست آورد. چنانچه شرایط کلان اقتصادی در دوره‌های آتی تغییر نماید و در نتیجه ساختار نمونه‌های اصلی داده‌های مورد بررسی نیز دگرگون شوند، آنگاه مدل مورد نظر نیز تغییر نموده، تا بدین ترتیب نشانگر بروز مسائل جدید، روش‌های نوین تفکر درباره ساختار اقتصادی باشند که برای محاسبه مورد استفاده قرار می‌گیرند.

بر خلاف تغییرات پایدار که در موارد فوق وارد سیستم نمودیم، حالت‌های دیگری را می‌توان مورد بررسی قرار داد که در آن‌ها متغیرهای برون‌زا و سیاستی فقط در یک فصل از سال مثلاً 1372Q1 تغییر نموده و سپس به مقادیر راه حل کنترل بازگشت نمایند و هیچ‌گونه تغییری در مسیر کنترلی بعد از آن مشاهده نشود. در این حالت ضرایب تکاثری کوتاه‌مدت به‌سهولت قابل محاسبه خواهد بود.

مقادیر ضرایب تکاثری محاسبه شده در جداول فوق که به‌صورت قطعی ارائه شده‌اند از درجه عدم اطمینان یکسانی برخوردار هستند. خطای استاندارد در شبیه‌سازی مدل و یا پیش‌بینی متغیرهای برون‌زای آن عبارت پیچیده‌ای را تشکیل می‌دهد که ارزیابی آن برای سیستم‌های پویای بزرگ دشوار است. یکی از راه‌های

ارزیابی و احتساب عدم اطمینان در محاسبات عبارت است از بکارگیری توزیع پارامترهای مدل، که برای این کار از رویه تجربی شبیه‌سازی عددی استفاده می‌شود. اگر توزیع کاملی از تخمین‌های مدل در اختیار داشته باشیم به گونه‌ای که

$$F(y'_t, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p}, x'_t, \hat{\theta}^{(s)}) = e_t^{(s)}, \quad s = 1, 2, \dots, S$$

آنگاه می‌توان هر یک از سیستم‌های S را به صورت تصادفی برای دوره معینی با توجه به مقادیر معین نهاده‌ها شبیه‌سازی نمود و دنباله ضریب تکاثری را برای هر متغیر در آن سیستم محاسبه نمود. در هر حالت، می‌بایست مجموعه تازه‌ای از خطاهای تصادفی برای شبیه‌سازی پویای ضریب تکاثری بوجود آید. توزیع تناوبی مقادیر ضریب تکاثر که از این محاسبات بازسازی شده بدست می‌آیند داده‌های معینی را برای محاسبه آمارهای پراکندگی فراهم خواهند ساخت که خود فاصله ضرایب تکاثری را تشکیل می‌دهند.

یکی از ویژگی‌های محاسبات انجام شده در مورد ضریب تکاثری که شاید برای رعایت سطح دقت مطلوب باشد- در قیاس با خطای محض شبیه‌سازی برای متغیرهای منفرد و جداگانه- آن است که تورش متداول خطایی که در شبیه‌سازی کنترلی و شبیه‌سازی اخلاقی بوجود می‌آید، باید از تفاضل $y_{it}^d - y_{it}^c$ حذف شود. خطای مرتبط با این میزان تفاضل احتمالاً کمتر از میزان خطای مربوط به سطوح جداگانه y_{it}^c و y_{it}^d خواهد بود.

۳.۶. سیاست اقتصادی بهینه

اگر مقامات دولتی اقدامات سیاستی خود را به انتخاب مقادیری برای مقادیر برونزا محدود کنند، و یک هدف در ارتباط با هر متغیری از مجموعه متغیرهای برونزا برگزیده شود، آنگاه مسئله سیاست اقتصادی مورد نظر مشخص خواهد بود. به زعم تین برگن^{۱۳۲} آماج هر سیاست اقتصادی عبارتست از دستیابی به اهدافی چون؛

$$y_{it}^* \quad \text{و} \quad i \in n$$

و وسایل رسیدن به این اهداف عبارتند از ابزارهایی چون:

$$x_{jt} \quad \text{و} \quad j \in n$$

^{۱۳۲} Tinbergen

اگر فرض کنیم که n_I از n اهداف و m_I از m ابزارها باشند، آنگاه مسئله اصلی عبارتست از پیدا کردن مقادیری برای ابزارهای فوق به گونه‌ای که اهداف مورد نظر برقرار شوند. اگر $n_I = m_I$ (تعداد اهداف و ابزارها برابر باشد)، با فرض اینکه راه حل معینی در حوزه قابل قبول برای فضای y_{it} و x_{jt} وجود داشته باشد راه حل مورد نظر بدیهی است.

در حالت خطی متغیرها را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم

$$\left[\sum_{j=1}^m \beta_{ij} x_{jt} + \sum_{j=m_I+1}^n \sum_{k=0}^p \alpha_{ijk} y_{j,t-k} \right] + \left[\sum_{j=1}^{m_I} \sum_{k=0}^p \alpha_{ijk} y_{j,t-k}^* + \sum_{j=m_I+1}^m \beta_{ij} x_{jt} \right] = e_{jt} \quad (11.6)$$

متغیرهای موجود در کروشه اول از سمت چپ

$$x_{1t}, x_{1t}, \dots, x_{m_I, t}, y_{m_I+1, t}, y_{m_I+2, t}, \dots, y_{mt}$$

عبارتند از متغیرهای وابسته سیستم، در حالی که متغیرهای موجود در کروشه دوم از سمت چپ

$$y_{1t}^*, y_{2t}^*, \dots, y_{m_I, t}^*, x_{m_I+1, t}, x_{m_I+2, t}, \dots, x_{mt}$$

عبارتند از متغیرهای مستقل مدل. در اینجا فقط نقش $m_I (= n_I)$ از x_s و y_s را با یکدیگر جایگزین کرده و تغییر داده‌ایم، و برای اولی مقادیر هدف را نسبت داده و از سیستم برای بدست آوردن دومی استفاده کرده‌ایم. این روش کار مشخص بوده و فهم آن نیز آسان است. در اینجا ضروری است که ساختار علی سیستم را مورد بررسی مجدد قرار داده و طرح یا روش متعارف برای ارایه راه حل را مجدداً نرمال نموده و در جستجوی یافتن الگوریتمی همگرا باشیم. انجام این کار هر چند ممکن است اما تا حدودی طاقت فرساست. همین رویه را می‌توان برای سیستم‌های غیرخطی مورد استفاده قرار داد. در هر دو حالت خطی و غیرخطی، مقادیر پارامترها برآورد شده و جملات تصادفی نیز ثابت می‌باشند.

در صورت برقراری تساوی میان ابزارها و اهداف، مسئله سیاست اقتصادی مورد نظر عبارتست از مرتب نمودن ساختار سیستم مورد بحث و حل آن برای تعیین مقادیر متغیرهای سیاستی اقتصادی که تضمین کننده هدف مورد نظر باشند. هر چند ممکن است راه حل مورد نظر قابل اجرا یا عملی نباشد و مقامات دولتی بر

این باور باشند که جهت رسیدن به اهداف، مقادیر لازم برای ابزارهای غیر قابل دسترس باشد. مع هذا مدل‌ها نشان می‌دهند که برای رسیدن به آماج‌های معین چه کارهایی را باید انجام داد.

اگر تعداد ابزارها از تعداد اهداف بیشتر باشد، یعنی $m_1 > n_1$ ، آنگاه مقامات دولتی می‌توانند هر مقدار قابل قبولی $(m_1 - n_1)$ را برای متغیرهای موجود میان x_t تعیین کرده و باقی مانده n_1 ها را بدست آورند تا به اهداف مورد نظر $y_{1t}^*, y_{2t}^*, \dots, y_{n1}^*$ برسند. در این حالت ممکن است تعداد نامحدودی از راه حل‌های سیاستی وجود داشته باشند که مقادیر اهداف را برقرار نمایند.

یکی از موارد تحلیلی بحث که مورد توجه نیز می‌باشد حالتی است که در آن، تعداد اهداف بیش از تعداد ابزارها باشد، یعنی $n_1 > m_1$.

مشخص نیست که کدامیک از سه حالت ممکن زیر واقع بینانه‌ترین راه حل ممکن خواهد بود:

$$m_1 > n_1 \quad \text{و} \quad m_1 = n_1 \quad \text{یا} \quad m_1 < n_1$$

اما تجزیه و تحلیل حالت سوم تا اندازه‌ای جالب توجه است. برای بررسی این مورد اقتصاددانان تابع زیان زیر را معرفی می‌کنند.

$$\sum_{t=1}^h L[(y_{1t} - y_{1t}^*), \dots, (y_{n_1,t} - y_{n_1,t}^*), x_1, \dots, x_{m_1,t}] \quad (12.6)$$

تا هزینه عدم دستیابی به اهداف و هزینه استفاده از ابزارها را بر روی افق زمانی $h, \dots, 1, 2$ نشان دهند. احتمالاً میزان زیان‌ها در صورتی افزایش خواهد یافت که میزان انحراف y_{it} از مقدار هدف y_{it}^* بیشتر شود. ما در واقع نمی‌دانیم که تابع زیان مناسب چه باید باشد. بنابراین می‌توان تابعی را انتخاب نمود که هر چند کاملاً قابل قبول نباشد ولی از نظر ریاضی مشخص کردن آن امکان پذیر باشد. یکی از توابع مناسب برای رسیدن به این هدف عبارتست از تابع تعمیم یافته درجه دوم که عبارتست از

$$L = \sum_{t=1}^h \sum_{i,j \in n_1} w_{ij} (y_{it} - y_{it}^*) (y_{jt} - y_{jt}^*) + \sum_{t=1}^h \sum_{i,j \in m_1} q_{ij} x_{it} x_{jt} \quad (13.6)$$

و یا شکل قطری آن که عبارتست از

$$L_d = \sum_{t=1}^h \sum_i^{n_1} w_i (y_{it} - y_{it}^*)^2 + \sum_{t=1}^h \sum_i^{m_1} q_i x_{it}^2 \quad (14.6)$$

به دشواری می توان گفت که مقامات دولتی تابع ویژه دیگری را مدنظر داشته باشند تا به وسیله جوانب خاص ترجیحات آن ها نشان داده شود، مگر آنکه وجود برخی عدم تقارن ها در معادلات مد نظر باشد. مقامات دولتی ممکن است ترجیح دهند که در یکی از جنبه های اهداف مورد نظر مرتکب خطا شوند تا جنبه دیگری که از نظرشان مهمتر است. در این حالت، تابع زیان مورد نظر را می بایست به صورت درجه دوم تکه ای نوشت. حداقل سازی تابع فوق نامعین نخواهد نیست، بلکه به واسطه عملکرد ویژه نظام اقتصادی محدود خواهد شد. بنابراین مسئله را می توان به صورت زیر فرمول بندی کرد؛

$$\min L_d = \sum_{t=1}^h \sum_i^{n_1} w_i (y_{it} - y_{it}^*)^2 + \sum_{t=1}^h \sum_i^{m_1} q_i x_{it}^2 \quad (15.6)$$

مشروط به آن که؛

$$\sum_{j=1}^n \sum_{k=0}^p \alpha_{ijk} y_{j,t-k} + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} x_{jt} = e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (16.6)$$

این قیود را می توان به طرق مختلف بازنویسی کرد. با توجه به شکل نهایی راه حل بدست آمده خواهیم داشت؛

$$y_{it} = K_i \lambda^t - A_i^{-1}(L) B X_t + A_i^{-1}(L) e_t \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (17.6)$$

که در آن K_i و A_i^{-1} به ترتیب عبارتند از سطرهای نام از ماتریس K و $A^{-1}(L)$. این سیستم که به صورت ساختاری یا به شکل راه حل بازنویسی می شود یک سیستم واحد است و صرفاً یک تبدیل ریاضی است. مع هذا توجه به آن مهم است، زیرا مقادیر $y_{it} (i=1, 2, 3, \dots, n_1)$ را می توان مستقیماً در L_d جایگزین ساخت. در صورتیکه مقادیر هدف یعنی $y_{it}^* (i=1, 2, \dots, n_1)$ مشخص باشند، شرایط لازم جهت حداقل سازی را می توان به صورت زیر نوشت؛

$$\frac{\partial L_d}{\partial x_{jt}} = 2 \sum_{\tau=t}^{t+h} \sum_{i=1}^{n_1} w_i (y_{i\tau} - y_{i\tau}^*) \frac{\partial y_{i\tau}}{\partial x_{jt}} + 2q_j x_{jt} = 0, \quad j = 1, 2, \dots, m_1 \quad (18.6)$$

این مجموعه از معادلات به همراه سیستم معادلات اولیه، تشکیل یک دستگاه معادلات افزوده را می‌دهند که تمامی متغیرهای درون‌زا و نیز مقادیر ابزارها را معین خواهد کرد. بنابراین با مسئله حل سیستم معادلات افزوده زیر مواجه خواهیم شد:

$$\sum_{j=1}^n \sum_{k=0}^p \alpha_{ijk} y_{j,t-k} + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} x_{jt} = e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (19.6)$$

$$\sum_{\tau=t}^{t+h} \sum_{i=1}^{n_1} w_i (y_{i\tau} - y_{i\tau}^*) \frac{\partial y_{i\tau}}{\partial x_{jt}} + 2q_j x_{jt} = 0, \quad j = 1, 2, \dots, m_1 \quad (20.6)$$

این تجزیه و تحلیل را می‌توان برای بررسی n معادله اول سیستم معادلات افزوده بکار گرفت. مجموعه معادلات افزوده شده در شرایط لازم جهت حداقل سازی، m_1 دستگاه معادلات خطی است که بر حسب y_{it} و x_{jt} صرفنظر از جملات $\partial y_{it} / \partial x_{jt}$ تشکیل می‌شود. عبارت اخیر همان ضرایب تکاثری پویایی است که قبلاً با آن آشنا شده‌ایم. اگر مقادیر ضرایب تکاثر را بدانیم، دستگاه معادلات افزوده چیزی بیش از دستگاه ساختاری اولیه به اضافه m_1 معادله خطی بر حسب مقدار $y_{it} (i = 1, 2, 3, \dots, n_1)$ نخواهد بود. لذا همان روش‌های عددی راه حل همانند روش عددی گوس سیدل^{۱۳۳} که برای شبیه‌سازی سیستم معادلات معرفی شده‌اند، قابل استفاده برای شبیه‌سازی سیستم معادلات افزوده نیز می‌باشند.

اگر مدل ساختاری غیر خطی باشد، معادلات کاملاً مشابهی می‌توانند دستگاه معادلات افزوده را تشکیل دهند. این دستگاه معادلات عبارتند از مدل پویای غیرخطی اولیه به صورت ساختاری آن که شرایط مرتبه اول یکسانی به آن افزوده شده است. ضرایب این مجموعه اخیر هنوز هم عبارت ریاضی ضرایب تکاثری خواهد بود که به شکل $\partial y_{it} / \partial x_{jt}$ نوشته خواهد شد.

در مرحله بعد می‌توان به بررسی مقادیر ضرایب تکاثر پرداخت. گزینه‌های مختلفی برای ارزیابی وجود دارد.

- اگر سیستم مورد بررسی خطی باشد، آنگاه مسیر ضرایب تکاثری مستقل از شرایط اولیه خواهد بود. مقادیر ضرایب تکاثری در طول زمان ثابت نیستند ولی مسیر زمانی آن‌ها ثابت است. هرگاه این سیستم بر روی یک مسیر کنترلی شبیه‌سازی شده باشد، می‌توان جداول مربوط به ضرایب تکاثری را بدست

^{۱۳۳} Gauss-Seidel

آورد و این جداول را برای تمام ابزارهای ممکن تهیه و تنظیم نمود. جداولی را که مقادیر ضرایب تکاثری متوالی را فهرست‌بندی می‌کند می‌توان در یک فایل کامپیوتری ذخیره کرده و مقادیر مناسب آن‌ها را که برای هر مقدار t در مسیر کنترل بهینه بدست می‌آیند تعیین کرد. بنابراین به نظر می‌رسد که شرایط مرتبه اول، معادلات خطی باشند.

- اگر سیستم غیرخطی باشد، مسیرهای ضریب تکاثری پویا بستگی به مقدار یا میزان شرایط اولیه خواهد داشت. در بخش قبل مثال‌هایی از این حالت را خاطر نشان ساختیم. اکنون باید به الگوریتم راه‌حل سیستم معادلات اولیه، مراحل را برای حل یک دستگاه معادله خطی به همراه ضرایب متغیر آن اضافه کنیم. در هنگام بکارگیری یک سیاست بهینه، شرایط اولیه را در اختیار خواهیم داشت و از طریق شبیه‌سازی جداول ضریب تکاثری را برای مجموعه فوق‌الذکر از شرایط اولیه، تنظیم و تدوین خواهیم کرد هم‌چنان‌که راه حل مورد نظر به همراه اثر فرآیند کنترل به اجرا در می‌آید و مورد استفاده قرار می‌گیرد، مقادیر اولیه هم‌چنان تغییر کرده و مقادیر ضریب تکاثری نوینی بدست خواهند آمد. این کار شبیه‌سازی تکراری (مکرر) برای هر t در مسیر سیاست بهینه صورت خواهد گرفت. انجام چنین کاری ممکن است ولی مستلزم انجام محاسبات بسیار زیادی برای شبیه‌سازی‌های مکرر می‌باشد.
- اگر سیستم مورد بررسی غیرخطی باشد، و مسیر ضریب تکاثری بستگی به میزان شرایط اولیه داشته باشد، این امکان وجود خواهد داشت که تقریب‌های قابل قبول و مناسبی را بدست آوریم که فاقد شبیه‌سازی‌های مکرر تحت شرایط اولیه جدید باشند. به جای یک مجموعه از جداول ضریب تکاثری اصلی، چندین مجموعه را می‌توان بلافاصله و همزمان برای مراحل مختلف چرخه اقتصادی محاسبه کرد و به جای استفاده از یک مجموعه ضرایب تکاثر از یک جدول، همان‌طور که در حالت خطی مشاهده می‌شود، از ذخیره فایل کامپیوتری مجموعه‌ای را بدست آورد که با هر نقطه t از مسیر سیاست بهینه تناسب داشته باشد.

این امکان نیز وجود دارد که از روش متعارف برای حل مسئله بهینه‌سازی استفاده کنیم یعنی برنامه خاصی را تنظیم نمائیم که دستگاه زیر را حل کند؛

$$L_d = \min, \quad S.T \quad y_{it} = K_i \lambda^i - A_i^{-1}(L) B X_t + A_i^{-1}(L) e_t \quad (21.6)$$

روش‌های بهینه‌یابی مقید را می‌توان در اینجا مورد استفاده قرار داد. این روش‌ها معمولاً مستلزم محاسباتی هستند که در قیاس با شبیه‌سازی سیستم معادلات به روش عددی مشکل‌تر است. همان‌گونه که در آغاز بحث نیز به آن اشاره شد تابع زیان نقش محوری در نظریه کنترل بهینه ایفا می‌کند. می‌توان تابع زیانی را معرفی نمود که امکان شناسایی مسئله را فراهم سازد و معادلات خطی را بر دستگاه معادله مورد بررسی بیافزاید. ساختار مسئله کنترل در اینجا چنان تعیین شده است که وزن یکسانی به طور ضمنی برای زیان هر دوره در طول افق زمانی برنامه‌ریزی تعیین نموده است. شاید دلایل خاصی برای نسبت دادن اوزان خاص به دوره‌های منفرد و جداگانه وجود داشته باشد. یکی از سیستم‌های عام وزن‌دهی که در آن زمان تنزیل یا تعدیل می‌شود عبارتست از؛

$$\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{L_t}{(1+\rho)^t} = \min, \quad (22.6)$$

$$S.T \quad A(L)y_{it} + B(L)x_t = e_t$$

تصمیم‌گیری در مورد مقادیر بهینه x_t در یک دوره، تصمیمات اتخاذ شده در دوره‌های بعدی را تحت تأثیر قرار خواهد داد به گونه‌ای که $\frac{1}{(1+\rho)}$ نشان دهنده برقراری رابطه جایگزینی ترجیحات میان دوره‌هاست. در نظریه کنترل بهینه دو مسئله آشکار در خصوص افق زمانی متناهی h وجود دارد. یک مسئله ناظر بر اهداف مورد نظر و دیگری مربوط به ابزارهای لازم برای رسیدن به آن‌هاست. تغییر ابزارها برای رسیدن به مسیر بهینه، در یک سیستم پویا اثراتی بر جای خواهد گذاشت که در دوره‌های بعد به مقادیر هدف منتقل خواهد شد. برخی از این دوره‌ها شامل مقاطع زمانی پس از افق زمانی مسئله کنترل هستند. این دوره‌ها تحت تأثیر روش ابزاریابی قرار خواهند گرفت ولی در معیار مورد استفاده برای بحث یا تابع زیان مدنظر قرار نمی‌گیرند. به همین ترتیب ابزارهای مورد نظر در طول دوره افق زمانی نباید به صورت بهینه انتخاب شوند و سپس امکان تغییر آن‌ها در گام‌های بلند و طولانی در گذار به مسیری پائین‌تر از سطح بهینه فراهم شود. با احتساب دوره‌های زمانی بیشتر در افق زمانی کنترل-بیش از آنچه مورد نیاز بوده و یا برای محاسبه بهینگی ضرورت دارد- شاید بتوان یکی از روش‌های بررسی مسائل فوق‌الذکر را که ناظر بر نقطه پایانی است بدست آورد. نقاط اضافی را می‌توان برای هدف و نه متغیرهای ابزاری گسترش داد تا به این ترتیب امکان بررسی و احتساب اثرات پویای آخرین وضعیت متغیرهای ابزاری فراهم شود.

ممکن است اهمیت اندکی برای آن نقاطی قایل شویم که به لحاظ زمانی دورتر هستند. همچنین می‌توان زمان حذف اوزان را باز هم سریع‌تر ساخت و به این طریق خواهیم توانست با معضل نقطه نهایی مقابل کنیم.

روش‌های ریاضی پیچیده‌ای برای بررسی رفتار افق‌های نامتناهی ارایه شده‌اند اما در بهتر است تعمیم ساده‌تری از افق را در نظر گرفت که بر حسب گام‌های متناهی بیان شده و فراتر از طول یا افق برنامه‌ریزی قرار نگیرد.

مدل ساختاری اولیه خصلت تصادفی دارد ولی مسئله سیاست بهینه معمولاً به صورت یک مسئله غیر تصادفی بیان می‌شود، که در آن یک تابع شناخته شده و معین مشروط به قیود معین و شناخته شده‌ای بهینه خواهد شد. این قیود شناخته شده همان معادلات ساختاری تخمین زده شده قبلی هستند. در روش آشکار برای وارد ساختن عدم اطمینان در خصوص این قیود راه حل وجود دارد. یک روش عبارتست از افزودن جملات یا عبارات تصادفی از طریق انتخاب اعداد تصادفی برای هر معادله ساختاری در هنگام شبیه‌سازی سیستم معادلات افزوده، و روش دوم عبارتست از انتخاب ضرایب تصادفی موجود در معادلات ساختاری و محاسبه ضرایب تکاثری به شیوه مبتنی بر روش‌های احتمالاتی. برای اجرای تجربی این روش، بالاخص کاربرد آن در حالت غیرخطی، می‌توان همان رویه‌هایی را بکار گرفت که هنگام ارزیابی پیش‌بینی خطای استلندارد مورد استفاده قرار می‌گیرند. در اینجا توزیع کاملی از تخمین‌های کل مدل ارائه شده و هر یک را به صورت تصادفی برای احتساب معیار کنترل بهینه مشابهی شبیه‌سازی خواهیم کرد و در نتیجه توزیعی برای مسیرهای بهینه بدست خواهد آمد. میزان انحراف معیار مقادیر راه حل‌های مورد نظر در هر نقطه t از مسیر بهینه نشان‌دهنده وجود منطقه‌ای از عدم اطمینان در اطراف مسیر غیرتصادفی محاسبه شده بر اساس این تخمین‌های نقطه‌ای است.

همراه شدن واژه بهینه با مفهوم مسیر کنترل شده یک سیاست اقتصادی را برای یک اقتصاد ممکن است به نحو گمراه کننده‌ای تفسیر کرد. سیاست اقتصادی با عنایت به سایر مفروضات آن نسبت به یک سیستم مقید معین بهینه است. در وهله اول، باید گفت اقتصادسنجی دانان در واقع مطمئن نیستند که سیستم مقید درستی را در اختیار دارند یا خیر. این نکته صرفاً ناظر بر احتساب خطای نمونه‌گیری و واریانس باقی مانده‌ها در فرمول‌بندی تصادفی مسئله سیاست بهینه نیست، بلکه موضوع عبارتست از تصریح و تبیین کل سیستم. ممکن است چنین استدلال شود که توجه اقتصادسنجی دانان باید معطوف استقرار سیستم مناسب، قبل از تلاش برای حل یک مسئله بهینه‌یابی مقید باشد.

مسئله اساسی‌تری که در این راستا مطرح می‌شود آن است که سیاست اقتصادی نباید محدود به پیدا کردن برنامه بهینه‌ای برای اقتصاد یک کشور در داخل مجموعه معینی از قیود باشد. سیاست اقتصادی به همان اندازه که معطوف تغییر نظام مقید است به همان اندازه هم در تلاش برای یافتن آن دسته از متغیرهای برون‌زایی است که در داخل نظام معین شکل می‌گیرند. هر سیاست بهینه عام و فراگیر باید شامل قیود تغییر یافته و نیز

ابزارهای دگرگون شده موجود در یک نظام مقید معین باشد. اگر مسئله را به صورت بررسی سیستم ریاضی معادلاتی در نظر بگیریم که بر روی کاغذ نوشته شده‌اند، اغلب می‌توان مجموعه‌ای از قیدها را پیدا کرد که ما را تقریباً به اهدافمان رسانده و بنابراین زیان کمتری در قیاس با هر گونه پژوهش ابزاری در داخل یک سیستم مقید معین داشته باشد. در چنین حکمی میزان زیان مرتبط با روش یا نحوه ابزاریابی و نیز به همین ترتیب زیان مرتبط با تصریح مجدد سیستم مقید در نظر گرفته می‌شود.

در این قسمت سعی نمودیم تا یکی از موارد کاربردی مدل‌های کلان مقیاس که به موضوع کنترل بهینه می‌پردازد را مورد تجزیه و تحلیل و بررسی قرار دهیم. موارد کاربردی این مبحث از جنبه‌هایی است که امید است در نسخ دیگر این تحقیق مورد استفاده قرار گیرد تا امکان اجرای سیاست‌های اقتصادی را با عنایت به دسترسی به اهداف از قبل تعیین شده محقق سازد.

نتیجه‌گیری

در این فصل تجزیه و تحلیل سناریوها برای توصیف سیاست‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. همان‌گونه که اشاره شد هر سناریو مبتنی بر نوعی تصریح نهاده‌های مدل بر روی یک حوزه یا قلمرو راه‌حل است. هر سناریو عبارت مناسبی است برای توصیف پی‌آمد یا نتیجه حاصله برای مدل که از طریق هرگونه ترکیب خاص مفروضات مربوط به نهاده‌ها بدست می‌آید. در اینجا ضرورتی ندارد که نهاده‌ها فقط محدود به مقادیر پارامترها یا متغیرهای برون‌زا شوند و نیز ممکن است، شامل محدودیت‌ها یا قیود مربوط به تصریح یا تعیین کل بخش‌های یک مدل نیز بشوند. لذا، هر چند ارزیابی موارد بشماری از سیاست‌ها و نهایتاً محاسبه ضرایب تکاثری آن‌ها امکان‌پذیر است، اما در این فصل بنابر ضرورت، و همچنین نیازهای کنونی اقتصاد کلان کشور دو سیاست اقتصادی افزایش قیمت سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن و کاهش نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار و نرخ سود مورد انتظار تسهیلات و همچنین افزایش قیمت جهانی نفت خام مورد ارزیابی قرار گرفت و ضرایب تکاثری آن‌ها محاسبه شد.

کلیه شبیه‌سازی انجام شده بصورت پویا بوده و برای ۴۴ فصل ادامه داشته است. نتایج شبیه‌سازی نرمال شده و تفاوت‌های میان شبیه‌سازی‌های کنترلی و اخلاقی بر حسب تغییر در متغیرهای مربوطه تعدیل شده‌اند. در اینجا تغییر در متغیرهای سیاستی و برون‌زا صرفاً به صورت تفاوت میان دو سری شبیه‌سازی شده بیان و فهرست‌بندی شده است و نهایتاً درصد تغییرات که از ابزارهایی توصیفی مناسب برای نشان دادن عکس‌العمل برآورد شده یک اقتصاد به تغییرات حاصله معین در متغیرهای سیاستی و برون‌زاست محاسبه شد.

در این راستا شبیه‌سازی‌های دیگری نیز صورت گرفته ولی تنها مواردی که به آن‌ها اشاره شد مواردی است که برای بحث فعلی ما و در شرایط کنونی اقتصاد کشور از اهمیت خاص برخوردارند.

کتاب‌شناسی فصل ششم

Duggal, V. G. Fiscal Policy and Economic Stabilization, (۱۹۷۵) in: *The Brookings Model: Perspective and Recent Developments*, G. Fromm, L. R. Klein (Eds.), North-Holland, Amsterdam.

Duggal, V, G.L. R. Klein, and M. D. McCarthy, (۱۹۷۶) The Wharton Model Mark III: A Modern IS-LM Construct, in: *Econometric Model Performance: Comparative Simulation Studies of the US Economy*, L. R. Klein, E. Burmeister (Eds.), University of Pennsylvania Press, Philadelphia.

Filatov, V and B. G. Hickman, L. R. Klein, (۱۹۸۰) Long Run Simulations with the Project LINK System, ۱۹۷۸-۸۵, paper presented at the International Institute of Applied Systems Analysis.

Friedman, B. M. (۱۹۷۵) *Economic* North-Holland, Amsterdam.

Fromm, G and L. R. Klein, (۱۹۷۳) A Comparison of Eleven Econometric Models of the United States, *American Economic Review*, Vol. ۶۳, pp. ۳۸۵-۳۹۳ and the up-dated version, The **NBER/NSF** Model Comparison Seminar: An Analysis of Results, in: *Econometric Model Performance*, L. R. Klein, E. Burmeister (Eds.), University of Pennsylvania Press, Philadelphia, ۱۹۷۶, pp. ۳۸۰-۴۰۷.

Goldfeld, S. and R. Quandt, (۱۹۷۵) *Nonlinear Methods in Econometrics*, North-Holland, Amsterdam ۱۹۷۲. See also for successive linear approximation, G. Chow, *Analysis and Control of Dynamic Economic Systems*, John Wiley, New York.

Hickman, B. G.(1974) International Transmission of Economic Fluctuations and Inflation, in: *International Aspects of Stabilization Policies*, A. Ando et al. (Eds.), Federal Reserve Bank, Boston 1974, pp. 201-231.

Johansen,L. (1973) Targets and Instruments under Uncertainty, University of Oslo.

Johnson, K. and L. R. Klein,(1974) LINK Model Simulation of International Trade: An Evaluation of the Effects of Currency Realignment, *Journal of Finance*, Vol. 29, pp. 617-630.

Klein,L. R and E. Burmeister (1976.), *Econometric Model Performance*, University of Pennsylvania **Press**, Philadelphia.

Klein, L. R and V. Su,(1980) Recent Economic Fluctuations and Stabilization Policies: An Optimal Control Approach, in: *Quantitative Economics and Development: Essays in Memory of Ta-Chung Liu*, Academic Press, New York, pp. 225-254.

McCarthy,M. D. (1972) *The Wharton Quarterly Econometric Forecasting Model—Mark III*, University of Pennsylvania Press, Philadelphia 1972.

Phillips,A. W (1954) Stabilization Policy in a Closed Economy, *Economic Journal*, 'Vol. 64, pp. 290-323.

Samuelson, P. A.(1943) Fundamental Multiplier Identity, *Econometrica*. 11, pp. 221-226.

فصل هفتم

پیش‌بینی متغیرهای مدل

مقدمه

موضوع پیش‌بینی در علم اقتصاد و دیگر علوم دارای اهمیت ویژه‌ای است. روش‌هایی که برای انجام آن بکار می‌رود به علت بدعت و نوآوری‌هایی که همراه خود دارند به غنی شدن مفاهیم انجامیده و ابعاد جدیدی را فرا روی این رشته از علم قرار داده است. امروزه پیش‌بینی بصورت مختلف در حال تحقق است. از آن جمله می‌توان به پیش‌بینی بر اساس مدل‌های سری‌های زمانی اشاره نمود که از عمر آن بیش از چهار دهه نمی‌گذرد. در این روش که در مدت زمان کوتاه خود توانسته است افق‌های جدیدی را بگشاید، برخی مفاهیم آمار و ریاضی پیشرفته در هم آمیخته شده و پیش‌بینی‌های متغیرها را در زمان‌های آتی امکان پذیر می‌سازد.

علی‌رغم وجود روش‌ها و تکنیک‌های نسبتاً پیچیده آماری و ریاضی، پدیده‌های اتمسفری که تصادفی‌اند و تحت عملکرد قوانین مکانیک سیالات و ترمودینامیک قرار دارند و مدت‌های مدیدی است شناخته شده‌اند تا حدودی غیر قابل پیش‌بینی‌اند. زیرا متخصصانی که به بحث درباره خصوصیات و ویژگی کائنات و پدیده‌های اتمسفری در میلیاردها سال قبل می‌پردازند، اغلب به دشواری می‌توانند آب و هوای چند روز بعد را بدقت پیش‌بینی کنند. دلیل اصلی وجود این دشواری، در ماهیت شدیداً آشوب‌گونه اتمسفر نهفته است. در اینجا اگر بتوان قوانین مکانیک سیالات و ترمودینامیک را به قوانین حاکم بر رفتار اقتصادیِ آحاد مردم در بازارهای اقتصادی، آشوب را به اختلالات تصادفی در مدل‌های اقتصادسنجی و شرایط آب و هوایی در لحظات، ساعات و روزها را به وضعیت متغیرهای اقتصادی در

ماه‌ها، فصل‌ها و سال‌ها تبدیل نمود، آنگاه می‌توان قیاس نسبتاً زیبایی میان پیش‌بینی وضعیت آب و هوا و پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی بر مبنای مدل‌های اقتصادسنجی برقرار کرد. هر چند علم هواشناسی معمولاً به‌عنوان دانشی مطرح است که نسبت به اقتصاد از دقت بیشتری برخوردار است، اما هر دوی آن‌ها قیاس‌پذیر و عمدتاً خصلت غیرتجربی دارند.

۱.۷. پیش‌بینی ناظر به آینده

صرف‌نظر از آن‌که مطالعه محقق معطوف به رفتار چرخه‌های تجاری، سیاست‌های بدیل، تفسیر گذشته رفتار متغیرهای اقتصادی و ارزیابی خطاهای مدل و یا هر چیز دیگری باشد، می‌توان گفت که شبیه‌سازی عددی ابزاری است طبیعی که در مدل‌های اقتصادسنجی معمولاً بکار گرفته می‌شود و می‌توان برای موارد فوق‌الذکر نیز از آن استفاده نمود. در سیستم‌های کوچک و یا سیستم‌های خطی، بسیاری از این مسائل را می‌توان مستقیماً براساس مطالعات تحلیلی پاسخ داد. این‌گونه مطالعات اغلب در قالب عبارات ریاضی مطرح می‌شوند. ولی برای موارد عام، بالاخص در سیستم‌های کلان مقیاس که امروزه مورد استفاده قرار می‌گیرند، شبیه‌سازی یگانه روش عملی یا معقولی است که می‌توان از آن استفاده نمود.

در میان انواع مختلف شبیه‌سازی‌های بعمل آمده، یکی از آن‌ها از موقعیت ممتازی برخوردار است و آن پیش‌بینی است. پیش‌بینی در معنای اکید و دقیق خود مستلزم ارایه راه حل پیش‌رو برای یک مدل است، که در حکم ارایه وضعیت متغیر پس از وقوع حادثه و یا به تعبیری پیش‌بینی بعد از وقوع یا پس رویدادی^{۱۳۴} نیست، بلکه برون‌یابی‌های پیش‌رو و مطلوب قبل از وقوع واقعه و یا پیش‌بینی پیش رویدادی^{۱۳۵} را ارایه می‌دهد.

پیش‌بینی نیز یک نوع شبیه‌سازی مدل با فرض تحقق متغیرهای سیاستی و برون‌زای مدل محسوب می‌شود، لذا از بسیاری جوانب ملاحظه می‌شود که راه‌حل کنترل یا راه حل پایه، که در طیفی از سیاست‌ها و یا سایر تجزیه و تحلیل‌های جایگزین و بدیل نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد، یک پیش‌بینی محسوب می‌شود. شاید به زبان محترمانه‌تر بهتر است آن را یک تصویرسازی از واقعیت^{۱۳۶} مفروض به شرایط ناامید و نه پیش‌بینی.

Forecast Ex Post^{۱۳۴}

Forecast Ex Ante^{۱۳۵}

Projection^{۱۳۶}

روش‌های اقتصادسنجی همواره بر مبنای توانایی پیش‌بینی‌شان در قلمرو سیاست‌های عمومی، آزمون نظریه‌ها و یا تجزیه و تحلیل عام حالت‌های بدیل ارزیابی می‌شوند. لذا در وهله اول ضروری است که نشان دهیم مدل مورد نظر به‌عنوان ابزاری برای پیش‌بینی قابل قبول واقع می‌شود یا خیر.

در پیش‌بینی مبتنی بر آینده، هرچند اقتصادسنجی‌دانان کاربردی تمامی عناصر طبیعی، سیاست‌ها، آرزوها و تمایلات افراد جامعه و تمام دیگر چیزهایی را که می‌تواند عامل انحراف در پیش‌بینی شود را در نظر می‌گیرند، اما از شرایط اولیه و یا مقادیر آینده متغیرهای برون‌زا، که وضعیت جاری و یا فعلی متغیر مورد نظر برای پیش‌بینی اقتصادی را تشکیل می‌دهند، اطلاعات و دانش بسیار اندک در دست دارند. شاید بدین دلیل است که خطای برون‌یابی تقریباً همیشه بزرگتر از خطای درون‌یابی است.

طرح معادله زیر به ما امکان خواهد داد تا مهم‌ترین عوامل ایجاد خطای پیش‌بینی را شناسایی کنیم:

(۱.۷)

$$y_{T+h} = F(y'_{T+h-1}, \dots, y'_{T+h-p}, x'_{T+h}, \hat{\theta}') + \varepsilon_{T+h}$$

که در آن y_{T+h} عبارتست از بردار ستونی متغیرهای وابسته یا درون‌زا که برای دوره یا افق‌های زمانی h سپس از زمان حاضر T ، پیش‌بینی شده است، x_{T+h} عبارتست از بردار ستونی متغیرهای مستقل یا برون‌زا که برای دوره زمانی h پس از زمان t مفروض می‌باشند، و $\hat{\theta}$ بردار ستونی پارامترهای تخمین زده شده و ε_{T+h} بردار ستونی خطاهای پسماند یا باقی‌مانده‌ها برای دوره زمانی h پس از زمان T است.

اکنون این سؤال پیش می‌آید که چه عواملی باعث می‌شوند تا خطای در پیش‌بینی متغیر y_{T+h} بوجود آید؟ دلایل انحراف y_{T+h} پیش‌بینی شده از مقادیر واقعی آن که در h دره بعد تحقق می‌یابد چیست؟ جهت پاسخ‌گویی به این سؤال، دلایل زیر اقامه می‌شود؛

- **خطای تصریح:** این خطا از نتیجه یا پی‌آمد حذف متغیرهای مهم، شکل غلط تبعی معادله و یا

امکان تغییر نظام مورد بررسی بوجود می‌آید، و از عوامل مهم بروز خطا در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی بر مبنای مدل‌های اقتصادسنجی محسوب می‌شود. هر چند خطای تصریح را می‌توان بر حسب وجود یا فقدان متغیرهای خاصی در مدل مورد نظر آزمون کرد، اما در چارچوب یک مدل عام و کلی و یا غیرخطی، آزمون‌های خطای تصریح یا وجود نداشته و یا دشوار می‌باشند. آزمون‌های تجربی در طول دوره‌های زمانی بلندمدت در روند پیش‌بینی‌های واقعی برای آشکار ساختن خطای

تصریح ضروری خواهند بود. اما اگر شکل تبعی مدل مورد بحث، برآمده از پذیرش یک نظریه خاص اقتصادی نباشد، معمولاً اثبات تجربی آن نیز میسر نبوده، و چنانچه فرم تبعی مدل نیز در خارج از دوره نمونه تغییر کند آنگاه آزمون‌های خطای تصریح در داخل طیف نمونه‌گیری فراگیر و کامل نخواهند بود. شناسایی روند تغییر نظام اقتصادی نیز در صورتی امکان‌پذیر خواهد بود که در گذشته، این تغییرات در قالب معینی روی داده باشند. مع‌هذا، در بسیاری از موارد این امر صادق نیست. تغییرات برخی از متغیرها محدود بوده و فراتر از مقادیر آستان‌های نخواهند رفت. در صورت فراتر رفتن از این مقادیر آستان‌های، مسیر شکل‌گیری روابط اقتصادی و لذا فرم تبعی مدل نیز تغییر خواهد کرد. از آنجاکه در مبانی نظری مدل‌های اقتصادی معمولاً از شکل تبعی معادلات کمتر صحبت می‌شود لذا جهت ارایه مدل‌های تجربی، معمولاً ساده‌ترین فرم‌های تبعی در نظر گرفته می‌شود که این امر ممکن است تبعات شدیداً نامطلوبی را برای پیش‌بینی متغیر درون‌زای مدل داشته باشد.

- **خطای برآورد:** با استفاده از بهترین روش‌های برآورد در اقتصادسنجی، باز هم ممکن است تخمین‌هایی از θ برآورد شوند که به لحاظ آماری دقت لازم را نداشته باشند.

- **خطای ساختار تصادفی:** مفروضات پذیرفته شده مربوط به جمله خطا ممکن است برقرار نشوند و در نتیجه، ویژگی‌های مطلوب تخمین‌زن‌ها از بین بروند. این امر زمانی اتفاق خواهد افتاد که در دوره زمانی خاص، رگرسیون متغیرهای موجود در مدل دارای باقی‌مانده‌ای کوچک و فاقد هرگونه خود همبستگی و ناهمسانی واریانس و غیره باشد، درحالی‌که این ویژگی و خصوصیات ممکن است در دوره زمانی پیش‌بینی در باقی‌مانده‌های الگوی اولیه وجود نداشته باشند.

- **خطای شرطی‌سازی و یا خطای فرض برون‌زایی:** ممکن است مقادیر X_{t+h} دقیق پیش‌بینی نشده باشند.

- **خطای فرض درون‌زایی:** این خطا زمانی اتفاق می‌افتد که رابطه میان متغیرهای نشان داده شده در مدل در طول دوره پیش‌بینی، در نتیجه مثلاً اقدامات دولت به صورت تغییر نرخ‌های مالیات، نرخ-های بهره، عوارض گمرکی و غیره و یا فرآیندهایی از قبیل افزایش شدید قیمت نفت و یا بحران‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی تغییر نماید.

- **خطای تصادفی:** هنگامی که پیش‌بینی متغیر درون‌زا محاسبه می‌شود، بردارهای باقی‌مانده یا ε_{T+h} معمولاً معادل صفر در نظر گرفته می‌شوند، درحالی‌که ممکن است مقدار متوسط آن صفر نباشند.

- **خطای اندازه‌گیری:** دقت محاسبه و اندازه‌گیری تمامی متغیرهای اقتصادی محدود است. این امر رفتار داده‌های مورد استفاده در نمونه و پیش‌بینی را تحت تأثیر قرار خواهد داد. بنابراین می‌بایست دقت در اندازه‌گیری و تغییر در تعاریف متغیرهای خاصی را که در آمارهای دولتی و رسمی اعمال می‌شوند را در نظر داشت.

- **خطای پویا:** به منظور دسترسی به دوره h ، ضروری است که دوره $T+1, \dots, T+h-1$ را پیش‌بینی کنیم. پیش‌بینی مقادیر متغیر برای دوره‌های زمانی قبل از h مشمول خطاهایی است که ممکن است در مسیر شبیه‌سازی پویای یک مدل به گونه‌ای انباشته شوند.

در عمل، تمامی خطاهای فوق‌الذکر ممکن است عامل ایجاد عدم دقت در پیش‌بینی متغیر درون‌زا برای h دوره زمانی بعد گردد. این عوامل خطا در ارتباط با نحوه بررسی اعتبار درستی مدل نیز مورد بحث قرار گرفتند که ممکن است برای زمان آینده نیز تحقق یابند. زیرا در بررسی روند پیش‌بینی، درواقع می‌کوشیم وضعیت آینده را با توجه به در نظر گرفتن اعتبار مدل و برخی خطاهای معطوف بر گذشته ارائه نماییم.

تاکنون ملاحظه نمودیم که ناتوانی در پیش‌بینی چگونه تحقق می‌یابد. اکنون به جنبه‌های مثبت بحث پرداخته و این نکته را توضیح می‌دهیم که پیش‌بینی بر اساس مدل‌های اقتصادسنجی عملاً چگونه صورت می‌گیرد و در ادامه دلایل شکل‌گیری این روش‌های پیش‌بینی را در طول دهه‌های گذشته بررسی می‌کنیم. ابتدا به بررسی مسئله حجم یا اندازه می‌پردازیم. در روند متعارف و عادی رویدادها، از یک مدل بسیار کلی و یا یک مدل تجزیه شده و جزئی می‌توان به شکل مناسبی برای پیش‌بینی ابعاد و اندازه‌های برخی از متغیرهای عمده اقتصادی از قبیل GNP، و یا برخی مؤلفه‌های عمده آن و همچنین نرخ تورم، نرخ بیکاری و غیره استفاده نمود. اما هم‌ارزی میان مدل‌های بزرگ و کوچک در امر پیش‌بینی متغیرهای اصلی کلان، اصولاً مسئله‌ای است که مربوط به نحوه عملکرد آن مدل‌ها در طول دوره‌هایی از شکوفایی یا رکود پایدار در چرخه‌های تجاری است. در نقاط عطف بحرانی یا مهم، یعنی زمانی که اختلال‌های خارجی در حال شکل‌گیری و اثرگذاری بر متغیرهای اقتصاد هستند، استفاده از یک سیستم کوچک و کلی، معمولاً اطلاعات چندانی در اختیار ما قرار نداده و یا آنکه نمی‌تواند اطلاعات بسیار خاص یا ویژه‌ای را در اختیارمان قرار دهد. این اختلال‌ها ممکن است به دلیل برداشت محصولات کشاورزی، عرضه انرژی، اعتصاب در صنایع کلیدی، رفتار نرخ ارز یا سایر متغیرهایی باشد که بر عملکرد بخش‌های خاص اثرگذار هستند. مادامی که یک مدل به‌طور تفصیلی برای بررسی جداگانه و دقیق بخش‌هایی که از این تحولات

اثر می‌پذیرند شکل نگرفته باشد، شاید دسترسی به هرگونه کانال اطلاعات در خصوص متغیرهای اثرپذیر میسر نباشد. این نکته بیش از آنکه ناظر بر نحوه استفاده از پیش‌بینی استاندارد باشد، برآمده از این واقعیت است که سیستم‌های بسیار کوچک اغلب نمی‌توانند طیفی از حالات بدیل یا جایگزین را در نظر بگیرند. زیرا در آن‌ها امکان جذب اطلاعات پیشین مربوط به این حالات بدیل یا جایگزین وجود نخواهد داشت. هر چند گفته می‌شود "کوچک" زیباست اما "بزرگ" قدرت اطلاع رسانی بیشتری دارد. این نکته لااقل در مورد پیش‌بینی مدل‌های اقتصادی صادق است.

به‌منظور تخمین و شبیه‌سازی و پیش‌بینی سیستم معادلات همزمان و یا مدل کلان‌سنجی، دسترسی به فایل‌هایی از داده‌ها که احتمالاً شامل چندین هزار متغیر باشند ضروری است. اکنون فرض می‌کنیم که Z نشان دهنده ماتریس داده‌هاست:

$$Z = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{21} & \dots & z_{n1} \\ z_{12} & z_{22} & \dots & z_{n2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ z_{1r} & z_{2r} & \dots & z_{nr} \end{bmatrix}$$

به محض آنکه $z_{j,T+1}$ اعلام شود، به ستون سری z ام اضافه می‌شود و اگر $z_{j,T-q}$ اصلاح شود، فایل مربوطه با توجه به تغییر فوق‌الذکر اصلاح خواهد شد. ابعاد این فایل به‌همراه افزایش داده‌های سری زمانی افزایش می‌یابد، زیرا مقادیر آغازین معمولاً حذف نمی‌شوند. هرگاه فایل داده‌ها روزآمد شود، هر معادله مدل برای بررسی عملکرد اخیر آن مورد بازبینی قرار خواهد گرفت. یعنی:

(۲.۷)

$$y_{i,T+1} = \sum_{j=1}^n \sum_{k=0}^p a_{ijk} y_{j,T+1} + \sum_{j=1}^m b_{ij} x_{j,T+1} + r_{i,T+1}$$

مقادیر سمت راست همان‌گونه که مشاهده می‌شود وارد فایل می‌شوند و باقی‌مانده معادله یعنی $r_{i,T+1}$ نیز محاسبه می‌گردد.

سری $r_{i,T+1}$ ، $r_{i,T}$ ، $r_{i,T-1}$ و $r_{i,T-2}$ و غیره، جمله به جمله و معادله به معادله بررسی خواهند شد تا مشخص شود آیا هیچ‌گونه الگو و یا رفتار خاص زمانی در آن وجود دارد یا خیر. اگر مقادیر r_i کوچک بوده و به‌طور تصادفی از یک دوره به دوره دیگری تغییر کنند، در این صورت منطقی است که فرض کنیم در افق زمانی پیش‌بینی، $r_{i,T+H} = 0$ است، مگر آنکه اطلاعات قوی و محکمی بر خلاف فرض فوق در اختیار

داشته باشیم. اجمالاً وجود تورش‌های سیستماتیک در محاسبه مقادیر r_t ، ایجاب می‌نماید تا مقادیر $r_{i,T+H} = 0$ غیر صفر در نظر گرفته شوند. اگر هیچ‌گونه کشش و یا تغییر روند محسوس در جهت پائین یا بالا در مقادیر r_t دیده نشود، تعدیلی صورت نمی‌گیرد. اما اگر چنانچه گرایش نیرومندی بنابر دلایل خاصی در جهت افزایش یا کاهش مقادیر r_t وجود داشته باشد، آنگاه آن روند می‌بایست تعدیل گردد. اگر معادله ساختاری دارای وقفه‌های توزیعی باشد، آنگاه متغیرهای توضیحی ممکن است تعدیل‌هایی را از دوره‌های پیشین در خود جای دهند، آنگاه تعدیل هر دوره، تعدیل‌های ضمنی انتقال یافته از دوره‌های قبل را مدنظر قرار می‌دهد.

اکثر مدل‌های اقتصاد کلان‌سنجی شامل معادلات خطی هستند که برای چنین معادلاتی، عوامل تعدیل باید مشخص شده و همان‌گونه که در بالا توضیح آن آمد، برای پیش‌بینی متغیرهای مورد نظر در دوره‌های آتی مورد استفاده قرار گیرند. گاهی اوقات برای حفظ کارایی بیشتر یعنی بهبود نتایج شبیه‌سازی می‌توان یکی از پارامترهای b_{ij} و یا a_{ijk} را تغییر داد. این چنین مداخله‌ای در ساختار معادله رفتاری، باید توجیه اقتصادی داشته و حتی الامکان میسر باشد. این تعدیل‌ها خصلت آماری یا تجربی داشته و بر اساس الگوهای مشاهده‌پذیر I_{it} صورت می‌گیرند. دلایل دیگری نیز برای انجام این تعدیل‌ها وجود دارند که عبارتند از:

- اصلاح داده‌ها،
- تغییرات حاصله در قوانین،
- وجود اختلالات مشاهده شده

اگر معادلات بر مبنای یک مجموعه معین از داده‌ها تخمین زده شوند، و اگر اصلاح داده‌ها از آن به بعد بدون تخمین مجدد معادلات صورت گرفته باشد، شاید بکارگیری یک تعدیل معین برای احتساب این واقعیت ضرورت داشته باشد تا امکان استفاده داده‌های بدست آمده از یک مجموعه نظام داده‌های گردآوری شده در یک معادله، بر اساس داده‌های مندرج در نظام دیگری حاصل گردد. گاهی اوقات دلایلی را می‌توان برای مناقشه و بحث درباره داده‌های منتشره سراغ گرفت که بر این اساس انجام تعدیل‌ها را ضروری می‌سازند.

معادلات مالیات، معادلات پرداخت‌های انتقالی، معادلات ترازپرداخت‌ها و یا سایر معادلات از قبیل سرمایه‌گذاری، ممکن است مستقیماً تحت تأثیر تغییرات حاصله در قوانین حقوقی باشند. در چنین

شرایطی بهتر است باقی مانده‌های معادلات مربوطه را به جای برآورد مجدد، تعدیل نمائیم. هرچند گاهی اوقات، پارامترها و یا ضرایب مربوط به معادلات به جای تعدیل باقی مانده‌ها تغییر خواهند کرد. سرانجام، هر چند ممکن است وقوع برخی شوک‌های خارجی همانند انقضاء قراردادهای، از پیش بر ما آشکار باشند، اما وقوع بسیاری از آن‌ها به صورت غیرمنتظره است. معمولاً انتظار یا پیش‌بینی وقوع تغییراتی معین، از پیش میسر نیست. هرگاه اخلاقی در سیستم اقتصادی تحقق یابد، معادلات مربوط بدان نیز، همسان با آن تغییر خواهند کرد. افزایش شدید قیمت نفت در چند ماه اخیر سال‌های 84-1383، بحث‌های بین‌المللی مربوط به دانش استفاده صلح‌آمیز از انرژی هسته‌ای در ایران و واکنش کشورها نسبت به انتخابات اخیر ریاست‌جمهوری در ایران شاید یکی از نمونه‌های بارز وقوع شوک خارجی باشد که مستلزم تعدیل سیستم در پی وقوع آن می‌باشد.

بنابر تمام دلایل فوق‌الذکر، تعدیل مدل‌ها از طریق اعمال مقادیر غیر صفر برای $r_{i,T+H}$ در افق زمانی پیش‌بینی صورت می‌گیرد. هرگاه یک مدل فصلی برآورد شود، تجربه نشان می‌دهد که اگر مقادیر برون‌یابی شده بر اساس آن مدل فصلی، بیش از چهار فصل زمانی باشد، ضرورت تعدیل مدل‌های مورد نظر بدلیل کاهش دقت پیش‌بینی‌ها حاصله به میزان قابل ملاحظه‌ای توجیح می‌شود. طبیعتاً میزان خطاها برای برون‌یابی‌های بلندمدت بمراتب بیش از برون‌یابی‌های کوتاه‌مدت است. هنگامی که پیش‌بینی‌ها برای ۱۰ تا ۲۰ دوره زمانی بعد انجام می‌شود، آنگاه نمی‌توان چنین اذعان نمود که فقط پیش‌بینی متغیرهای دوره زمانی در کوتاه‌مدت - مثلاً یک سال، فصل یا ماه - با درجه معینی از دقت، اعتبار خواهند داشت. زیرا میانگین متحرک پیش‌بینی‌های متغیرهای اقتصادی در افق زمانی بلندمدت، دارای دقت قابل ملاحظه‌ای است که برای انجام تصمیم‌گیری مناسب خواهد بود. زیرا میانگین متحرک ابزار آماری برای هموارسازی روند متغیرهاست. در واقع با چنین تبدیلی روندها پیش‌بینی می‌شوند و نه مقدار سطح یک متغیر برای یک دوره زمانی خاص، از قبیل مقدار متغیر در ۲۰ سال آینده. خطای در پیش‌بینی برای میانگین متحرک معمولاً کمتر است و این به دلیل استفاده از مقادیر میانگین یا مقادیر روند بجای مقادیر نقطه‌ای و به تبع آن حذف خطاهاست.

اگر دوره زمانی در مدل مورد بررسی به طور کامل روزآمد شود و مدل مربوطه نیز بر اساس داده‌های روزآمد شده مجدداً برآورد شود، آنگاه ضرورتی برای تعدیل پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت احساس نخواهد شد. این روش تعدیل برای سیستم‌های بزرگی که دارای صدها یا هزاران پارامتر باشند، کمتر عملی است. زیرا برای انجام این کار که به صورت غیرمکانیکی صورت می‌گیرد زمان کافی جهت بررسی دقیق و مناسب مقدار هر پارامتر وجود نخواهد داشت. بنابراین در نگاه اول ملاحظه می‌شود که هر چند برآورد

مجدد و متوالی مدل، خود یک فرآیند تعدیل است ولی این روند در سیستم معادلات بسیار بزرگ کمتر مورد استفاده قرار می‌گیرد.

یکی از راه‌های بررسی فرآیند تعدیل آن است که مدل مطمح نظر در زمان مورد بررسی سازگار و هماهنگ شود. هر رویه پیش‌بینی باید کار خود را از مسیر درستی آغاز کند. طی انجام پیش‌بینی برای یک فصل خاص، برخی داده‌های روزانه، هفتگی یا ماهیانه در اختیارمان قرار خواهند گرفت. هرگاه هماهنگ‌سازی مدل به منظور افزایش واقع‌گرایی آن بر حسب اندازه‌ها و ابعاد جاری داده‌ها صورت پذیرد، سپس این امکان فراهم می‌شود که پیش‌بینی‌های مدل از واقعیات اقتصاد پیروی کند به شرط آن‌که نهاده‌های برون‌زا و شرایط اولیه آن معین باشند.

بنابراین مسئله مهم در اینجا صرفاً تعدیل یک مدل برای تصحیح داده‌ها و یا احتساب تغییرات حاصله در قوانین مربوطه یا بررسی شوک‌های محسوس وارده به سیستم نمی‌باشد، بلکه بخش‌هایی از اطلاعات نیز مهم خواهند بود که مستقلاً خود نشان خواهند داد که اقتصاد مورد نظر در زمان مورد بحث در چه وضعیتی عمل می‌کند و کارکرد آن چیست.

۲.۷. پیش‌بینی و خطای اندازه‌گیری

بنظر می‌رسد در انجام هرگونه پیش‌بینی دقیق اقتصادی دشواری‌های ذاتی خاص وجود دارد. گرچه پیشرفت‌های قابل ملاحظه‌ای در گستره زمانی و تاریخی این موضوع صورت گرفته است، مع‌هذا دقت روش‌های پیش‌بینی هرگز رضایت بخش نبوده و متخصصین این امور پیوسته خواستار بهبود روش‌های خود هستند. در اینجا محدودیت‌های قابل ملاحظه و مهمی در راه بهبود پیش‌بینی‌ها وجود دارند، و باور بر آن است که احتمال پیشرفت ناگهانی این دانش ناچیز است. به‌سہولت می‌توان گفت چنانچه بهترین اطلاعات اقتصادی مورد استفاده قرار گیرند، فقط چند درصدی بهبود در پیش‌بینی‌ها حاصل می‌شود، آن‌هم به شرط آنکه فنون اقتصادسنجی نیز بهبود یافته و استفاده کنندگان از آن‌ها آگاهانه بر تلاش خود در این راستا بیفزایند.

یکی از دلایل آشکار وجود محدودیت‌های ذاتی در امر پیش‌بینی‌های اقتصادی آن است که از مقادیر نمونه‌ای متغیرهای موجود در مدل مورد بررسی اطلاعات کافی نداریم. به تعبیری مقادیر واقعی میزان GNP، اشتغال، بیکاری، مخارج و بسیاری دیگر از متغیرهای اقتصادی بر هیچ‌کس آشکار نیست. در حساب‌های ملی هر کشوری شکاف‌های آماری کاملاً شناخته شده‌ای وجود دارند. برای برخی از اقلام اقتصادی مقادیر مبهم یا مشکوک محاسبه می‌شوند، مقدار برخی از کالاها به درستی اندازه‌گیری نشده و

همچنین فعالیت‌های اقتصادی زیر زمینی، بازار سیاه یا بازار ثانویه وجود دارد. هر چند تلاش‌هایی زیادی برای محاسبه دقیق مقادیر درست اقلام مختلف اقتصادی صورت گرفته است، اما خطا در اندازه‌گیری مشاهدات و متغیرها یقیناً وجود خواهند داشت. بنابراین چگونه مقادیر آن چیزهایی را که دقیقاً نمی‌دانیم چیست، می‌توان بدقت پیش‌بینی نمود؟ این مطلب بخش لاینفکی از خطای پیش‌بینی را همواره تشکیل خواهد داد.

تعدیل‌های انجام شده معادلات یا بازسازی آن‌ها برای هرگونه پیش‌بینی موفقیت آمیز مهم است، اما خطر استفاده بیش از اندازه از آن‌ها نیز می‌بایست در نظر گرفته شود. در اینجا توصیه نمی‌شود که برای هر روش عملی پیش‌بینی، هر یک از معادلات موجود در مدل مورد بررسی بازسازی شوند. بلکه بهتر است مجموعه برگزیده و کوچکی از معادلات چنان بازسازی شوند که مقادیر متغیرهای کلی در فصول جاری و یا بعدی به شکل قابل قبولی پیش‌بینی شوند. این رویه عمل را می‌توان در قالب یک مسئله نظریه کنترل به صورت ریاضی بیان کرد.

شاید این پرسش مطرح شود که آیا این‌گونه روش‌ها می‌توانند به هرگونه وقوع اخلاص‌های عمده نظیر رویدادهای مهم سیاسی، اعتصابات، تحریم‌ها، بلایای طبیعی، جنگ‌ها و نظایر آن‌ها، عکس‌العمل نشان دهند و به میزان قابل ملاحظه‌ای مسیر پر تلاطم اقتصاد را تحت تأثیر خود قرار دهند؟ معمولاً پیش‌بینی وقوع چنین رویدادهایی غیرممکن است. ولی هنگام نظارت و بررسی روزانه مدل‌های پربسامد در چنین زمان‌های دشواری، مثلاً حمله عراق به کویت، جنگ خلیج فارس، طوفان‌های دریایی، بروز سیل، وقوع زمین لرزه و غیره، هر گاه یک سری آماری استراتژیک به میزان بسیار زیادی تغییر کند، مثلاً میزان قیمت نفت پس از حمله عراق به کویت، می‌توان اثرات حاصله در ماه دوم پس از وقوع این رویداد را نشان داد. علاوه بر این ملاحظه می‌شود که مقادیر تغییر یافته همچنان در مدل به حیات خود در دوره‌های بعدی نیز - به دلیل وجود همبستگی‌های سریال - ادامه خواهد داد. عملکرد مدل فقط در ماه اول بسیار نامطلوب و دور از واقعیت و هدف خود خواهد بود اما در ماه‌های بعد این‌گونه نیست.

جهت افزایش دقت پیش‌بینی می‌توان داده‌های با تکرارهای کم و زیاد را با یکدیگر تلفیق نمود. اگر برخی تغییرات ماهیانه عمده و بزرگ را در فرآیند مدل‌های ARIMA وارد سازیم، آنگاه برخی حرکات و تغییرات فصلی حاصله را می‌توان به‌خوبی پیش‌بینی کرد. وجود متغیرهای پربسامد، امکان تخمین مجدد هر کدام از ضرایب را در صورتی که مشاهده ماهیانه جدیدی در اختیارمان باشد، فراهم می‌سازد. این کار نیز موجب تداوم عملکرد درست مدل در مسیر پیش‌بینی یا مقادیر مورد انتظار متغیرها خواهد بود. تجربه بدست آمده در مورد نحوه ساخت و استفاده از یک متغیر پربسامد در پیش‌بینی‌های فصلی، نشان داده

است که این چنین متغیری می‌تواند سهمی در بهبود عملکرد و دقت پیش‌بینی‌های فصلی داشته باشد. لذا به‌نظر می‌رسد که استفاده از جریان اطلاعات پریسامد، بالاخص هنگامی که به پایان فصل (و پیش از انتشار اطلاعات مربوطه) نزدیک می‌شویم، نقش قابل ملاحظه‌ای در بهبود دقت پیش‌بینی انجام شده داشته باشد. این رویه تجربی خودنشان دهنده ارزش استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی برای ایجاد اصلاحات اندک و بسیار جزئی در دقت پیش‌بینی‌های اقتصادی است. این روش‌های تجربی شامل دوره‌های بسیار دشواری از پیش‌بینی از جمله حمله آمریکا به عراق، افزایش سریع قیمت‌های نفت، انتخاب دولت جدید در ایران و ... خواهد بود.

اکنون توجه بسیاری از مسئولین و پژوهش‌گران معطوف به پیش‌بینی‌های بلندمدت و برای بیست سال آینده است. یکی از دلایل اصلی این توجه، بروز یک رشته مسائل جاری است که در ارتباط با وضعیت انرژی، اشتغال، تورم و توزیع درآمد و ... می‌باشد. لذا پیش‌بینی وضعیت اقتصادی و همچنین دسترسی به وضعیت مطلوب اقتصادی بر حسب لوازم و نیازها و نحوه عرضه آن‌ها توجه اصلی و عمده برنامه‌ریزان اقتصادی را به خود جلب کرده است. جهت دسترسی به مقاصد و اهداف بلندمدت، امروزه باید تصمیماتی اتخاذ شوند که در دو دهه آینده به‌طور کامل مورد بهره‌برداری قرار گیرند. صرف‌نظر از آنکه انجام چنین کاری برای افق‌های زمانی بلندمدت نامطمئن است، اما پیش‌بینی بلندمدت امری است لازم و ضروری. علاوه بر وجود مسائل جاری فوق‌الذکر، بخش‌هایی از اقتصاد نیز وجود دارند که برای تداوم حیات خود باید به برنامه‌ریزی برای دهه‌های آینده اهتمام ورزند. این بخش‌ها شامل تجارت خارجی، نظام مالیاتی، مسائل جمعیتی، برخی پروژه‌های گسترده مسکن و ساخت و ساز و ... خواهند شد. پیش‌بینی بلندمدت، هر چند در قیاس با تجزیه و تحلیل چرخه‌های تجاری کوتاه‌مدت، از دقت و صحت کمتری برخوردار است، اما امری است ضروری و روش مبتنی بر مدل‌سازی اقتصادی ظاهراً ابزاری طبیعی برای ارایه تصویری سازگار و درست از اوضاع آتی اقتصادی است. این کار با استفاده از ساختار بنیادین روابط اقتصادی صورت خواهد گرفت که مطالعه ما نیز در این مجموعه با طرح آن آغاز شد.

۳.۷. خطای پیش‌بینی مورد انتظار (معطوف به آینده)

در فصل پنجم نحوه تعیین اعتبار مدل و خطاهای درون‌یابی و برون‌یابی مورد مطالعه قرار گرفتند. خطای برون‌یابی تحت عنوان خطای پیش‌بینی بعد از وقوع یا پیش‌بینی بعد از روی دادن پدیده^{۱۳۷} نیز شناخته

شده است. در این فصل با تفصیل بیشتر به بررسی خطای پیش‌بینی مورد انتظار یا معطوف به آینده و خطایی که در موارد پیش‌بینی‌های واقعی حادث می‌شود و برای ما نیز از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردارند خواهیم پرداخت.

شاید ذکر این نکته قدری عجیب باشد که خطاهای پیش‌بینی مرتبط با آن دسته از پیش‌بینی‌های واقعی که خصلت انتظاری یا تحقق نیافته دارند در بسیاری از موارد، به میزان قابل ملاحظه‌ای کمتر و کوچکتر از خطاهای پیش‌بینی معطوف به گذشته است که در فصل پنجم به آن‌ها اشاره شد. پیش‌بینی‌های انتظاری یا تحقق نیافته با حدس و گمان درباره رفتار متغیرهای برون‌زا، و مقادیر اولیه برای شرایط ابتدایی متغیرهای درون‌زا در طول افق زمانی پیش‌بینی بدست می‌آیند. از سوی دیگر، پیش‌بینی‌های عملی و معطوف به گذشته از این مزیت برخوردار هستند که در آن‌ها از آینده‌نگری و بازنگری و حدس و گمان در خصوص متغیرهای مشاهده شده برون‌زا در طول زمان برون‌یابی، و همچنین مقادیر اصلاح شده شرایط اولیه متغیرهای درون‌زا خبری نیست.

اگر به این واقعیت توجه کنیم که کارایی انجام این پیش‌بینی‌ها بیشتر منوط به استفاده از اطلاعات قبلی و موجود است که واریانس آن‌ها نسبتاً کوچک‌تر و کمتر است، آنگاه دلیل وجود عملکرد نسبتاً برتر پیش‌بینی‌های تحقق نیافته و انتظاری چندان حیرت‌آور هم نیست. کل رویه پیش‌بینی که در بالا به آن اشاره شد شامل تجزیه و تحلیل باقی‌مانده‌ها، تعدیل معادلات بواسطه باقی‌مانده‌ها در دوره زمانی پیش‌بینی، انجام پیش‌بینی‌های حیاتی در جلسات متخصصین، و اصلاح پیش‌بینی‌های بعمل آمده همگی به بهبود پیش‌بینی‌ها به میزان بسیار زیادی خواهند افزود.

پیش‌بینی‌های انجام شده در اواسط فصل عبارتند از تخمین‌های اصلاح شده یا نهایی (پس از برگزاری جلسات) که متعاقب پذیرش اظهار نظرهای اقتصادی شرکت کنندگان در جلسات انجام خواهند شد. لذا بروز یک وقفه یک ماهه، پیش‌بینی‌های فصلی را بهتر خواهد ساخت. بنابراین بررسی پیش‌بینی‌ها توسط تحلیل‌گران اقتصادی سهم قابل ملاحظه‌ای در بهبود عملکرد پیش‌بینی‌ها و کاهش میزان خطای آن‌ها دارد. لذا خطای پیش‌بینی در مقایسه با خطای پیش‌بینی عملی و تحقق‌یافته که مکانیکی‌تر می‌باشند کمتر خواهد بود.

۴.۷. روش بهینه جهت پیش‌بینی‌های فصلی

یکی از دلایل مهم جهت ساختن مدل‌های کلان‌سنجی عبارت است از دسترسی به پیش‌بینی‌های فصلی. تهیه و تنظیم مدل کلان‌سنجی فصلی دو مشکل مهم را ایجاد می‌نماید. یکی فقدان مشاهدات با تناوب

فصلی است که به تبع آن روش‌های متعددی برای رفع معضل عدم دسترسی به مشاهدات فصلی ارایه شده، و در اکثر آنان از سری‌های هموار شده بعنوان تقریب‌هایی برای متغیرهای غیر قابل مشاهده استفاده شده و تعدیل فصلی دیگر سری‌های موجود در مدل مورد بررسی را ضروری می‌سازد.^{۱۳۸} مشکل دوم که هنگام مواجهه با متغیرهای فصلی غیر قابل مشاهده ایجاد می‌شود عبارت است از بدست آوردن پیش‌بینی‌های فصلی است، که ممکن است با بکارگیری یک مدل سالیانه و تجزیه پیش‌بینی سری‌های سالیانه به مشاهدات فصلی انجام شود، و یا پیش‌بینی متغیرهای موجود در مدل با بکارگیری یک مدل فصلی محاسبه گردد. در این قسمت سعی خواهیم نمود تا هر یک از دو روش پیش‌بینی را بدقت مورد بررسی قرار دهیم و نهایتاً با شناخت بر معایب و مزایای هر یک، روش ارجح را جهت پیش‌بینی متغیرهای درونزای موجود در مدل مورد استفاده قرار دهیم. لذا نظریه پیش‌بینی و برآورد را مجدداً مطرح نموده و موضوع عدم دسترسی به اطلاعات فصلی متغیرهای موجود در مدل خطی را بررسی خواهیم کرد. و بالاخره برآورد مدل سالیانه که هرگونه اطلاعات فصلی موجود را نادیده می‌گیرد را با برآورد فصلی مبتنی بر تقریب‌های بدست آمده به روش ریاضی مقایسه خواهد شد.

۱.۴.۷. مدل‌سازی فصلی

مدل فصلی زیر را درحالتی که کلیه متغیرهای فصلی موجود در مدل در دسترس باشند، در نظر می‌گیریم:

$$y_{4t} = x_{4t}\beta + \varepsilon_{4t} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (۳.۷)$$

که در آن y بردار $4T$ از متغیر وابسته، x ماتریس $4T \times k$ از متغیرهای برونزا و ε بردار $4T$ از جزء اخلال معادله رگرسیونی است که دارای میانگین $E\varepsilon = 0$ و ماتریس واریانس - کوواریانس $\sigma^2 I_{4t}$ است. اگر فرض کنیم y و همه متغیرهای x در تمام فصول مورد بررسی مشاهده شده باشند، آنگاه برآورد β به روش حداقل مربعات معمولی، یعنی $\hat{\beta} = (x'x)^{-1}x'y$ بهترین تخمین‌زن خطی بدون تورش خواهد بود. در چنین شرایطی با فرض در اختیار داشتن پیش‌بینی متغیرهای برونزا که با اندیس f نشان داده می‌شوند، مقادیر متغیرهای درونزا نیز برای دوره‌های آتی پیش‌بینی خواهند شد. یعنی؛

^{۱۳۸} رجوع شود به

Hylleberg, S. (1986). "Seasonality in Regression", Orlando: Academic Press.

(۴.۷)

$$y_1^f = x^f \hat{\beta}$$

اگر مفروضات مربوط به مدل فصلی (۳.۷) برای مشاهدات در دوره زمانی آتی نیز برقرار باشند، آنگاه خواهیم داشت:

$$y^f = x^f \beta + \varepsilon^f \quad (۵.۷)$$

که در آن ε^f بردار متغیری است تصادفی با میانگین صفر و با ε ناهمبسته است و فاقد هرگونه همبستگی سریالی می‌باشد. در آن صورت امید متغیر وابسته y^f ، برابر با $x^f \beta$ است. لذا اگر برآورد بدون تورش $\hat{\beta}$ جهت پیش‌بینی مورد استفاده قرار گیرد، آنگاه $y_1^f = x_1^f \hat{\beta}$ نیز بدون تورش خواهد بود. ماتریس واریانس-کوواریانس آن نیز عبارت است از:

$$v(x^f \hat{\beta}) = E[(x^f (\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)' x^f)] = \sigma^2 x^f (x'x)^{-1} x^f' \quad (۶.۷)$$

با استعانت از قضیه گوس - مارکوف نتیجه می‌شود که ماتریس واریانس-کوواریانس هر تخمین‌زن بدون تورش خطی دیگری از β که برای برآورد $x^f \beta$ بکار گرفته شود، به اندازه یک ماتریس نیمه معین مثبت از $v(\hat{\beta})$ بیشتر خواهد شد.

خطای پیش‌بینی حاصله در پیش‌بینی‌های بدست آمده به صورت زیر تعریف خواهد شد؛

(۷.۷)

$$y_1^f - y^f = x^f (\hat{\beta} - \beta) - \varepsilon^f$$

که شامل دو قسم است: خطای تخمین‌زن، $\hat{\beta} - \beta$ ، و خطای حاصل از جزء اخلاص در دوره‌های آتی ε^f . پیش‌بینی کننده فوق در صورتی بدون تورش است که ویژگی عدم تورش در خطای پیش‌بینی نیز تعریف شده باشد. در این صورت y_1^f و $x^f \hat{\beta}$ دارای امیدهای یکسان و برابر با $x^f \beta$ خواهند داشت. لازم به توضیح است که عدم تورش در چنین حالتی به منزله $E y_1^f = y^f$ نمی‌باشد. ماتریس واریانس-کوواریانس خطای پیش‌بینی، یا میانگین مربع خطای پیش‌بینی (MSE) برابر است با:

(۸.۷)

$$MSE(y_1^f) \equiv E[(y_1^f - y^f)(y_1^f - y^f)'] = \sigma^2 x^f (x'x)^{-1} (x^f)' + \sigma^2 I_p$$

که در آن p طول دوره زمانی پیش‌بینی است. ماتریس کوواریانس خطای پیش‌بینی نیز دارای دو قسم است: قسمت اول آن متناسب به خطای تخمین β ، و بخش دیگر مربوط به جزء اخلاص در دوره‌های آتی است. پیش‌بینی کننده $y_1^f = x^f \hat{\beta}$ بهترین تخمین زن بدون تورش خطی است و خطای پیش‌بینی در هر پیش‌بینی کننده خطی بدون تورش دیگری برای y^f ، دارای ماتریس کوواریانسی است که از ماتریس (۸.۷) به اندازه یک ماتریس مثبت نیمه معین بیشتر است. در حالت ایده‌آل، که در آن تمام متغیرهای مدل به طول متناوب و فصلی مشاهده می‌شوند، پیش‌بینی‌های فصلی به عمل آمده با تخمین زن OLS همان-طور که در رابطه (۷.۷) نیز ملاحظه می‌شود بهترین پیش‌بینی می‌باشد، به این معنا که دارای حداقل میانگین مربع خطا (پیش‌بینی) خواهد بود.

2.۴.۷. پیش‌بینی‌های فصلی با استفاده از برآورد مدل سالانه

همان‌گونه که قبلاً اشاره شد بسیاری از متغیرهای فصلی موجود در مدل کلان‌سنگی که در فصل دوم ارائه شده است قابل دسترس نمی‌باشد. در مدلی که مبتنی بر متغیرهای فصلی است، اما فاقد مشاهدات فصلی است و فقط مقادیر سالیانه آن متغیرها در دسترس باشد، برآورد بدون تورش β در مدل فصلی (۳.۷) را می‌توان از مدل سالیانه متناظر با آن بدست آورد. در این حالت ماتریس $Z'_{t \times 4t}$ را چنان تعریف می‌کنیم که بردار $4t$ از مشاهدات فصلی را به یک t بردار مقادیر سالیانه موقتی تبدیل کند. ماتریس تجميع‌ساز به نوع متغیر مورد بررسی بستگی دارد. این ماتریس برای متغیرهای جریان برابر است با $Z'_f = I_t \otimes I'$ ، که در آن I_t ماتریس واحد $t \times t$ ، و I برداری با چهار عنصر برابر با یک، و $\otimes$ نشان‌دهنده ضرب کرونگر است. ماتریس تجميع‌ساز برای متغیرهای ذخیره عبارت است از $Z'_s = I_t \otimes e_i$ که در آن e_i برابر است با $\bar{1}$ امین بردار واحد، و $\bar{1}$ برای مقدار ذخیره در آغاز دوره زمانی مورد بررسی و $\bar{1}=4$ مقدار ذخایر در پایان دوره را نشان می‌دهد.

اگر متغیر وابسته y و تمام متغیرهای برون‌زای X_i برای $(i = 1, \dots, k)$ از یک نوع باشند، آنگاه از تجميع متغیرهای فصلی (۳.۷)، مدل سالانه یا رابطه زیر بدست خواهد داد.

$$Z'y = Z'x\beta + Z'\varepsilon \quad (9.7)$$

که هم ارز با رابطه زیر می باشد؛

$$Y = X\beta + u \quad (10.7)$$

که در آن $Y = Z'y$ یک بردار مشاهدات سالیانه مربوط به متغیرهای درونزا، $X = Z'x$ ماتریس $t \times k$ از مشاهدات سالانه متغیرهای برونزا، و $u = Z'\varepsilon$ عبارت است از بردار جزء اخلاص سالیانه که میانگین آن صفر با ماتریس واریانس-کوواریانس $v(u) = \sigma^2 Z'Z$ ، که برای متغیرهای جریان برابر با $v(u) = 4\sigma^2 I_t$ و برای متغیرهای ذخیره $v(\Phi) = \sigma^2 I_t$ می باشد. تخمین زن OLS برای مدل سالیانه (10.7) که برابر است با $\hat{b} = (X'X)^{-1} X'Y$ ، بدون تورش است، $E(\hat{b}) = \beta$ ، و ماتریس-کوواریانس آن نیز عبارت است از:

$$\begin{aligned} v(\hat{b}) &= (X'X)^{-1} X'v(\varphi) X (X'X)^{-1} \\ &= 4\sigma^2 (X'X)^{-1} \quad \text{برای متغیرهای جریان} \\ &= \sigma^2 (X'X)^{-1} \quad \text{برای متغیرهای ذخیره} \end{aligned}$$

تخمین زن سالیانه $\hat{b}$ کارایی کمتر از $\hat{\beta}$ که تخمین زن OLS برای مدل فصلی با متغیرهای کاملاً مشاهده شده (3.7) است خواهد داشت. زیرا اطلاعات فصلی موجود در متغیرها در فرآیند تجميع سازی آنها از دست می رود. ماتریس واریانس-کوواریانس $\hat{b}$ نیز به اندازه یک ماتریس مثبت نیمه معین، از واریانس $\hat{\beta}$ بیشتر خواهد بود. این نتیجه مستقیماً از قضیه گوس-مارکوف بدست می آید، اما می توان به آسانی آن را با توجه به این نکته نیز اثبات کرد که برای متغیرهای جریان $X'X = x'Z'Zx \leq 4x'x$ و برای متغیرهای ذخیره $X'X \leq x'x$ می باشد. تخمین زن سالیانه $\hat{b}$ را می توان برای محاسبه پیش بینی های فصلی مورد استفاده قرار داد:

$$(11.7)$$

$$y_2^f = x^f \hat{b}$$

مربع میانگین خطای پیش بینی های y_2^f برابر است با؛

(۱۲.۷)

$$MSE(y_2^f) = x^f v(\hat{b}) x^{f'} + \sigma^2 I_p$$

که در آن p عبارت است از طول دوره زمانی پیش‌بینی. پیش‌بینی‌های فصلی محاسبه شده به این روش که همان پیش‌بینی‌های سالیانه تجزیه شده است برابر است با:

(۱۳.۷)

$$y_2^f = HY^f = HX^f \hat{b} = x^f \hat{b}$$

3.۴.۷. پیش‌بینی‌های فصلی با استفاده از برآورد مدل فصلی

روش دیگری که هنگام مواجهه با متغیرهای غیر قابل دسترس فصلی بکار گرفته می‌شود عبارت است از تعیین مقدار تقریبی آن متغیرها قبل از تخمین مدل فصلی. در اینجا متغیرهای فصلی را می‌توان از مقادیر کلی و سالیانه متغیرهایی که در دسترس می‌باشند بدست آورد. در ابتدا ماتریس $H_{4 \times t}$ تفکیک‌ساز را چنان تعریف می‌کنیم که سری مقادیر سالیانه t را، به سری مقادیر فصلی $4t$ تبدیل کند. ماتریس H را می‌توان بر راحتی از طریق بکارگیری روش بوت و دیگران بدست آورد. این ماتریس در رابطه $Z'H = I_t$ برقرار است. یعنی تجمیع متغیرهای تفکیک شده فصلی، همان مقادیر سالیانه را ایجاد می‌نماید. لذا ماتریس H دارای معکوس سمت راست Z' است.

راه حل عمومی برای H در رابطه $H = ZA + B$ صادق خواهد بود، که در آن B یک ماتریس $4t \times t$ است و $Z'B = 0$ است. با آسانی می‌توان نشان داد که برای متغیرهای جریان $A_f = \frac{1}{4} I_t$ و برای متغیرهای ذخیره $A_s = I_t$ است. در جدول ۱.۷ برخی نتایج مربوط به روش تجمیع و تجزیه متغیرها ارائه شده است. چنانچه فرض کنیم کلیه متغیرهای برون‌زای فصلی x_i و $(i = 1, \dots, k)$ ، غیر قابل مشاهده باشند، آنگاه برای بدست آوردن مقدار تقریبی آن متغیرها از مقادیر سالیانه آن‌ها استفاده می‌شود. یعنی $\tilde{x}_i = HX_i$. اگر فرض شود کلیه متغیرهای برون‌زا از یک نوع هستند، مدل فصلی به مدل زیر تبدیل خواهد شد:

(۱۴.۷)

$$\begin{aligned}\tilde{y} &= \tilde{x}\beta + \varepsilon + (x - \tilde{x})\beta \\ &= \tilde{x}\beta + (I_{4t} - HZ')x\beta \\ &\equiv \tilde{x}\beta + v\end{aligned}$$

که در آن میانگین جزء اخلاص v برابر است با $(I_{4t} - HZ')\tilde{x}'y$ و واریانس آن $\sigma^2 I_{4t}$ خواهد بود. تخمین زن OLS برای β در مدل فصلی (۱۴.۷) که برابر است با $\tilde{\beta} = (\tilde{x}'\tilde{x})^{-1}\tilde{x}'y$ باتورش است. زیرا $E\tilde{\beta} = \beta + (\tilde{x}'\tilde{x})^{-1}\tilde{x}'(I_{4t} - HZ')x\beta \equiv \beta + BIAS(\tilde{\beta})$ خواهد بود. عدم وجود تورش مستلزم آن است که $\beta = 0$ باشد، یعنی رابطه‌ای میان متغیر وابسته Y و متغیرهای توضیحی x وجود نداشته باشد. ماتریس تجزیه کننده H نه فقط معکوس سمت راست Z' ، $(ZH = I_t)$ ، بلکه معکوس سمت چپ Z' نیز می‌باشد. این امر در صورتی صادق است که H و Z ماتریس‌های مربع بوده و Z' دارای رتبه کامل باشد. واریانس $\tilde{\beta}$ عبارت است از $v(\tilde{\beta}) = \sigma^2(\tilde{x}'\tilde{x})^{-1}$ ، و میانگین مربع خطای آن نیز برابر است با؛

(۱۵.۷)

$$MSE(\tilde{\beta}) = \sigma^2(\tilde{x}'\tilde{x})^{-1} + BIAS(\tilde{\beta})^2$$

پیش‌بینی‌های فصلی مبتنی بر تخمین زن $\tilde{\beta}$ عبارت است از:

(۱۶.۷)

$$y_3^f = x^f \tilde{\beta}$$

که الزاماً تورش دار هستند، یعنی $Ey_3^f \neq Ex^f \beta$ ، و میانگین مربع خطای پیش‌بینی y_3^f عبارت است از:

(۱۷.۷)

$$MSE(y_3^f) \neq x^f MSE(\tilde{\beta}) x^{f'} + \sigma^2 I_p$$

4.۴.۷. مقایسه پیش‌بینی‌ها

در این قسمت به مقایسه پیش‌بینی‌های بدست آمده از تخمین زن سالانه $\hat{b}$ و پیش‌بینی‌های محاسبه شده از تخمین زن فصلی $\hat{\beta}$ که براساس مقادیر تقریبی متغیرهای برون‌زا بدست آمده است می‌پردازیم. کاربرد ضابطه میانگین مربع خطا برای ارزیابی پیش‌بینی‌ها به معنای مقایسه واریانس $\hat{b}$ با میانگین مربع خطای $\hat{\beta}$ است. واریانس $\hat{b}$ ممکن است کوچکتر یا بزرگتر از میانگین مربع خطای $\hat{\beta}$ باشد. زیرا چنانچه فرض کنیم تقریب‌ها دقیق هستند یعنی $\tilde{x}_i = x_i$ ، آنگاه $\tilde{\beta}$ برابر $\hat{\beta}$ بوده و پیش‌بینی کننده y_3^f آشکارا برتر از پیش‌بینی کننده y_2^f خواهد بود. اما چنانچه مقادیر تقریبی متغیرهای فصلی محاسبه شده از متغیرهای سالانه متناظر با آن‌ها یکسان نباشند، آنگاه $v(\tilde{\beta}) > v(\hat{\beta})$ خواهد بود. از آنجایی که داریم $v(\tilde{\beta}) = \sigma^2 (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} = \sigma^2 (X'H'HX)^{-1}$ و با استفاده از نتایج بدست آمده برای $H'H$ در جدول ۱.۷ خواهیم داشت $v(\tilde{\beta}) \leq v(\hat{b})$ ، که برابری این دو در صورتی امکان خواهد داشت که تجزیه کننده‌های ساده تعریف شده در جدول ۱.۷ بکار گرفته شوند.

مقدار تفاوت میان $v(\hat{b})$ و $v(\tilde{\beta})$ بستگی به حاصل ضرب درونی بخش اختیاری ماتریس تجزیه کننده، یعنی $B'B$ دارد. مقدار تورش $BIAS(\tilde{\beta})$ ، در معادله (۱۵.۷) در صورت استفاده از روش تقریبی بهتر کاهش یافته و با افزایش تعداد متغیرهای غیر قابل مشاهده رابطه مستقیم دارد. لذا استفاده از برآورد کننده سالیانه $\hat{b}$ جهت محاسبه پیش‌بینی‌های فصلی با اضافه شدن تعداد متغیرهای غیر قابل مشاهده و کیفیت روش تقریب مرتبط است. بنابراین همان‌گونه که اشاره شد تجزیه متغیرهای سالانه را می‌توان روش عملی و مناسب برای پیش‌بینی در مدل‌های کلان‌سنجی دانست و از خاصیت بدون تورش و ناسازگاری برآورد کننده‌ها بر مبنای تقریب متغیرهای غیر قابل مشاهده اغماض نمود.

اگر فرض کنیم حداقل برخی از متغیرهای برون‌زا به‌طور متناوب و فصلی مشاهده نشده باشند و مقدار تقریبی آن متغیرها از مقادیر سالیانه آن‌ها که طبق فرض موجود می‌باشند، بدست آیند، یعنی $\tilde{X} = HX$ ، آنگاه امکان استفاده از مدل (۱۴.۷) وجود خواهد داشت. تخمین زن حداقل مربعات معمولی در این روش، یعنی $\tilde{\beta} = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}'y$ ، همان‌گونه که قبلاً نشان داده شد، با تورش خواهد بود.

روش محاسبه تقریبی را می‌توان برای متغیر مشاهده شده و وابسته y نیز بکار برد. اگر فرض کنیم سری هموار شده $\tilde{y}$ از مقادیر کلی سالیانه y بدست آید یعنی داشته باشیم: $\tilde{y} = HZ'y$ ، آنگاه مقادیر تقریبی $\tilde{x}$ و $\tilde{y}$ را می‌توان مؤلفه‌های غیر فصلی y و x دانست. خطاهای تقریبی $\varepsilon_x = x - \tilde{x}$ و $\varepsilon_y = y - \tilde{y}$ متناظر با مؤلفه‌های فصلی خواهند بود و مدل فصلی به شکل زیر نوشته خواهد شد.

$$\tilde{y} = \tilde{x}\beta + \varepsilon + \varepsilon_x\beta - \varepsilon_y \quad (18.7)$$

جدول ۱.۷

ویژگی ماتریس‌های تجميع و تجزیه ساز متغیرهای سالانه و فصلی

متغیرهای $\square\square$ $\square\square\square$ ذخیره ($i=1, \dots, 4$)

$\square\square\square\square\square\square\square\square\square\square\square\square\square\square$ جریان

ماتریس تجميع	$Z'_f = I_t \otimes t'$	$Z'_s = I_t \otimes e'_i$
ماتریس تجزیه	$H_f = \frac{1}{4}Z_f + B_f$	$H_s = Z_s + B_s$
$Z'Z$	$Z'_f Z_f = 4I_t$	$Z'_s Z_s = I_t$
ZZ'	$Z_f Z'_f = I_t \otimes tt'$	$Z_s Z'_s = I_t \otimes e_i e'_i$
$H'H$	$H'_f H_f = \frac{1}{4}I_t + B'_f B_f \geq \frac{1}{4}I_t$	$H'_f H_f = \frac{1}{4}I_t + B'_f B_f \geq \frac{1}{4}I_t$
$ZH'HZ'$	$Z_f H'_f H_f Z'_f \geq \frac{1}{4}Z_f Z'_f = I_t \otimes tt'/t't$	
$Z_s H'_s H_s Z'_s \geq Z_s Z'_s = I_t \otimes e_i e'_i / e_i e_i$		
$HZ'ZH$	$H_s Z'_s Z_s H'_s = H_s H'_s$	$H_f Z'_f Z_f H_f = 4H_f H'_f$
روش تجزیه ساده	$H_{nf} = \frac{1}{4}Z_f$	$H_{ns} = Z_s$
$H'_n H_n$	$H'_{nf} H_{nf} = \frac{1}{4}I_t$	$H'_{ns} H_{ns} = I_t$
$ZH'_n H_n Z'$	$Z_f H'_{nf} H_{nf} Z'_f = \frac{1}{4}Z_f Z'_f$	$Z_s H'_{ns} H_{ns} Z'_s = Z_s Z'_s$

جدول 2.7

تخمین‌زن‌ها، پیش‌بینی‌ها، و میانگین مربع خطای پیش‌بینی‌ها

تخمین‌زن	پیش‌بینی	میانگین مربع خطا
$\hat{\beta} = (x'x)^{-1}x'y$	$y_1^f = x^f \hat{\beta}$	$MSE(y_1^f) = x^f v(\hat{\beta})x'^f + \sigma^2 I_p$
$\hat{b} = (X'X)^{-1}X'Y$	$y_2^f = x^f \hat{b}$	$MSE(y_2^f) = x^f v(\hat{b})x'^f + \sigma^2 I_p$
$y_3^f = x^f \tilde{\beta}$	$MSE(y_3^f) = x^f MSE(\tilde{\beta})x'^f + \sigma^2 I_p$	
$\tilde{\beta} = (\tilde{x}'\tilde{x})^{-1}\tilde{x}'y$		

اگر بین خطاهای تقریبی ε_y و ε_x رابطه $\varepsilon_y = \varepsilon_x \alpha + \xi$ برقرار باشد، آنگاه مدل (۱۸.۷) هم‌ارز مدل زیر خواهد بود؛

$$\tilde{y} = \tilde{x}\beta + \varepsilon + \varepsilon_x(\beta - \alpha) - \xi \quad (۱۹.۷)$$

در صورتی که α برابر β و اخلال‌های ε و ξ مستقل از هم باشند، آنگاه تخمین‌زن OLS برای β در مدل (۱۹.۷) یعنی $\tilde{\beta} = (\tilde{x}\tilde{x})^{-1}\tilde{x}\tilde{y}$ بدون تورش بوده و ماتریس کوواریانس آن برابر است با $(\sigma^2 + \sigma_\xi^2)(\tilde{x}\tilde{x})^{-1}$.

پیش‌بینی‌های محاسبه شده با استفاده از تخمین‌زن بدون تورش $\tilde{\beta}$ برابر است با؛

$$y_4^f = x^f \tilde{\beta} \quad (۲۰.۷)$$

و میانگین مربع خطای آن برابر خواهد بود با؛

$$MSE(y_4^f) = x^f v(\tilde{\beta}) x^{f'} + \sigma^2 I_p \quad (۲۱.۷)$$

با استفاده از ضابطه میانگین مربع خطا، اگر واریانس $\tilde{\beta}$ کوچکتر از میانگین مربع خطای $\tilde{\beta}$ باشد، پیش‌بینی‌های y_4^f بهتر از پیش‌بینی‌های $y_3^f (= x^f \tilde{\beta})$ خواهند بود. این حالت هم‌ارز با مقایسه $\sigma_\xi^2 (\tilde{x}\tilde{x})^{-1}$ و $BIAS(\tilde{\beta})$ می‌باشد. پیش‌بینی‌های y_4^f را می‌توان با پیش‌بینی‌های محاسبه شده با تخمین‌زن سالیانه $y_2^f (= x^f \hat{b})$ مقایسه کرد. پیش‌بینی با تخمین‌زن مبتنی بر محاسبات تقریبی برای مشاهدات ناپیدا از جذابیت بیشتری در قیاس یا پیش‌بینی فصلی مبتنی بر تخمین‌زن سالیانه خواهد بود. بویژه اگر تعداد اندکی از متغیرها شامل مشاهدات ناپیدا بوده و کیفیت روش محاسبه تقریبی مناسب باشد.

بهر صورت طرح این مسئله که بردار پارامترهای مدل فصلی برابر با بردار پارامترهای مدل سالانه است ظاهراً دشوار است. اگر متغیرهای وابسته و توضیحی y و x_i و $i=1, \dots, k$ از نوع متفاوتی باشند، آنگاه تجزیه‌کننده‌های آن‌ها یکسان نبوده و فرض برقرار بودن الگوی فصلی برای خطاهای تقریبی بدست آمده به زیر سوال خواهد رفت. بدین ترتیب مؤلفه فصلی مندرج در جمله اخلال مدل (۱۹.۷) دیگر از بین نمی‌رود به طوری که تخمین $\tilde{\beta}$ تورش خواهد داشت. علاوه بر این، اگر متغیر وابسته y و متغیرهای توضیحی x_i از یک نوع باشند، آنگاه مدل (۱۸.۷) به مدل زیر تبدیل می‌شود؛

$$y = \tilde{x}\beta + (I - HZ')\varepsilon \quad (22.7)$$

که در آن اخلاط‌های $(I - HZ')\phi$ دارای توزیعی با میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس $\sigma^2 HZ'ZH'$ خواهد شد که برای متغیرهای جریان برابر است با $4\sigma^2 H_f H_f'$ و برای متغیرهای ذخیره $\sigma^2 H_s H_s'$ خواهد بود. از آنجایی که این اخلاط‌ها دارای ناهمسانی واریانس بوده و احتمالاً همبستگی سریالی خواهند داشت، تخمین‌زن OLS برای β در مدل (22.7) یعنی $\tilde{\beta} = (\tilde{x}'\tilde{x})^{-1}\tilde{x}'\tilde{y}$ بدون تردید تورش خواهد داشت. تکنیک حداقل مربعات تعمیم یافته را در اینجا باید بکار گرفت که خود مستلزم معکوس بودن ماتریس HH' است که رتبه کامل ندارد.

در این قسمت به بررسی پیش‌بینی‌های فصلی در مدلی پرداختیم که در آن برخی متغیرهای مدل به‌طور فصلی مشاهده نشده‌اند. دو نوع تخمین‌زن در اینجا بکار رفته‌اند. تخمین‌زن مبتنی بر مقادیر کلی و سالیانه متغیرها، و تخمین‌زن مبتنی بر محاسبه تقریبی مشاهدات ناپیدا. این تخمین‌زن‌ها و پیش‌بینی‌های محاسبه شده بوسیله آن‌ها را می‌توان با استفاده از معیار مربع میانگین خطا مورد مقایسه قرار داد. تخمین‌زن سالیانه مورد بحث فاقد تورش بوده ولی کارایی زیادی نخواهد داشت. زیرا در فرآیند کلی‌سازی متغیرها بخشی از اطلاعات از بین می‌رود. تخمین‌زن فصلی مبتنی بر محاسبات تقریبی، دارای تورش بوده ولی در مقایسه با تخمین‌زن سالیانه از کارایی بیشتری برخوردار است. این وضعیت هنگامی پدیدار می‌شود که مربع میانگین خطا برای تخمین‌زن مبتنی بر محاسبات تقریبی کوچکتر از واریانس تخمین‌زن سالیانه باشد. این خود نه تنها به تعداد متغیرهایی که باید مقدار آن‌ها را به‌طور تقریبی محاسبه کرد، بلکه به کیفیت روش محاسبه تقریبی نیز بستگی خواهد داشت.

این فرض که اطلاعات سالیانه مربوط به متغیرهای دارای مشاهدات ناپیدا در دسترس می‌باشند فقط امکان انجام محاسبات تقریبی براساس داده‌ها را فراهم می‌سازد. اگر چه این فرض در مطالعات کاربردی معمولاً پذیرفته می‌باشد ولی بسیار محدود کننده است. تخمین‌زن‌های تورش‌دار و ناسازگار در صورتی بوجود خواهند آمد که محاسبات تقریبی براساس داده‌ها در مدل بکار گرفته شوند. روش‌های بهتری برای بررسی مشاهدات ناپیدا در یک مدل کلان‌سنجی وجود دارند. تخمین‌زن‌های سازگار و کارآمد را می‌توان به طرق مختلف به دست‌آورد که عبارتند از حداقل مربعات تعمیم‌یافته GLS، تخمین‌زن‌های حداکثر راستنمایی ML و تخمین‌زن‌های مبتنی بر روش گشتاورها MM. برآورد پارامترها بوسیله تخمین‌زن‌های ML و MM ممکن است در مدل‌های پیچیده نامطلوب باشند. همچنین این امکان وجود دارد که تخمین‌زن‌های سازگار و کارا را با استفاده از محاسبات تقریبی مبتنی بر مدل‌ها بدست آوریم.

اطلاعات ساختاری و شواهد نمونه‌ای، در صورت وجود، باید برای بهبود کیفیت محاسبات تقریبی انجام شده در مورد مشاهدات ناپیدا بکار گرفته شوند تا بدین ترتیب تخمین‌های سازگار و کارآمدی از پارامترها بوجود آید.

پدیده فصلی بودن اغلب در چارچوب موضوع خطای در متغیرها تجزیه و تحلیل می‌شود. بکارگیری چنین چارچوبی در مدلی که دارای متغیرهایی با مشاهدات ناپیداست ظاهراً مستلزم امکان دستیابی به تخمین‌های بدون تورشی است که خود مبتنی بر محاسبات تقریبی در مورد مشاهدات ناپیدا هستند. زیرا روش‌های محاسبه تقریبی را می‌توان به عنوان ابزارهای تعدیل فصلی در صورتی مورد استفاده قرار داد که متغیرهای مورد نظر به طور فصلی مشاهده شده باشند. متأسفانه این کار چندان هم ساده نیست. شرایطی که متضمن عدم ورود تورش در تخمین‌زن‌ها باشد برقرار نشده و در نتیجه تخمین‌زن‌های OLS را باید با تخمین‌زن‌های GLS جایگزین نمود.

همان‌گونه که توضیح داده شد جهت پیش‌بینی متغیرهای موجود در مدل، از متغیرهای فصلی شده آن‌ها جهت برآورد مدل و سپس پیش‌بینی آن‌ها استفاده خواهیم نمود. لذا ابتدا متغیرهای فصلی برون‌زا را به روش مناسب پیش‌بینی نموده و با جایگزین نمودن آن‌ها در سیستم معادلات، متغیرهای درون‌زا را نیز پیش‌بینی می‌نماییم. در این راستا و با استعانت از روش تجزیه و تحلیل سربهای زمانی متغیرهای برون‌زا را به کمک مدل‌های ARIMA و مدل‌های GARCH و تلفیق آنها به صورت فصلی پیش‌بینی نموده و در مرحله بعد بر اساس سیستم معادلات برآورد شده در فصل چهارم و پیش‌بینی متغیرهای برون‌زا، متغیرهای درون‌زای مدل را پیش‌بینی خواهیم نمود.

۵.۷. پیش‌بینی متغیرهای برون‌زا بر اساس مدل‌های سری‌های زمانی

معمولاً بمنظور کسب یک الگوی ریاضی از رفتار متغیری که در یک دوره زمانی تهیه شده است، از مدل‌های سری‌های زمانی استفاده می‌شود. سری زمانی به رشته‌ای از اعداد و ارقام اطلاق می‌شود که هر داده به یک لحظه از دوره زمانی مربوط شود، و لذا ترتیب قرار گرفتن داده‌ها یکی پس از دیگری می‌باشد. یک سری زمانی که امروزه یکی از انواع داده‌های آماری است و در نشریات خاص منتشر شده و در تحقیقات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد ممکن است از اجزاء روند، سیکل، تغییرات فصلی و نوسانات نامنظم تشکیل شده باشد.

روند عبارت است از حرکت یک سری زمانی به سمت بالا یا پایین و در واقع مبین کاهش یا افزایش بلندمدت آن سری زمانی است. سیکل از تکرار حرکات رو به بالا و پایین حول سطح روند بوجود آمده

و از یک نقطه اوج به نقطه اوج دیگر و از یک نقطه کف یا حضیض به نقطه کف دیگر اندازه‌گیری می‌شود. تغییرات فصلی در یک سری زمانی فصلی نیز از الگوی نوسانی و سیکلی، که معمولاً طی یک دوره تقویمی کامل می‌شوند اندازه‌گیری می‌شود و غالباً متأثر از عواملی همانند شرایط آب و هوا، آداب و رسوم فرهنگی و شرایط جغرافیایی یک جامعه نشأت می‌گیرد. و بالاخره نوسانات نامنظم که در یک سری زمانی از الگوی منظم و مشخصی پیروی ننموده و در واقع جزء پسماند حرکات یک متغیر پس از استخراج عوامل روند، سیکل و نوسانات فصلی است. این نوسانات ناشی از عوامل غیر قابل پیش‌بینی همانند جنگ، زلزله، سیاست‌های اقتصادی، تغییر در الگوی مصرف، تکنولوژی و است. استفاده از این اطلاعات سری زمانی ممکن است بدو روش جهت پیش‌بینی آن متغیر مورد استفاده قرار گیرد.

• روشهای کیفی

در این روش بدون در نظر گرفتن ارزش عددی متغیر در دوره‌های گذشته و استفاده از مدل‌های ریاضی خاص، پیش‌بینی متغیر در دوره‌های آتی ارائه می‌شود. عدم دسترسی به مشاهدات گذشته متغیر، شاید یکی از مهمترین دلایل استفاده از روش‌های کیفی باشد. از زیر شاخه‌های این گروه می‌توان به روش برازش منحنی ذهنی، روش دلفی، روش مقایسات تکنولوژیکی زمانی و روشهای تقابلی اشاره نمود.

• روشهای کمی

در این روش با استعانت از مشاهدات متغیر در زمان‌های گذشته و استفاده از الگویی مناسب، پیش‌بینی متغیر برای دوره‌های آتی ارائه می‌شود. در این راستا تکنیک‌های متعددی ارائه شده‌اند که برخی از آنها عبارتند از مدل‌های خود همبسته-میانگین متحرک،^{۱۳۹} ARMA، خود همبسته-ناهمسان واریانس شرطی،^{۱۴۰} ARCH، مدل‌های حالت-فضا،^{۱۴۱} بردار خودهمبسته^{۱۴۲} VAR، مدل‌های مبتنی بر تجزیه و تحلیل‌های طیفی^{۱۴۳} و همچنین مدل‌هایی که مبتنی بر روابط علی بین متغیرهای اقتصادی می‌باشند و بصورت تک معادله و سیستم معادلات همزمان معرفی می‌شوند. ما در این قسمت به روش‌های سری

Autoregressive Moving Average Processes ^{۱۳۹}

Autoregressive Conditional Heteroskedasticity^{۱۴۰}

State Space^{۱۴۱}

Vector Autoregressive ^{۱۴۲}

Spectral Analysis ^{۱۴۳}

زمانی پرداخته و در این حوزه مدل‌های ARCH و ARIMA را معرفی نموده و جهت پیش‌بینی‌های نقطه‌ای متغیرهای برون‌زا از تلفیق این دو روش استفاده خواهیم نمود.

۱.۵.۷. اصول پیش‌بینی سری‌های زمانی

چنانچه بخواهیم متغیر y_{t+1} را بر مبنای اطلاعات داده شده، X_t پیش‌بینی کنیم و فرض کنیم اطلاعات داده شده عبارتند از آخرین مقادیر گذشته آن متغیر تا زمان t ، آنگاه؛

$$X_t = \{y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$$

اکنون فرض می‌کنیم $y_{t+1|t}^*$ عبارت است پیش‌بینی متغیر برای زمان $t+1$ براساس اطلاعات تا زمان t . جهت ارزیابی پیش‌بینی فوق لازم است تابعی معرفی شود تا براساس آن بهترین پیش‌بینی را استخراج نماییم. تابع مربوطه عبارت خواهد بود از تابع زیان و از مجذور تفاضل متغیر در زمان $t+1$ و پیش‌بینی آن براساس اطلاعات تا زمان t بدست می‌آید. بنابراین؛

(۲۳.۷)

$$E(y_{t+1} - y_{t+1|t}^*)^2$$

که بدان میانگین مجذور خطا، $MSE^{۱۴۴}$ ، گفته می‌شود. چنانچه میانگین مجذور خطا حداقل شود پیش‌بینی متغیر بهترین خواهد بود. به تعبیری پیش‌بینی متغیر دارای حداقل میانگین مجذور خطاست اگر برابر با مقدار انتظاری y_{t+1} به شرط اطلاعات X_t باشد.^{۱۴۵} لذا

$$y_{t+1|t} = E(y_{t+1}|X_t)$$

(۲۴.۷)

حالت خاصی از پیش‌بینی براساس انتظارات شرطی، پیش‌بینی خطی است. این گروه از پیش‌بینی‌ها تابعی خطی از اطلاعات، X_t ، می‌باشند و در دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ میلادی توسط کلموگرف، وینر، روزنبلات و بارتلت بسط داده شده است. در این حالت پیش‌بینی y_{t+1} تابعی خطی از X_t می‌باشد.

Mean Square Error^{۱۴۶}

James, D. Hamilton. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton. p 72-73 ^{۱۴۵}

(۲۵.۷)

$$y_{t+1}^* = \alpha' X_t$$

که در آن پارامترهای مدل، α' ، بگونه‌ای برآورد می‌شوند که خطای پیش‌بینی، $y_{t+1} - \alpha' X_t$ ، با اطلاعات X_t ناهمبسته باشد، یعنی؛

$$E[(y_{t+1} - \alpha' X_t) X_t'] = 0 \quad (۲۶.۷)$$

اگر رابطه فوق برقرار باشد آنگاه $\alpha' X_t$ تصویر خطی از y_{t+1} براساس X_t است و دارای حداقل میانگین مجذور خطا در بین کلیه پیش‌بینی کننده‌های خطی است.^{۱۴۶} که در آن $\alpha' = E(y_{t+1} X_t') . E(X_t X_t')^{-1}$. اکنون لازم است تا به اصول و مبانی ارائه مدل پرداخته تا براساس آن پیش‌بینی‌های متغیرهای برون‌زا ارائه شود. در ادامه، مطالب را در سه قسمت تشخیص مدل، تخمین مدل و بالاخره پیش‌بینی بر اساس مدل دنبال خواهیم نمود.

۲.۵.۷. تشخیص مدل

الگوهای سری‌های زمانی رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر توضیح می‌دهند. این الگوها بر خلاف سایر الگوهای اقتصادسنجی که از اطلاعات داده‌های آماری با توجه به نظریه‌های اقتصادی سود می‌جویند، تنها از اطلاعات مربوط به داده‌های آماری سود جسته و توجهی به نظریه‌های اقتصادی مرتبط به آن‌ها ندارند. بدین ترتیب با توجه به اهمیت سری‌های زمانی مانا^{۱۴۷}، می‌توان این سوال کاربردی را مورد بحث قرار داد که اصولاً چه نوع مدل رگرسیونی را می‌توان برای توضیح رفتار متغیرها بکار گرفت؟ الگوهای سری‌زمانی که تنها مقادیر فعلی یک متغیر را به مقادیر گذشته آن متغیر و خطاهای حال و گذشته ارتباط می‌دهند، الگوهای سری‌زمانی یک متغیری نامیده می‌شوند. این الگوها شامل الگوهای فرآیندهای

^{۱۴۶} James, D. Hamilton. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton. p 74-77

^{۱۴۷} Stationary

خودهمبسته^{۱۴۸}، فرآیندهای میانگین متحرک^{۱۴۹}، فرآیندهای خودهمبسته میانگین متحرک و یا سری‌های زمانی ساکن با فرآیندهای خودهمبسته و میانگین متحرک^{۱۵۰} می‌باشند. در اینجا بر اساس داده‌های در دسترس و هدف مطالعه، روش‌شناسی الگوسازی فرآیندهای خودهمبسته، فرآیندهای میانگین متحرک و ترکیب آن‌ها یعنی فرآیندهای خودهمبسته میانگین متحرک و سپس مدل‌های ARCH توضیح داده می‌شود.

قبل از پرداختن به موضوع مورد بحث لازم است که فرآیندهای تصادفی ساکن که در تحلیل سری‌های زمانی کاربرد بسیار دارند، به‌طور خلاصه توضیح داده شود. به‌طور کلی هر سری زمانی توسط یک فرآیند تصادفی تولید می‌شود و داده‌های مربوط به سری زمانی مذکور در واقع مقادیری خاص از فرآیند تصادفی است. همچنین یک سری زمانی وقتی مانا است که میانگین، واریانس، کوواریانس و در نتیجه ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت باشد. برای توضیح مطلب فوق، فرض کنید Y_t یک سری زمانی تصادفی با ویژگی‌های زیر باشد:

$$E(Y_t) = \mu$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

که در آن μ میانگین، σ^2 واریانس و γ_k کوواریانس با وقفه k هستند. کوواریانس بین مقادیر Y_t و Y_{t+k} ، یعنی کوواریانس بین دو مقدار Y که k دوره با یکدیگر فاصله دارند. به‌همین ترتیب اگر $k=0$ باشد، آنگاه γ_0 همان واریانس را نشان می‌دهد. اگر فرض کنیم مقدار اولیه Y از Y_t به Y_{t+j} تغییر یابد و Y_t یک سری زمانی مانا باشد، آنگاه میانگین، واریانس Y_{t+j} همانند میانگین، واریانس Y_t خواهد بود. در راستای ارائه الگوهای سری‌های زمانی تک متغیره، متغیر مورد نظر می‌بایست مانا بوده تا بتوان با استعانت از مقادیر خودهمبستگی مراتب p و میانگین متحرک مراتب q رفتار متغیر را شناسایی نماییم.^{۱۵۱}

^{۱۴۸} Autoregressive Processes

^{۱۴۹} Moving Average Processes

^{۱۵۰} Autoregressive Integrated Moving Average Processes (ARIMA)

^{۱۵۱} Box, George E. P., and Gwilym M. Jenkins. 1976. Time Series Analysis: Forecasting and Control, rev. ed. San Francisco: Holden-Day.

۱.۲.۵.۷. فرایندهای $AR(p)$

یک فرآیند سری زمانی ممکن است دارای الگوی خودهمبسته از نوع مرتبه اول یا مرتبه دوم و بیشتر باشد. الگوی خودهمبسته مرتبه اول $AR(1)$ ، یک الگوی سری زمانی یک متغیره است که رفتار آن متغیر را بر اساس مقادیر یک دوره قبل خود آن متغیر توضیح می دهد. همچنین فرآیند خودهمبسته مرتبه دوم و یا مرتبه p ، یک الگوی سری زمانی یک متغیره است که رفتار آن متغیر را بر اساس مقادیر دو و یا p دوره گذشته خود آن متغیر توضیح می دهد.

اگر y_t سری زمانی باشد و آن را به صورت زیر بنویسیم آنگاه یک فرآیند خودهمبسته مرتبه p خواهیم داشت،

(۲۷.۷)

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

که در آن مقدار y در زمان t ، به مقدار آن در p دوره زمانی قبل و یک جمله تصادفی بستگی دارد. در مدل فوق c و ϕ پارامترهای مدل بوده، و y_t بر اساس فرآیند خودهمبسته مرتبه p ، $AR(p)$ بدست می آید. در این فرآیند اگر y_t ایستا باشد میانگین آن برابر خواهد بود با μ . زیرا؛

$$\begin{aligned} \mu \equiv E(y_t) &= E(c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t) = c + \phi_1 E(y_t) + \phi_2 E(y_t) + \dots + \phi_p E(y_t) \\ &= c + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \dots + \phi_p \mu \end{aligned} \quad (27.7)$$

$$\Rightarrow \mu = \frac{c}{1 - \phi_1 - \dots - \phi_p}$$

واریانس آن برابر است؛

$$\gamma_0 \equiv E(y_t - E(y_t))(y_t - E(y_t)) = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \dots + \phi_p \gamma_p + \sigma^2 \quad (28.7)$$

و اتوکواریانس های مرتبه j ام یا γ_j عبارت است از؛

$$\begin{aligned} \gamma_j &\equiv E(y_t - E(y_t))(y_{t-j} - E(y_{t-j})) \\ &= \phi_1 \gamma_{j-1} + \phi_2 \gamma_{j-2} + \dots + \phi_p \gamma_{j-p} \quad \text{for } j=1,2,\dots \\ &= 0 \quad \text{for } j > p \end{aligned} \quad (29.7)$$

بنابر این خودهمبستگی مرتبه j ام برابر خواهد بود با؛

(۳۰.۷)

$$\rho_j = \frac{\gamma_j}{\gamma_0} = \frac{\phi_1 \gamma_{j-1} + \dots + \phi_p \gamma_{j-p}}{\phi_1 \gamma_1 + \dots + \phi_p \gamma_p + \sigma^2} \quad \text{for } j=1,2,\dots$$

و بر اساس معادله یول-والکر خواهیم داشت:

(۳۱.۷)

$$\rho_j = \phi_1 \rho_{j-1} + \dots + \phi_p \rho_{j-p} \quad \text{for } j=1,2,\dots$$

۲.۲.۵.۷. فرایند $MA(q)$

روش دیگر برای نشان دادن این که y_t به وقفه‌های خود بستگی دارد آن است که y_t را به صورت یک الگوی میانگین متحرک بنویسیم. وقتی y_t به صورت تابعی از وقفه‌های جملاتِ اخلاصِ ناهمبسته نوشته می‌شود، تشکیل یک فرایند میانگین متحرک را می‌دهد. چنانچه فرض کنیم که y به صورت زیر تصریح شده باشد:

(۳۲.۷)

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

که در آن ε_t متغیری است تصادفی و،

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } t = \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

μ و θ پارامترهای مدل می‌باشند و y_t نیز بر اساس فرایند میانگین متحرک مرتبه q ، $MA(q)$ بدست خواهد آمد. همان‌طور که از الگوی شماره (۳۲.۷) مشخص است، y_t در زمان t برابر است با یک مقدار ثابت بعلاوه میانگین متحرکی از جملات اخلاص جاری و گذشته. در این فرایند میانگین y_t برابر است با μ زیرا؛

(۳۳.۷)

$$E(y_t) = E(\mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}) = \mu + E(\varepsilon_t) + \theta_1 E(\varepsilon_{t-1}) + \theta_2 E(\varepsilon_{t-2}) + \dots + \theta_q E(\varepsilon_{t-q})$$

$$= \mu$$

واریانس آن برابر است؛

(۳۴.۷)

$$\gamma_0 \equiv E(y_t - E(y_t))^2 = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})^2 = E(\varepsilon_t)^2 + \theta_1^2 E(\varepsilon_{t-1})^2 + \theta_2^2 E(\varepsilon_{t-2})^2 + \dots + \theta_q^2 E(\varepsilon_{t-q})^2$$

$$= \sigma^2 + \theta_1^2 \sigma^2 + \theta_2^2 \sigma^2 + \dots + \theta_q^2 \sigma^2$$

و اتوکواریانس‌های مرتبه j ام یا γ_j عبارت است از:

(۳۵.۷)

$$\gamma_j \equiv E(y_t - E(y_t))(y_{t-j} - E(y_{t-j}))$$

$$= (\theta_j + \theta_{j+1} \theta_1 + \theta_{j+2} \theta_2 + \dots + \theta_q \theta_{q-j}) \sigma^2 \quad \text{for } j = 1, 2, \dots, q$$

$$= 0 \quad \text{for } j > q$$

بنابر این خودهمبستگی مرتبه j ام برابر خواهد بود با؛

(۳۶.۷)

$$\rho_j = \frac{\gamma_j}{\gamma_0} = \frac{\theta_j + \theta_{j+1} \theta_1 + \theta_{j+2} \theta_2 + \dots + \theta_q \theta_{q-j}}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2} \quad \text{for } j = 1, 2, \dots, q$$

$$= 0 \quad \text{for } j > q$$

۳.۲.۵.۷. فرایندهای $ARIMA(p,d,q)$

چنانچه ویژگی‌های متفاوت دو فرآیند AR و MA را با هم تلفیق نماییم آنگاه یک فرآیند خودهمبسته میانگین متحرک (ARMA) را خواهیم داشت. از اینرو، اگر سری زمانی y_t به صورت زیر بیان شده باشد،

(۳۸.۷)

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_t$$

آنگاه فرآیند مذکور از نوع $ARMA(p,q)$ می‌باشد. در حالت کلی، فرآیند خودهمبسته میانگین متحرک به ترتیب از مرتبه p و q یا $ARMA(p,q)$ را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

(۳۹.۷)

$$y_t = \theta + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$$

اگر فرآیند y_t ایستا باشد آنگاه،

(۴۰.۷)

$$y_t = \mu + \psi(L)\varepsilon_t$$

که در آن

(۴۱.۷)

$$\psi(L) = \frac{1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q}{1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p}$$

و

(۴۲.۷)

$$\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| < \infty$$

میانگین y_t عبارت خواهد بود از

(۴۳.۷)

$$\mu = \frac{c}{1 - \phi_1 - \dots - \phi_p}$$

و خود همبستگی مراتب j ام آن برابر است با

(۴۴.۷)

$$\gamma_j = \phi_1 \gamma_{j-1} + \dots + \phi_p \gamma_{j-p} \quad \text{for } j > q$$

الگوهای سری زمانی که تاکنون در مورد آنها توضیح داده شد، همگی بر اساس این فرض بنا شده‌اند که سری‌های زمانی مانا است. به‌طور خلاصه، میانگین و واریانس یک سری زمانی مانا ثابت بوده و کوواریانس آن نیز به زمان بستگی نداشته و فقط به وقفه‌های خود وابسته است. ام^{۱۵۲}، می‌دانیم که بسیاری از سری‌های زمانی در اقتصاد نامانا^{۱۵۲} هستند. به‌عنوان مثال، اگر سری زمانی تجمعی از مرتبه اول $[I(1)]$ باشد، تفاضل مرتبه اول آن هم تجمع از مرتبه صفر $[I(0)]$ خواهد بود، به عبارتی سری زمانی مذکور مانا است. به‌طور کلی اگر یک سری زمانی تجمعی از مرتبه d $[I(d)]$ باشد، با تفاضل‌گیری مرتبه d ام، سری زمانی مذکور مانا از نوع $I(0)$ خواهد بود. با این توضیح، اگر سری زمانی Y با d بار تفاضل‌گیری مانا شود و آنگاه آن متغیر در قالب الگوی $ARMA(p,q)$ معرفی شود، گفته می‌شود که سری زمانی اولیه از یک فرآیند خودهمبسته تجمعی میانگین متحرک، به‌ترتیب از مرتبه p ، d و q پیروی می‌کند که به صورت $ARIMA(P,d,q)$ نمایش داده می‌شود. در این رابطه، p تعداد جملات خودهمبسته، d تعداد دفعاتی که سری زمانی اولیه باید تفاضل‌گیری شده تا مانا شود و q تعداد جملات میانگین را نشان می‌دهد.

نکته دیگری که در اینجا باید به آن توجه کرد، چگونگی تشخیص الگوهای مناسب برای سری زمانی مورد استفاده می‌باشد. آزمون و بررسی توابع خودهمبسته^{۱۵۳} و توابع خودهمبسته جزئی^{۱۵۴} مشاهدات، الگوی مناسب سری زمانی را مشخص می‌کند. اما محاسبه γ_j و پس از آن ρ_j برای $j \leq q$ در معادله

^{۱۵۲} Nonstationary

^{۱۵۳} Autocorrelation Function: a.c.f

^{۱۵۴} Partial Autocorrelation Function: p.a.c.f

(۴۴.۷) نسبتاً پیچیده است. بنابراین جهت تشخیص معادلات رفتاری هریک از متغیرهای موجود نه تنها به خود همبستگی مراتب لازم مراجعه می‌شود، بلکه بدلیل پیچیدگی محاسبه اتوکواریانس‌های مدل‌های ARMA از شاخص‌های (AIC) Akaike info criterion، (SC) Schwarz criterion و (Quinn criterion) HQ نیز استفاده لازم بعمل می‌آید. لذا در تشخیص الگوهای سری زمانی عمدتاً از توابع خود همبسته و خودهمبسته جزئی و از نتایج نمودارهای آن‌ها استفاده می‌شود. به این معنی که در فرآیند خودهمبسته (AR)، مرتبه p ، در فرآیند میانگین متحرک (MA)، مقدار q ، در فرآیند خودهمبسته میانگین متحرک (ARMA)، مقدار p و q و یا در فرآیند خودهمبسته تجمعی میانگین متحرک (ARIMA) مقادیر p ، d و q مشخص خواهد شد. در راستای دسترسی به مدل مناسب سعی می‌شود مدلی انتخاب گردد که شاخص‌های فوق حداقل گردد. بعد از تشخیص، مرحله برآورد پارامترها و سپس اجرای آزمون‌ها به منظور مطلوب بودن الگوی برازش شده در روش‌شناسی باکس-جنکینس^{۱۵۵} مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۳.۵.۷. تخمین مدل

با مشخص شدن نوع الگو، در مرحله بعد مقادیر پارامترهای مدل مورد نظر برآورد می‌شوند. در حالت کلی اگر متغیر مورد نظر از فرآیند $ARIMA(p,q)$ تبعیت کند، آنگاه خواهیم داشت؛

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

و یا

$$y_t = \theta + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$$

اگر فرض کنیم ε_t متغیری است تصادفی با خواص،

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } t = \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

آنگاه می‌توان پارامترهای مدل یعنی $\Theta \equiv (c, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, \sigma^2)'$ را به گونه‌ای برآورد نمود که تابع راستنمایی $f_{y_1, \dots, y_T}(y_1, \dots, y_T; \Theta)$ را حداکثر نماید. لذا جهت برآورد پارامترهای بدون تورش مدل، تابع لگاریتم راستنمایی شرطی را بدست آورده و سپس آن را نسبت به پارامترهای مدل حداکثر می‌کنیم. تابع لگاریتم راستنمایی شرطی نیازمند مقادیر اولیه است که عبارتند از؛

$$\mathbf{y}_0 \equiv (y_0, y_{-1}, y_{-2}, \dots, y_{-p+1})'$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_0 \equiv (\varepsilon_0, \varepsilon_{-1}, \varepsilon_{-2}, \dots, \varepsilon_{-q+1})'$$

با توجه به مشاهدات $(y_1, y_2, y_3, \dots, y_T)$ ، ε_t برابر خواهد بود با،

$$\varepsilon_t = y_t - c - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \dots - \phi_p y_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

و تابع لگاریتم شرطی برابر است با،

(۴۵.۷)

$$\ell(\Theta) = \log f_{y_1, \dots, y_T | \mathbf{y}_0, \boldsymbol{\varepsilon}_0}(\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_T | \mathbf{y}_0, \boldsymbol{\varepsilon}_0; \Theta) = -\frac{T}{2} \log(2\Pi) - \frac{T}{2} \log(\sigma^2) - \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma^2}$$

جهت حداکثر نمودن تابع فوق می‌توان از روش‌های عددی و یا فیلتر کالمن استفاده نمود.^{۱۵۶}

۴.۵.۷. پیش‌بینی مدل

چنانچه فرایند $ARIMA(p, q)$ زیر را داشته باشیم،

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$\Rightarrow (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) \cdot (y_t - \mu) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

و اگر فرض کنیم فرآیند فوق مانا و معکوس پذیر باشد، آنگاه؛

^{۱۵۶} James, D. Hamilton. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton. p ۱۴۹-۱۱۷

$$(y_t - \mu) = \frac{(1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)}{(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)} \varepsilon_t$$

پیش‌بینی $\hat{y}_{t+s|t}$ بر اساس فرمول وینر-کولموگروف برابر است با،

(۴۶.۷)

$$\hat{y}_{t+s|t} = \mu + \left[\frac{(1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)}{(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) L^s} \right]_+ \frac{(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 + \dots - \phi_p L^p)}{(1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) L^s} (y_t - \mu)$$

به‌تعبیری دیگر

$$\hat{y}_{t+s|t} - \mu = \phi_1 (\hat{y}_{t+s-1|t} - \mu) + \phi_2 (\hat{y}_{t+s-2|t} - \mu) + \dots + \phi_p (\hat{y}_{t+s-p|t} - \mu) + \theta_s \hat{\varepsilon}_t + \theta_{s+1} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \theta_q \hat{\varepsilon}_{t+s-q} \quad \text{for } s = 1, 2, \dots, q$$

$$= \phi_1 (\hat{y}_{t+s-1|t} - \mu) + \phi_2 (\hat{y}_{t+s-2|t} - \mu) + \dots + \phi_p (\hat{y}_{t+s-p|t} - \mu) \quad \text{for } s = q+1, q+2, \dots \quad (۴۷.۷)$$

$$\hat{y}_{\tau|t} = y_t \quad \text{for } \tau \leq t$$

جهت استفاده از فرمول‌های پیش‌بینی فوق فرض می‌شود کلیه مشاهدات مربوط به متغیر y تا زمان t در دسترس است. اما این فرض غیر منطقی است زیرا آمارهای متغیرهای مورد نظر محدود بوده و لذا بمنظور پیش‌بینی آن‌ها از روابط پیش‌بینی بهینه تقریبی استفاده خواهیم نمود.^{۱۵۷}

۵.۵.۷. مدل‌های ARCH

چنانچه مدل ایستا باشد، آنگاه امید و واریانس غیر شرطی آن تابعی از زمان نیست. اما همان‌گونه که قبلاً مشاهده شد امید شرطی فرایند فوق به مقادیر $y_t, y_{t-1}, \dots$ بستگی داشته و لذا تابعی از زمان نمی‌باشد. بهمین ترتیب می‌توان فرض نمود عل‌رغم ثابت بودن واریانس غیر شرطی سری زمانی، واریانس شرطی آن ممکن است تابعی از زمان بوده و بر اساس فرایند $AR(m)$ ایجاد شود. لذا خواهیم داشت؛

^{۱۵۷} James, D. Hamilton. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton. p ۱۱۴-۷۲

(۴۸.۷)

$$\varepsilon_t^2 = \zeta + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + w_t$$

که در آن؛

$$E(w_t) = 0$$

$$E(w_t w_\tau) = \begin{cases} \lambda^2 & \text{for } t = \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

واریانس شرطی آن عبارت خواهد بود از؛

(۴۹.۷)

$$\hat{E}(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots) = \zeta + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2$$

در این صورت گفته می‌شود ε_t از فرایند $ARCH(m)$ تبعیت می‌کند.

بسهولت رابطه (۴۸.۷) را می‌توان به صورت زیر نوشت؛

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t$$

(۵۰.۷)

و فرض نمود؛

$$E(v_t) = 0 \quad E(v_t^2) = 1$$

$$h_t = \zeta + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2$$

بنابر این خواهیم داشت؛

$$\hat{E}(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots) = \zeta + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2$$

که همان مدل (۴۹.۷) می‌باشد. در حالت کلی تر چنانچه فرض کنیم؛

$$h_t = \kappa + \delta_1 h_{t-1} + \delta_2 h_{t-2} + \dots + \delta_r h_{t-r} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2$$

(۵۱.۷)

آنگاه گفته می‌شود ε_t از فرایند $GARCH(r, m)$ تبعیت می‌کند.

در این قسمت می‌توان از ترکیب مدل‌های $ARIMA$ و $GARCH$ استفاده نمود تا امکان پیش‌بینی متغیرهای برون‌زای سیستم معادلات اقتصاد ایران فراهم شود. سپس با در دسترس بودن پیش‌بینی متغیرهای برون‌زا و همچنین متغیرهای سیاستی متغیرهای درون‌زای سیستم نیز برای دوره‌های آتی پیش‌بینی خواهند شد.

از آنجا که شرایط سیاسی و اقتصادی کشور با عنایت به افزایش بسیار شدید قیمت جهانی نفت، فشارهای سیاسی آمریکا و کشورهای اروپایی در خصوص دسترسی ایران به انرژی صلح‌آمیز هسته‌ای و احتمال تحریم اقتصادی ایران توسط شورای امنیت سازمان ملل و همچنین تغییر جهش در خصوص سیاست‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی توسط هیئت دولت و پیش‌بینی افزایش شدید نقدینگی در سال آتی، لذا در شرایط کنونی متغیرهای برون‌زا و درون‌زای مدل اقتصاد کلان را پیش‌بینی ننموده و صرفاً به مبانی و تکنیک‌ها اکتفا نموده‌ایم.

کتاب‌شناسی فصل هفتم

Al-Osh, M. (۱۹۸۹), "A dynamical linear model approach for disaggregating time series data", *Journal of Forecasting*, ۸, ۸۵-۹۶.

Berg, P.J.C.M van den, G.M.M. Gelauff, and V.R. Okker (۱۹۸۸), The FREIAKOMPAS model for the Netherlands, a quarterly macroeconometric model for the short and medium term", *Economic Modeling*, ۵(۳), ۱۷۰-۲۳۶.

Boot, J.C.G., W. Feibes, and J.H.C. Lisman (۱۹۶۷), "Further methods of derivation of quarterly figures from annual data", *Applied Statistics*, ۱۶, ۶۵-۷۵.

Central Planning Bureau (۱۹۸۳b), "KOMPAS: kwartaalmodel voor prognose, analyse en simulatie", Monograph Nr. ۲۶, *Central Planning Bureau, The Hague* [in Dutch].

Central Planning Bureau (۱۹۹۲a), FKSEC: *a macroeconometric model for the Netherlands*, Stenfert Kroese Publishers, Leiden-Antwerpen.

Chan, Wai-Sum (۱۹۹۳), "Desegregations of annual time series data to quarterly: a comparative study", *Journal of Forecasting*, ۱۲, ۶۷۷-۶۸۸.

Chow, G.C. and A.L. Lin (۱۹۷۱), "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series", *The Review of Economics and Statistics*, ۵۳, ۳۷۲-۳۷۵.

Chow, G.C. and A.L. Lin (۱۹۷۶), "Best linear unbiased estimation of missing observations in an economic time series", *Journal of the American Statistical Association*, ۷۱(۳۵۵), ۷۱۹-۷۲۱.

Cohen K.J., W. Muller and M.W. Padberg (۱۹۷۱), "Autoregressive approaches to desegregations of time series data", *Applied Statistics*, ۲۰, ۱۹-۲۹.

Conniffe, D. (۱۹۸۳), "Small-sample properties of estimators of regression coefficients given a common pattern of missing data", *Review of Economic Studies*, L, ۱۱۱-۱۲۰.

Dagenais, M. G. (1973), "The use of incomplete observations in multiple regression analysis: a Generalized Least Squares approach", *Journal of Econometrics*, 1, 317-328.

Dagenais, M. G. (1976), "Incomplete observations and simultaneous equations models", *Journal of Econometrics*, 4, 231-241.

Dempster, A.P., N.M. Laird, and D.B. Rubin (1977), "Maximum likelihood from incomplete

data via the EM algorithm", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 39, 1-38.

Denton, F.T. (1971), "Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization", *Journal of the American Statistical Association*, 66(323), 99-102.

Doornbos, R. and J.H.C. Lisman (1968), "Aeiding van kwartaalcijfers uit jaartotalen", *Statistica Neerlandica*, 22, 199{205 [in Dutch].

Doran, H.E. (1974), "Prediction of missing observations in the time series of an economic variable", *Journal of the American Statistical Association*, 69, 546-554.

Drettakis, E.G. (1973), "Missing data in econometric estimation", *Review of Economic Studies*, XL, 537-552.

Driehuis, W. (1972), *Fluctuations and growth in a near full employment economy: a quarterly econometric analysis of the Netherlands*, PhD thesis, Erasmus University, Rotterdam.

Fernandez, R.B. (1981), "A methodological note on the estimation of time series", *The Review of Economics and Statistics*, 63, 471-476.

Fisher, P.G. and K.F. Wallis (1990), "Seasonality in large-scale macroeconomic models", ESRC Macroeconomic Modeling Bureau Discussion Papers Nr. 24, University of Warwick, Coventry.

Fomby, T.B., R. Carter Hill, and S.R. Johnson (1984), *Advanced econometric methods*, Springer-Verlag, New York.

Friedman, M. (1962), "The interpolation of time series by related series", *Journal of the American Statistical Association*, 57, 729-757.

Ginsburgh, V.A. (1973), "A further note on the derivation of quarterly figures consistent with annual data", *Applied Statistics*, 22(3), 368-374.

Gouri_roux, C. and A. Monfort (1981), "On the problem of missing data in linear models", *Review of Economic Studies*, 48, 579-586.

Granger, C.W.J. and P. Newbold (1986), *Forecasting economic time series*, 2nd edition, Academic Press, Inc., Orlando.

Guerrero, V.M. (1990), "Temporal aggregation of time series: an ARIMA based approach", *International Statistical Review*, 58(1), 29-46.

Harvey, A. (1990), *The econometric analysis of time series*, 2nd edition, Philip Allen Publishers, New York.

Harvey, A.G. and R.G. Pierse (1984), "Estimation of missing observations in economic time series", *Journal of the American Statistical Association*, 79, 125-131.

Hsiao, C. (1980), "Missing data and maximum likelihood estimation", *Economics Letters*, 6, 249-253.

Hylleberg, S. (1986), *Seasonality in regression*, Academic Press, Inc., Orlando.

Jacobs, J.P.A.M., N.S. Kroonenberg, and T.J. Wansbeek (1989), "Dividing by 4: an efficient algorithm for the optimal desegregations of annual data into quarterly data", *CCSO Series Nr. 7, Center for Cyclical and Structural Research, Groningen*.

Kmenta, J. (1981), "On the problem of missing measurements in the estimation of economic relationships", in E.G. Charatsis, editor, *Proceedings of the Econometric Society Meeting 1979*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company.

Lisman, J.H.C. and J. Sandee (1964), "Derivation of quarterly figures from annual data", *Applied Statistics*, 13, 87-90.

Litterman, R.B. (1983), "A random walk, Markov model for the distribution of time series", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1, 169-173.

Little, R.J.A. and D.B. Rubin (1987), *Statistical analysis with missing data*, John Wiley & Sons,

McNees, S.K. (1986), "Forecasting accuracy of alternative techniques: a comparison of U.S. macroeconomic forecasts (including comments by Granger, Litterman and Spivey and reply)", *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 5-21.

Nijman, Th.E. (1985), *Missing observations in dynamic macroeconomic modeling*, PhD thesis, Free University, Amsterdam.

Nijman, Th.E. and F.C. Palm (1985), "Series temporelles incompletes en modelisation macroeconomique", *Cahiers du Seminaire d' Econometrie*, 27, 141-168.

Nijman, Th.E. and F.C. Palm (1986), "The construction and use of approximations for missing quarterly observations: a model-based approach", *Journal of Business & Economic Statistics*, (1), 47-58.

Nijman, Th.E. and F.C. Palm (1988), "Consistent estimation of regression models with incompletely observed exogenous variables", *Annales d' Economie et de Statistique*, (12), 151-175.

Palm, F.C. and Th.E. Nijman (1982), "Linear regression using both temporally aggregated and temporally disaggregated data", *Journal of Econometrics*, 19, 333-343.

Palm, F.C. and Th.E. Nijman (1984), "Missing observations in the dynamic regression model", *Econometrica*, 52(6), 1415-1435.

Sargan, J.D. and E.G. Drettakis (1974), "Missing data in an autoregressive model", *International Economic Review*, 15(1), 39-58.

Shiskin, J., A.H. Young, and J.C. Musgrave (1967), "The X-11 variant of the Census method II seasonal adjustment program", *Technical Paper Nr. 15, Bureau of the Census, U.S. Department of Commerce, Washington D.C.*

Sommers, W.H., R. Jansen, and A.S. Louder (1976), "Estimating quarterly values of annually known variables in quarterly relationships", *Journal of the American Statistical Association*, 71(355), 588-595.

Stram, D.O. and W.W.S. Wei (1986a), "Temporal aggregation in the ARIMA process", *Journal of Time Series Analysis*, 7(4), 279-292.

Stram, D.O. and W.W.S. Wei (1986b), "A methodological note on the desegregations of time series totals", *Journal of Time Series Analysis*, 7(4), 293-302.

Theil, H. (1971), *Principles of econometrics*, John Wiley & Sons, New York.

Thomas, J.J. and K.F. Wallis (۱۹۷۱), "Seasonal variation in regression analysis", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, ۱۳۴, part ۱, ۵۷-۷۲.

Wallis, K.F. (۱۹۷۴), "Seasonal adjustment and relations between variables", *Journal of the American Statistical Association*, ۶۹(۱), ۱۸-۳۱.

Wei, W.W.S. and D.O. Stram (۱۹۹۰), "Desegregations of time series models", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, ۵۲(۳), ۴۵۳-۴۶۷.

Wilcox, J.A. (۱۹۸۳), "Disaggregating data using related series", *Journal of Business & Economic Statistics*, ۱(۳), ۱۸۷-۱۹۱.

پیوست یک

هزینه ناخالص ملی-میلیارد ریال (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶)

	1338:1	1338:2	1338:3	1338:4	1339:1	1339:2	1339:3	1339:4	1340:1	1340:2	1340:3	1340:4
هزینه های مصرفی خصوصی	6660/4	6650/9	6631/9	6603/3	6565/2	6539/1	6525/0	6522/9	6532/7	6548/6	6570/8	6599/0
هزینه های مصرفی دولتی	964/8	970/6	982/2	999/7	1022/9	1035/7	1037/9	1029/6	1010/8	999/9	996/7	1001/4
ناخالص تشکیل سرمایه ثابت	2826/5	2838/8	2863/4	2900/3	2949/4	3001/6	3056/9	3115/1	3176/4	3185/7	3143/2	3048/8
ماشین آلات	1786/2	1798/7	1823/6	1861/1	1911/1	1921/0	1890/8	1820/4	1710/0	1622/9	1559/1	1518/7
ساختمان	1040/4	1040/2	1039/8	1039/1	1038/3	1080/7	1166/1	1294/7	1466/3	1562/8	1584/1	1530/1
تغییر در موجودی انبار	-163/7	-152/6	-130/5	-97/3	-53/0	-0/6	59/9	128/5	205/1	298/1	407/3	532/8
وخدمات خالص صادرات کالاها	1376/4	1398/4	1442/6	1508/8	1597/2	1702/0	1823/4	1961/2	2115/6	2280/2	2455/3	2640/7
صادرات کالاها وخدمات	3613/2	3641/6	3698/2	3783/2	3896/6	4010/5	4125/1	4240/3	4356/2	4484/5	4625/4	4778/9
واردات کالاها وخدمات	2236/9	2243/1	2255/6	2274/4	2299/4	2308/5	2301/8	2279/1	2240/6	2204/3	2170/1	2138/2
اشتباهات آماری	-306/9	-248/3	-131/1	44/8	279/2	430/7	499/1	484/6	387/0	308/0	247/6	205/9
هزینه ناخالص داخلی	11357/4	11457/8	11658/5	11959/6	12361/1	12708/6	13002/2	13241/9	13427/6	13620/6	13820/9	14028/6
بازرگانی نتیجه رابطه مبادله	-1827/6	-1846/5	-1884/5	-1941/4	-2017/2	-2101/1	-2192/9	-2292/6	-2400/3	-2481/3	-2535/6	-2563/2
از خارج تولید خالص درآمد عوامل	10/6	7/2	0/4	-9/7	-23/3	-32/7	-37/8	-38/8	-35/6	-36/7	-42/0	-51/7
(تولید)ناخالص ملی به قیمت بازار	9540/5	9618/5	9774/5	10008/5	10320/5	10574/9	10771/5	10910/4	10991/6	11102/6	11243/3	11413/7
استهلاک سرمایه های ثابت	873/0	878/4	889/1	905/2	926/7	953/9	986/9	1025/7	1070/2	1100/2	1115/7	1116/8
خالص مالیاتهای غیر مستقیم	609/3	617/8	634/9	660/4	694/5	717/6	729/6	730/5	720/4	713/6	710/1	710/0
درآمد ملی	8058/2	8122/3	8250/5	8442/9	8699/3	8903/4	9055/0	9154/3	9201/1	9288/8	9417/4	9586/8

1341:1	1341:2	1341:3	1341:4	1342:1	1342:2	1342:3	1342:4	1343:1	1343:2	1343:3	1343:4	1344:1	1344:2	1344:3	1344:4
6633/5	6671/6	6713/4	6758/9	6808/1	6814/5	6778/0	6698/6	6576/4	6511/1	6502/8	6551/5	6657/2	6770/7	6892/2	7021/5
1013/9	1027/3	1041/8	1057/3	1073/8	1099/6	1134/9	1179/6	1233/6	1307/6	1401/4	1515/1	1648/8	1758/3	1843/7	1905/0
2902/5	2835/7	2848/2	2940/2	3111/6	3241/3	3329/1	3375/1	3379/4	3508/6	3762/8	4142/1	4646/3	4982/1	5149/5	5148/5
1501/6	1476/8	1444/3	1404/2	1356/3	1362/6	1422/9	1537/3	1705/8	1869/5	2028/5	2182/7	2332/2	2440/8	2508/7	2535/8
1401/0	1358/9	1403/9	1536/1	1755/3	1878/6	1906/2	1837/8	1673/6	1639/1	1734/4	1959/4	2314/2	2541/3	2640/8	2612/7
674/6	721/9	674/7	533/0	296/9	176/0	170/4	280/1	505/2	633/2	664/2	598/3	435/4	389/8	461/6	650/8
2836/4	3036/7	3241/7	3451/4	3665/7	3794/7	3838/5	3797/0	3670/2	3635/3	3692/2	3841/1	4081/7	4285/9	4453/4	4584/4
4944/8	5098/3	5239/2	5367/7	5483/6	5611/0	5749/7	5899/8	6061/3	6258/2	6490/5	6758/3	7061/5	7334/0	7575/8	7786/9
2108/5	2061/6	1997/5	1916/3	1817/9	1816/2	1911/2	2102/8	2391/1	2622/9	2798/3	2917/2	2979/8	3048/1	3122/4	3202/4
182/7	170/7	169/9	180/4	202/0	248/1	318/7	413/8	533/3	629/2	701/4	750/0	774/9	794/4	808/6	817/5
14243/5	14463/9	14689/8	14921/2	15158/1	15374/2	15569/6	15744/2	15898/1	16225/0	16725/0	17398/1	18244/3	18981/2	19609/0	20127/7
-2564/1	-2557/2	-2542/6	-2520/4	-2490/4	-2516/5	-2598/6	-2736/8	-2931/1	-3116/9	-3294/1	-3462/7	-3622/7	-3792/9	-3973/0	-4163/3
-65/7	-79/5	-93/2	-106/8	-120/2	-126/7	-126/3	-119/0	-104/8	-112/0	-140/6	-190/5	-261/9	-301/8	-310/3	-287/4
11613/8	11827/2	12054/0	12294/1	12547/5	12731/0	12844/6	12888/3	12862/1	12996/1	13290/4	13744/9	14359/6	14886/6	15325/7	15677/0
1103/4	1122/5	1174/2	1258/4	1375/2	1439/6	1451/8	1411/7	1319/3	1299/7	1353/1	1479/3	1678/3	1793/7	1825/2	1773/0
713/3	725/6	746/9	777/2	816/5	841/1	850/8	845/8	826/0	824/5	841/2	876/3	929/7	993/9	1068/9	1154/8
9797/1	9979/2	10132/9	10258/5	10355/8	10450/3	10542/0	10630/8	10716/9	10871/9	11096/1	11389/3	11751/6	12099/0	12431/5	12749/2

1345:1	1345:2	1345:3	1345:4	1346:1	1346:2	1346:3	1346:4	1347:1	1347:2	1347:3	1347:4	1348:1	1348:2	1348:3	1348:4
7158/6	7334/9	7550/3	7804/8	8098/4	8277/7	8342/8	8293/7	8130/3	8066/7	8103/1	8239/3	8475/3	8694/2	8895/9	9080/4
1942/2	1986/4	2037/7	2095/9	2161/3	2236/7	2322/1	2417/7	2523/3	2634/4	2751/0	2873/0	3000/4	3120/3	3232/7	3337/5
4979/1	4963/8	5102/7	5395/7	5842/9	6210/2	6497/5	6705/0	6832/6	6951/8	7062/8	7165/3	7259/6	7398/6	7582/3	7810/7
2522/1	2593/0	2748/5	2988/6	3313/3	3544/3	3681/4	3724/6	3674/1	3652/0	3658/3	3692/9	3756/0	3821/7	3889/9	3960/7
2457/0	2370/8	2354/2	2407/1	2529/5	2665/9	2816/2	2980/4	3158/5	3299/8	3404/5	3472/4	3503/6	3576/9	3692/4	3850/0
957/3	1075/7	1006/1	748/3	302/5	122/7	208/7	560/7	1178/6	1591/4	1799/1	1801/7	1599/2	1512/6	1541/8	1686/9
4678/9	4787/7	4910/8	5048/2	5199/9	5325/4	5424/6	5497/5	5544/2	5691/3	5938/8	6286/7	6735/0	7136/0	7489/7	7796/2
7967/3	8200/0	8485/0	8822/4	9212/1	9573/5	9906/6	10211/3	10487/7	10847/0	11289/3	11814/6	12422/7	12954/7	13410/6	13790/2
3288/4	3412/3	3574/3	3774/2	4012/2	4248/1	4482/0	4713/7	4943/4	5155/7	5350/5	5527/9	5687/8	5818/8	5920/9	5994/0
821/0	836/2	863/1	901/7	951/9	988/3	1010/9	1019/7	1014/7	1067/6	1178/3	1346/9	1573/4	1638/5	1542/3	1284/8
20537/1	20984/7	21470/6	21994/6	22556/8	23160/9	23806/7	24494/3	25223/7	26003/3	26833/0	27712/9	28642/9	29500/2	30284/7	30996/6
-4363/5	-4568/9	-4779/4	-4994/9	-5215/6	-5418/7	-5604/1	-5772/0	-5922/3	-6129/6	-6394/0	-6715/3	-7093/7	-7501/6	-7938/9	-8405/7
-233/0	-192/2	-165/2	-151/7	-152/0	-166/7	-195/8	-239/4	-297/5	-338/5	-362/6	-369/7	-359/7	-354/9	-355/3	-360/8
15940/6	16223/6	16526/0	16847/9	17189/3	17575/5	18006/7	18482/9	19003/9	19535/1	20076/4	20627/9	21189/4	21643/7	21990/6	22230/1
1637/1	1591/8	1637/2	1773/3	2000/0	2176/4	2302/4	2378/1	2403/4	2451/2	2521/5	2614/1	2729/3	2811/6	2861/0	2877/5
1251/6	1323/7	1371/3	1394/3	1392/8	1411/1	1449/2	1507/2	1585/1	1659/4	1730/2	1797/5	1861/3	1923/5	1984/1	2043/1
13051/9	13308/0	13517/5	13680/3	13796/5	13988/1	14255/1	14597/5	15015/4	15424/5	15824/7	16216/2	16598/9	16908/7	17145/5	17309/4

1349:1	1349:2	1349:3	1349:4	1350:1	1350:2	1350:3	1350:4	1351:1	1351:2	1351:3	1351:4	1352:1	1352:2	1352:3	1352:4
9247/7	9492/5	9814/7	10214/ 4	10691/ 5	11054/ 1	11302/ 1	11435/ 6	11454/ 5	11578/ 5	11807/ 4	12141/ 3	12580/ 3	13046/ 5	13539/ 9	14060/ 6
3434/8	3575/1	3758/4	3984/6	4253/7	4566/6	4923/2	5323/4	5767/4	6030/9	6113/8	6016/2	5738/1	5881/5	6446/6	7433/2
8083/8	8396/5	8748/6	9140/3	9571/4	10050/ 0	10575/ 9	11149/ 2	11769/ 8	12314/ 0	12781/ 6	13172/ 6	13487/ 1	13848/ 7	14257/ 2	14712/ 8
4034/1	4169/7	4367/5	4627/5	4949/6	5337/2	5790/3	6308/7	6892/6	7348/6	7676/7	7876/9	7949/2	8005/0	8044/2	8066/8
4049/7	4226/8	4381/1	4512/8	4621/8	4712/7	4785/6	4840/5	4877/3	4965/4	5104/9	5295/7	5537/9	5843/6	6213/0	6646/0
1947/8	1883/5	1493/9	779/1	-261/1	-760/9	-720/4	-139/5	981/7	1334/1	917/8	-267/3	-2221/ 1	-3049/ 0	-2750/ 9	-1326/ 8
8055/4	8339/4	8648/1	8981/6	9339/8	9677/3	9994/0	10290/ 1	10565/ 4	10886/ 3	11252/ 7	11664/ 5	12121/ 9	11857/ 9	10872/ 5	9165/7
14093/ 7	14502/ 9	15017/ 7	15638/ 2	16364/ 4	17054/ 0	17707/ 1	18323/ 7	18903/ 7	19517/ 0	20163/ 6	20843/ 4	21556/ 4	22073/ 1	22393/ 6	22517/ 8
6038/3	6163/5	6369/6	6656/6	7024/6	7376/7	7713/1	8033/6	8338/3	8630/8	8910/9	9178/8	9434/5	10215/ 2	11521/ 1	13352/ 1
866/0	667/1	688/2	929/3	1390/2	1606/5	1578/2	1305/1	787/3	670/5	954/5	1639/4	2725/2	3286/3	3322/7	2834/4
31635/ 7	32354/ 2	33152/ 0	34029/ 1	34985/ 6	36193/ 6	37653/ 0	39363/ 9	41326/ 2	42814/ 1	43827/ 6	44366/ 7	44431/ 4	44871/ 8	45688/ 0	46879/ 9
-8902/ 0	-9069/ 4	-8907/ 9	-8417/ 5	-7598/ 3	-7226/ 3	-7301/ 6	-7824/ 2	-8794/ 0	-9113/ 8	-8783/ 7	-7803/ 6	-6173/ 4	-3640/ 3	-204/1	4135/1
-371/4	-400/3	-447/3	-512/5	-595/9	-583/7	-475/9	-272/4	26/7	203/3	257/3	188/8	-2/3	-67/9	-8/1	177/1
22362/ 3	22884/ 5	23796/ 8	25099/ 0	26791/ 3	28383/ 5	29875/ 5	31267/ 3	32558/ 9	33903/ 6	35301/ 3	36752/ 0	38255/ 7	41163/ 6	45475/ 8	51192/ 2
2861/2	2879/8	2933/5	3022/1	3145/7	3239/9	3304/7	3340/0	3345/8	3346/7	3342/6	3333/6	3319/6	3309/7	3303/8	3302/1
2100/6	2141/6	2166/0	2173/8	2165/1	2187/3	2240/5	2324/7	2439/7	2487/7	2468/5	2382/2	2228/8	1996/1	1684/4	1293/4
17400/ 5	17863/ 1	18697/ 3	19903/ 1	21480/ 5	22956/ 2	24330/ 3	25602/ 7	26773/ 4	28069/ 2	29490/ 1	31036/ 2	32707/ 3	35857/ 8	40487/ 6	46596/ 7

1353:1	1353:2	1353:3	1353:4	1354:1	1354:2	1354:3	1354:4	1355:1	1355:2	1355:3	1355:4	1356:1	1356:2	1356:3	1356:4
14608/5	15488/5	16700/6	18244/8	20121/1	21374/6	22005/4	22013/4	21398/7	21115/4	21163/7	21543/4	22254/5	22764/6	23073/7	23181/7
8841/4	9992/9	10887/7	11525/9	11907/3	12313/0	12742/9	13197/1	13675/5	13961/0	14053/7	13953/6	13660/7	13497/3	13463/5	13559/3
15215/5	16075/5	17292/9	18867/7	20799/9	22988/1	25432/4	28132/6	31088/9	32788/3	33230/7	32416/2	30344/8	28602/2	27188/4	26103/4
8072/9	8653/3	9808/2	11537/5	13841/1	15626/9	16894/9	17645/1	17877/4	18045/7	18149/8	18189/9	18166/0	17448/7	16038/2	13934/4
7142/6	7422/1	7484/7	7330/2	6958/8	7361/2	8537/4	10487/5	13211/5	14742/6	15080/9	14226/3	12178/8	11153/5	11150/2	12169/1
1223/3	3084/8	4257/6	4741/8	4537/3	4012/8	3168/3	2003/7	519/1	99/2	743/8	2453/2	5227/2	6860/8	7354/2	6707/2
6737/5	3764/2	245/8	-3817/8	-8426/5	-11186/6	-12098/3	-11161/5	-8376/2	-7082/3	-7279/7	-8968/6	-12148/7	-13989/1	-14489/8	-13650/7
22445/7	22130/7	21572/7	20771/7	19727/8	19222/7	19256/4	19828/9	20940/2	21660/8	21990/8	21930/2	21478/9	20679/9	19533/1	18038/4
15708/2	18366/4	21326/9	24589/5	28154/3	30409/4	31354/8	30990/4	29316/4	28743/1	29270/6	30898/8	33627/7	34669/0	34022/9	31689/1
1821/4	1183/6	921/1	1033/8	1521/8	1759/1	1745/9	1482/0	967/6	893/9	1261/0	2068/8	3317/5	3980/1	4056/8	3547/6
48447/6	49589/5	50305/7	50596/2	50460/9	51261/0	52996/4	55667/3	59273/5	61775/5	63173/2	63466/7	62655/9	61716/0	60646/8	59448/5
9377/4	13276/2	15831/6	17043/5	16912/0	16846/6	16847/2	16914/0	17046/9	17336/4	17782/6	18385/5	19145/1	18977/3	17882/0	15859/3
487/8	699/5	812/3	826/1	740/9	713/9	745/1	834/5	982/0	1081/6	1133/2	1136/7	1092/3	850/4	411/1	-225/8
58312/8	63565/2	66949/6	68465/7	68113/8	68821/5	70588/8	73415/8	77302/4	80193/5	82089/0	82988/9	82893/3	81543/6	78939/9	75082/1
3304/4	3340/1	3409/3	3511/9	3647/9	3805/6	3984/8	4185/7	4408/1	4632/3	4858/0	5085/5	5314/6	5552/0	5797/9	6052/2
823/3	541/7	448/7	544/3	828/3	1037/8	1172/7	1233/0	1218/7	1261/8	1362/3	1520/1	1735/3	1909/5	2042/6	2134/6
54185/1	59683/4	63091/6	64409/6	63637/5	63978/1	65431/3	67997/1	71675/5	74299/4	75868/7	76383/3	75843/4	74082/1	71099/4	66895/3

1357:1	1357:2	1357:3	1357:4	1358:1	1358:2	1358:3	1358:4	1359:1	1359:2	1359:3	1359:4	1360:1	1360:2	1360:3	1360:4
23088/7	23128/5	23301/1	23606/6	24044/9	24231/3	24165/8	23848/5	23279/4	22930/7	22802/3	22894/4	23206/9	23510/5	23805/1	24090/7
13784/7	13872/5	13822/8	13635/5	13310/7	12969/7	12612/7	12239/5	11850/1	11577/0	11420/1	11379/4	11454/9	11477/6	11447/7	11365/0
25347/3	24130/7	22453/8	20316/5	17718/9	16016/2	15208/3	15295/4	16277/3	16843/1	16992/7	16726/1	16043/4	15508/3	15120/9	14881/1
11137/2	8917/1	7274/0	6207/8	5718/6	5426/4	5331/3	5433/3	5732/3	6032/1	6332/7	6634/1	6936/4	7040/9	6947/7	6656/8
14210/0	15213/6	15179/8	14108/8	12000/3	10589/7	9877/0	9862/1	10545/0	10811/0	10660/0	10092/0	9107/0	8467/4	8173/2	8224/3
4919/9	3643/3	2877/3	2622/0	2877/4	3160/5	3471/3	3809/8	4176/0	4377/0	4412/7	4283/2	3988/5	3623/8	3189/3	2684/8
-11471/9	-9548/7	-7881/1	-6469/2	-5313/0	-5244/7	-6264/3	-8371/9	-11567/4	-13868/5	-15275/0	-15787/0	-15404/5	-14527/6	-13156/1	-11290/2
16196/0	14783/7	13801/6	13249/6	13127/7	12349/7	10915/8	8825/7	6079/6	4082/0	2833/0	2332/6	2580/7	3016/6	3640/4	4452/1
27667/9	24332/4	21682/7	19718/8	18440/7	17594/4	17180/1	17197/6	17647/0	17950/5	18108/0	18119/6	17985/2	17544/2	16796/5	15742/2
2452/4	1733/6	1391/2	1425/2	1835/6	2293/7	2799/6	3353/2	3954/5	4268/6	4295/6	4035/3	3487/9	3051/9	2727/4	2514/4
58121/1	56959/9	55965/1	55136/6	54474/5	53426/7	51993/4	50174/5	47969/9	46127/9	44648/4	43531/4	42777/0	42644/6	43134/2	44245/9
12909/3	11333/6	11132/4	12305/7	14853/4	15914/6	15489/3	13577/6	10179/4	7738/0	6253/3	5725/4	6154/2	6527/0	6843/6	7104/2
-1060/1	-1387/1	-1206/7	-519/1	675/9	1458/8	1829/6	1788/2	1334/8	1005/6	800/8	720/2	763/9	753/6	689/3	571/1
69970/2	66906/5	65890/8	66923/2	70003/8	70800/1	69312/3	65540/3	59484/1	54871/5	51702/5	49977/0	49695/1	49925/1	50667/2	51921/2
6314/9	6538/3	6722/3	6867/0	6972/3	7078/4	7185/4	7293/3	7402/0	7506/3	7606/2	7701/8	7793/0	7886/8	7983/1	8082/0
2185/5	2030/9	1670/6	1104/8	333/3	-93/6	-176/0	86/0	692/6	1071/0	1221/4	1143/7	837/8	632/4	527/4	522/8
61469/8	58337/3	57497/9	58951/5	62698/1	63815/3	62302/9	58161/0	51389/6	46294/2	42874/8	41131/5	41064/2	41406/0	42156/7	43316/4

1361:1	1361:2	1361:3	1361:4	1362:1	1362:2	1362:3	1362:4	1363:1	1363:2	1363:3	1363:4	1364:1	1364:2	1364:3	1364:4
24367/5	24881/2	25632/0	26619/8	27844/6	28812/5	29523/4	29977/3	30174/2	30423/8	30726/1	31081/1	31488/7	31506/3	31133/8	30371/3
11229/5	11169/3	11184/2	11274/4	11439/7	11462/7	11343/3	11081/5	10677/3	10497/3	10541/3	10809/6	11301/9	11435/7	11210/8	10627/3
14789/0	15447/7	16857/2	19017/4	21928/4	23851/2	24785/6	24731/8	23689/7	22619/2	21520/4	20393/3	19237/8	18168/6	17185/6	16288/8
6168/2	6301/0	7055/2	8430/8	10427/8	11916/3	12896/3	13367/8	13330/8	13040/7	12497/5	11701/2	10651/9	9502/7	8253/8	6905/1
8620/8	9146/7	9802/0	10586/6	11500/6	11934/9	11889/3	11364/0	10358/9	9578/5	9022/9	8692/1	8585/9	8665/9	8931/8	9383/8
2110/5	1732/0	1549/3	1562/4	1771/2	1366/1	346/9	-1286/2	-3533/4	-4937/5	-5498/4	-5216/2	-4090/8	-3013/1	-1982/9	-1000/2
-8929/7	-7840/3	-8021/8	-9474/5	-12198/1	-13608/8	-13706/4	-12491/1	-9962/8	-8196/9	-7193/3	-6952/0	-7473/0	-7762/2	-7819/5	-7644/9
5451/6	6317/4	7049/6	7648/2	8113/1	8279/9	8148/4	7718/8	6991/0	6463/8	6137/3	6011/4	6086/2	6000/6	5754/6	5348/2
14381/3	14157/7	15071/5	17122/7	20311/3	21888/7	21854/9	20209/9	16953/8	14660/7	13330/6	12963/4	13559/2	13762/8	13574/1	12993/1
2412/8	2410/5	2507/4	2703/5	2998/9	3200/1	3307/0	3319/8	3238/4	3378/4	3739/9	4322/8	5127/2	5562/0	5627/5	5323/4
45979/7	47800/4	49708/2	51703/0	53784/8	55083/8	55599/8	55333/0	54283/3	53784/3	53836/1	54438/6	55591/8	55897/4	55355/3	53965/6
7308/7	7472/5	7595/6	7677/9	7719/6	7539/8	7138/7	6516/2	5672/4	5148/8	4945/5	5062/4	5499/7	5145/1	3998/6	2060/4
398/9	273/6	195/3	163/9	179/5	192/7	203/5	211/8	217/7	199/4	157/0	90/3	-0/6	-58/5	-83/4	-75/2
53687/3	55546/5	57499/1	59544/9	61683/9	62816/3	62942/0	62061/0	60173/4	59132/6	58938/6	59591/3	61090/9	60983/9	59270/6	55950/8
8183/4	8279/4	8369/8	8454/8	8534/3	8630/3	8742/9	8872/0	9017/7	9163/9	9310/5	9457/6	9605/2	9737/3	9854/0	9955/3
618/7	762/0	952/8	1191/0	1476/7	1692/8	1839/3	1916/1	1923/3	1939/5	1964/7	1999/0	2042/3	2055/0	2037/3	1989/1
44885/2	46505/2	48176/5	49899/0	51672/9	52493/1	52359/8	51272/9	49232/4	48029/2	47663/4	48134/8	49443/4	49191/6	47379/2	44006/3

1365:1	1365:2	1365:3	1365:4	1366:1	1366:2	1366:3	1366:4	1367:1	1367:2	1367:3	1367:4	1368:1	1368:2	1368:3	1368:4
29218/7	28258/9	27491/9	26917/7	26536/4	26273/2	26128/3	26101/6	26193/1	26336/1	26530/8	26777/0	27074/9	27306/8	27473/0	27573/3
9685/1	8974/7	8496/1	8249/1	8233/9	8228/6	8233/3	8248/0	8272/7	8252/1	8186/4	8075/4	7919/2	7825/8	7795/3	7827/5
15478/3	14954/4	14717/2	14766/6	15102/7	15038/9	14575/1	13711/4	12447/8	11656/9	11338/6	11493/0	12120/0	12564/7	12826/9	12906/7
5456/5	4484/5	3989/0	3970/0	4427/6	4758/3	4962/1	5039/1	4989/3	5062/7	5259/3	5579/1	6022/2	6327/8	6496/0	6526/8
10021/8	10469/9	10728/2	10796/6	10675/1	10280/6	9613/0	8672/3	7458/6	6594/2	6079/3	5913/9	6097/8	6236/8	6330/9	6380/0
-65/2	940/4	2016/5	3163/2	4380/5	5013/6	5062/7	4527/7	3408/6	2701/3	2405/7	2522/0	3050/1	3996/2	5360/4	7142/8
-7238/5	-6931/8	-6724/9	-6617/6	-6610/2	-6291/6	-5662/0	-4721/3	-3469/6	-2743/5	-2543/2	-2868/5	-3719/6	-4384/7	-4863/8	-5157/0
4781/3	4582/8	4752/5	5290/5	6196/9	6913/4	7440/1	7777/0	7924/1	8043/2	8134/5	8197/8	8233/2	8440/7	8820/2	9371/9
12019/8	11514/6	11477/4	11908/2	12807/0	13205/0	13102/1	12498/3	11393/6	10786/7	10677/6	11066/3	11952/7	12825/3	13684/1	14529/0
4649/9	4001/5	3378/1	2779/7	2206/4	1657/9	1134/3	635/4	161/5	-61/1	-32/4	247/8	779/3	1089/8	1179/5	1048/2
51728/3	50198/1	49374/9	49258/7	49849/7	49920/6	49471/7	48502/8	47014/0	46141/8	45886/0	46246/7	47223/9	48398/7	49771/3	51341/6
-669/7	-1590/9	-703/2	1993/5	6499/0	8652/9	8455/2	5905/9	1005/0	-2297/3	-4000/9	-4105/8	-2612/0	-1461/4	-654/0	-189/8
-34/1	-22/9	-41/6	-90/3	-168/9	-235/4	-290/0	-332/6	-363/1	-382/3	-390/1	-386/6	-371/7	-354/7	-335/7	-314/5
51024/5	48584/3	48630/1	51161/9	56179/8	58338/1	57636/9	54076/2	47655/9	43462/2	41495/0	41754/3	44240/2	46582/6	48781/6	50837/2
10041/1	10115/6	10178/7	10230/5	10270/9	10281/6	10262/5	10213/6	10134/9	10073/8	10030/4	10004/5	9996/3	10007/3	10037/8	10087/5
1910/5	1847/3	1799/6	1767/4	1750/7	1687/0	1576/3	1418/5	1213/7	1092/9	1056/1	1103/2	1234/3	1316/3	1349/2	1332/9
39072/9	36621/4	36651/8	39164/0	44158/1	46369/5	45798/2	42444/1	36307/3	32295/4	30408/5	30646/6	33009/6	35258/9	37394/7	39416/8

1369:1	1369:2	1369:3	1369:4	1370:1	1370:2	1370:3	1370:4	1371:1	1371:2	1371:3	1371:4	1372:1	1372:2	1372:3	1372:4
27607/8	27860/8	28332/2	29022/0	29930/2	30654/1	31193/7	31549/0	31720/0	31902/7	32097/3	32303/6	32521/7	32726/7	32918/4	33096/9
7922/6	8051/4	8214/1	8410/6	8640/8	8754/8	8752/5	8633/8	8398/9	8392/8	8615/4	9066/9	9747/2	10232/6	10523/2	10619/0
12804/2	13381/5	14638/8	16576/1	19193/3	20964/4	21889/6	21968/8	21201/9	20523/4	19933/3	19431/5	19018/2	18518/5	17932/5	17260/2
6420/1	6839/2	7784/3	9255/2	11251/9	12582/8	13247/8	13246/9	12580/1	11815/0	10951/4	9989/5	8929/2	8067/4	7404/0	6939/2
6384/1	6542/3	6854/6	7320/9	7941/3	8381/6	8641/8	8721/8	8621/8	8708/5	8981/9	9442/1	10089/0	10451/1	10528/5	10321/0
9343/2	10848/9	11659/9	11776/2	11197/8	10842/5	10710/3	10801/2	11115/3	10900/4	10156/5	8883/6	7081/7	5272/9	3457/1	1634/3
-5264/3	-5746/9	-6604/7	-7837/7	-9446/0	-10405/6	-10716/4	-10378/5	-9391/8	-8306/5	-7122/6	-5840/0	-4458/7	-2703/4	-574/1	1929/3
10095/7	10775/9	11412/5	12005/6	12555/1	12940/9	13162/8	13221/0	13115/4	13198/7	13471/0	13932/2	14582/3	15209/6	15814/2	16395/9
15360/0	16522/7	18017/2	19843/3	22001/1	23346/4	23879/2	23599/5	22507/2	21505/2	20593/5	19772/1	19041/0	17913/0	16388/2	14466/6
696/1	543/5	590/7	837/4	1283/9	1659/2	1963/4	2196/5	2358/5	2335/5	2127/6	1734/8	1157/0	627/8	147/4	-284/4
53109/5	54939/3	56830/9	58784/5	60799/9	62469/4	63793/1	64770/8	65402/7	65748/3	65807/5	65580/4	65067/0	64675/0	64404/5	64255/3
-68/8	-55/0	-148/6	-349/4	-657/5	-1174/2	-1899/5	-2833/2	-3975/5	-3843/7	-2437/6	242/6	4196/9	6760/2	7932/3	7713/2
-291/3	-306/6	-360/2	-452/3	-582/9	-667/5	-706/1	-698/9	-645/7	-599/4	-559/8	-527/0	-501/0	-536/6	-633/8	-792/7
52749/4	54577/7	56322/2	57982/8	59559/5	60627/7	61187/5	61238/7	60781/4	61305/2	62810/1	65296/0	68763/0	70898/6	71702/9	71175/8
10156/6	10209/0	10244/9	10264/1	10266/7	10293/2	10343/7	10418/0	10516/2	10617/8	10722/7	10830/8	10942/3	11039/4	11122/1	11190/4
1267/5	1246/9	1271/1	1340/0	1453/6	1597/3	1771/1	1974/8	2208/5	2190/3	1920/0	1397/6	623/2	44/2	-339/4	-527/7
41325/3	43121/7	44806/2	46378/7	47839/1	48737/2	49072/8	48845/9	48056/6	48497/1	50167/4	53067/5	57197/4	59815/0	60920/2	60513/0

1373:1	1373:2	1373:3	1373:4	1374:1	1374:2	1374:3	1374:4	1375:1	1375:2	1375:3	1375:4	1376:1	1376:2	1376:3	1376:4
33262/2	33310/5	33241/7	33055/9	32753/1	32620/8	32659/0	32867/6	33246/8	33595/1	33912/7	34199/6	34455/6	34856/5	35402/3	36093/0
10519/9	10423/2	10328/8	10236/7	10147/0	10082/0	10041/5	10025/6	10034/3	9991/2	9896/4	9749/7	9551/2	9472/0	9512/1	9671/5
16501/7	15836/6	15264/9	14786/7	14402/0	14443/3	14910/7	15804/2	17123/9	18248/7	19178/8	19914/0	20454/5	20865/4	21146/5	21298/1
6672/8	6424/7	6194/9	5983/3	5790/0	5856/0	6181/3	6765/9	7609/9	8424/3	9209/0	9964/2	10689/7	11286/1	11753/3	12091/4
9828/9	9411/9	9070/0	8803/4	8612/0	8587/3	8729/4	9038/3	9514/0	9824/4	9969/7	9949/9	9764/8	9579/3	9393/2	9206/6
-195/4	-986/8	-739/9	545/4	2869/0	4711/9	6074/2	6955/9	7356/9	7466/8	7285/8	6813/6	6050/5	5410/5	4893/7	4500/1
4806/7	6502/2	7015/6	6347/1	4496/6	3089/1	2124/4	1602/5	1523/6	1457/2	1403/3	1362/0	1333/1	1416/2	1611/3	1918/4
16954/8	16997/3	16523/3	15532/8	14025/8	13039/3	12573/1	12627/3	13202/0	13507/3	13543/2	13309/9	12807/2	12583/9	12640/0	12975/5
12148/1	10495/1	9507/6	9185/7	9529/2	9950/2	10448/8	11024/8	11678/4	12050/1	12139/9	11947/9	11474/1	11167/6	11028/7	11057/1
-667/4	-810/5	-713/5	-376/4	200/6	515/8	569/1	360/5	-110/0	-320/6	-271/5	37/3	606/0	867/6	822/1	469/6
64227/6	64275/1	64397/7	64595/5	64868/4	65462/8	66378/9	67616/4	69175/5	70438/5	71405/4	72076/2	72450/9	72888/2	73388/1	73950/6
6103/0	4833/9	3906/0	3319/2	3073/5	2914/7	2842/6	2857/4	2959/0	2904/6	2694/3	2327/9	1805/6	874/4	-465/6	-2214/5
-1013/3	-1097/2	-1044/5	-855/2	-529/3	-319/1	-224/6	-246/0	-383/0	-452/1	-453/2	-386/4	-251/6	-146/1	-70/0	-23/3
69317/3	68011/8	67259/2	67059/5	67412/6	68058/4	68996/9	70227/9	71751/5	72891/0	73646/4	74017/7	74004/9	73616/5	72852/5	71712/9
11244/4	11292/5	11334/8	11371/2	11401/9	11431/3	11459/4	11486/3	11512/0	11532/7	11548/4	11559/2	11565/1	11583/4	11614/2	11657/4
-520/6	-547/5	-608/6	-703/7	-832/9	-872/2	-821/6	-681/0	-450/5	-249/2	-77/1	65/8	179/5	244/1	259/6	226/0
58593/5	57266/8	56533/0	56391/9	56843/7	57499/3	58359/0	59422/5	60690/0	61607/5	62175/1	62392/7	62260/3	61789/0	60978/7	59829/4

1377:1	1377:2	1377:3	1377:4	1378:1	1378:2	1378:3	1378:4	1379:1	1379:2	1379:3	1379:4	1380:1	1380:2	1380:3	1380:4
36928/5	37545/0	37942/5	38120/9	38080/3	38304/9	38794/9	39550/0	40570/5	41343/0	41867/4	42143/8	42172/1	42643/4	43557/5	44914/4
9950/2	10055/5	9987/6	9746/4	9331/9	9148/4	9195/8	9474/2	9983/5	10355/4	10589/9	10686/9	10646/5	10640/5	10668/9	10731/8
21319/9	21449/2	21685/9	22030/1	22481/7	22820/2	23045/6	23157/9	23157/0	23420/6	23948/6	24741/1	25797/9	26777/6	27680/2	28505/7
12300/3	12482/9	12639/3	12769/3	12873/1	12931/8	12945/6	12914/3	12838/1	13016/3	13449/0	14136/2	15077/9	15821/5	16367/0	16714/4
9019/6	8966/2	9046/6	9260/8	9608/6	9888/4	10100/0	10243/6	10319/0	10404/3	10499/6	10604/9	10720/0	10956/1	11313/2	11791/3
4229/7	3920/3	3572/0	3184/7	2758/4	2656/8	2879/8	3427/5	4299/8	4510/3	4059/1	2946/2	1171/5	-30/7	-660/3	-717/5
2337/4	2715/9	3053/8	3351/1	3607/9	3767/0	3828/3	3791/9	3657/8	3384/2	2971/1	2418/5	1726/5	1097/7	532/4	30/3
13590/5	14034/7	14308/4	14411/4	14343/7	14330/8	14372/5	14468/9	14620/0	14680/3	14649/8	14528/6	14316/6	14244/5	14312/2	14519/8
11253/0	11318/9	11254/6	11060/3	10735/8	10563/8	10544/2	10677/0	10962/2	11296/1	11678/8	12110/1	12590/1	13146/7	13779/9	14489/6
-190/0	-620/6	-822/2	-794/8	-538/4	-579/4	-917/9	-1553/7	-2486/9	-2743/0	-2322/1	-1224/2	550/8	1662/3	2110/2	1894/6
74575/7	75065/3	75419/6	75638/4	75721/8	76117/8	76826/5	77847/8	79181/7	80270/5	81114/0	81712/3	82065/3	82790/9	83888/9	85359/4
-4372/2	-5336/8	-5108/0	-3686/1	-1070/9	708/4	1651/9	1759/4	1031/0	457/8	39/6	-223/4	-331/3	-93/9	488/8	1416/9
-5/8	-9/5	-34/2	-79/9	-146/8	-195/1	-224/8	-236/1	-228/8	-183/3	-99/6	22/2	182/3	221/9	141/1	-60/1
70197/6	69719/1	70277/4	71872/4	74504/1	76631/2	78253/5	79371/1	79984/1	80545/0	81053/9	81510/9	81915/9	82918/5	84518/9	86716/8
11713/1	11766/1	11816/4	11864/0	11908/9	11961/7	12022/3	12090/8	12167/1	12240/7	12311/5	12379/6	12445/0	12514/3	12587/7	12665/0
143/3	108/9	122/6	184/6	294/7	378/2	434/9	465/0	468/3	503/3	569/9	668/1	798/0	884/7	928/2	928/6
58341/1	57844/1	58338/3	59823/8	62300/5	64291/3	65796/3	66815/4	67348/7	67801/0	68172/5	68463/2	68672/9	69519/5	71003/0	73123/3

1381:1	1381:2	1381:3	1381:4	1382:1	1382:2	1382:3	1382:4	1383:1	1383:2	1383:3	1383:4
46714/3	48105/0	49086/6	49659/1	49822/4	50333/9	51193/5	52401/2	53956/9	55123/8	55901/7	56290/6
10829/0	10899/4	10942/9	10959/6	10949/3	10955/2	10977/2	11015/3	11069/5	11110/2	11137/3	11150/9
29254/1	30034/4	30846/7	31690/9	32567/1	33387/9	34153/1	34862/9	35517/2	36008/0	36335/1	36498/7
16863/7	17163/8	17614/5	18216/0	18968/2	19746/2	20550/0	21379/6	22235/0	22876/6	23304/3	23518/1
12390/3	12870/6	13232/1	13474/9	13598/9	13641/7	13603/1	13483/3	13282/2	13131/4	13030/8	12980/6
-202/2	380/9	1031/8	1750/5	2537/0	3026/4	3218/7	3113/9	2711/9	2410/5	2209/5	2109/0
-408/4	-859/7	-1323/7	-1800/3	-2289/5	-2902/4	-3638/9	-4499/2	-5483/1	-6221/0	-6713/0	-6958/9
14867/3	15276/7	15748/1	16281/6	16877/0	17276/3	17479/7	17487/0	17298/3	17156/8	17062/5	17015/3
15275/8	16136/6	17071/9	18081/8	19166/3	20178/5	21118/3	21985/9	22781/2	23377/6	23775/2	23974/0
1015/5	420/0	108/3	80/2	335/8	662/5	1060/4	1529/3	2069/4	2474/5	2744/5	2879/6
87202/4	88980/1	90692/6	92339/9	93922/0	95463/2	96963/6	98423/2	99842/0	100906/1	101615/6	101970/3
2690/3	3558/4	4021/1	4078/6	3730/8	3870/4	4497/6	5612/2	7214/4	8416/0	9217/1	9617/6
-381/6	-609/9	-744/7	-786/2	-734/4	-697/9	-676/8	-671/0	-680/6	-687/8	-692/6	-695/0
89512/5	91929/8	93968/6	95629/1	96911/1	98629/8	100785/1	103377/1	106405/7	108677/2	110191/5	110948/6
12746/4	12835/7	12932/9	13038/1	13151/2	13296/8	13474/8	13685/3	13928/2	14110/4	14231/8	14292/6
885/8	880/4	912/5	982/0	1088/9	1189/5	1283/8	1371/8	1453/5	1514/8	1555/6	1576/1
75880/5	78213/9	80123/4	81609/2	82671/1	84143/5	86026/5	88320/0	91024/0	93052/0	94404/0	95080/0

پیوست دو

برآورد پارامترهای معادلات
بخش حساب‌های ملی

Dependent Variable: DLOG(PFCEC)

Method: Least Squares

Date: 07/03/05 Time: 05:04

Sample (adjusted): 1370Q1 1382Q4

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.350512	0.146599	2.390959	0.0223
DLOG(PFCEC(-1))	1.371670	0.124060	11.05647	0.0000
DLOG(PFCEC(-2))	-0.675922	0.137926	-4.900609	0.0000
DLOG(PFCEC(-3))	-0.741382	0.090109	-8.227580	0.0000
DLOG(PFCEC(-4))	1.322006	0.169531	7.798014	0.0000
DLOG(PFCEC(-5))	-0.724902	0.129309	-5.605968	0.0000
DLOG(PFCEC(-9))	0.196195	0.067238	2.917909	0.0061
DLOG(GDPCD)	0.092034	0.023150	3.975551	0.0003
D(IDR1(-1))	0.001606	0.000763	2.103621	0.0427
D(IDR1(-7))	-0.001162	0.000664	-1.750783	0.0887
DLOG(CPI)	-0.053348	0.013688	-3.897333	0.0004
DLOG(CPI(-6))	-0.040805	0.012431	-3.282511	0.0023
LOG(PFCEC(-1))	-0.092125	0.024495	-3.760915	0.0006
LOG(GDPCD(-1))	0.039334	0.020100	1.956911	0.0584
IDR1(-1)	-0.003485	0.000930	-3.747084	0.0006
LOG(CPI(-1))	0.012748	0.003469	3.675213	0.0008
LOG(WHC(-1))	0.016738	0.007284	2.297776	0.0277
R-squared	0.977236	Mean dependent var	0.10945	
Adjusted R-squared	0.966830	S.D. dependent var	0.09756	
S.E. of regression	0.01777	Akaike info criterion	-9.570122	
Sum squared resid	0.00110	Schwarz criterion	-8.932215	
Log likelihood	265.8232	F-statistic	93.90813	
Durbin-Watson stat	2.04021	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: DLOG(GFCEC)

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Time: 12:23

Sample (adjusted): 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,325863	0,176621	7,506845	0,0000
DLOG(GFCEC(-1))	1,080655	0,039526	27,34005	0,0000
DLOG(GFCEC(-2))	-0,963145	0,095250	-10,11178	0,0000
DLOG(GFCEC(-3))	1,036900	0,093773	11,05554	0,0000
DLOG(GFCEC(-4))	-0,478325	0,075634	-6,324194	0,0000
DLOG(GFCEC(-5))	0,425881	0,066852	6,370464	0,0000
DLOG(GDNFA/GDPDEF)	0,005766	0,001788	3,224764	0,0023
DLOG(CPI(-3))	-0,032247	0,017204	-1,874393	0,0670
DLOG(CPI(-6))	-0,030772	0,017562	-1,752219	0,0861
LOG(GFCEC(-1))	-0,154860	0,020113	-7,699435	0,0000
LOG(GDNFA(-1)/GDPDEF(-1))	0,011610	0,001760	6,597859	0,0000
LOG(CPI(-1))	0,006483	0,001746	3,713677	0,0005
R-squared	0,971249	Mean dependent var	0,005115	
Adjusted R-squared	0,964660	S.D. dependent var	0,020655	
S.E. of regression	0,003883	Akaike info criterion	-8,087596	
Sum squared resid	0,000724	Schwarz criterion	-7,668728	
Log likelihood	254,6279	F-statistic	147,4083	
Durbin-Watson stat	1,946834	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: DLOG(GFCFPC)

Method: Least Squares

Date: 07/02/05 Time: 07:23

Sample (adjusted): 1370Q3 1382Q4
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3,940.080	0,445011	-8,853890	0,0000
DLOG(GFCFPC(-1))	0,936804	0,036246	25,84544	0,0000
DLOG(GFCFPC(-4))	-0,070085	0,084967	-0,824999	0,0000
DLOG(GFCFPC(-5))	0,007620	0,073382	0,103950	0,0000
DLOG(GFCFPC(-7))	-0,119754	0,034412	-3,480029	0,0015
DLOG(GFCFGC)	-0,628844	0,088522	-7,10455	0,0000
DLOG(GFCFGC(-1))	0,097352	0,090765	1,072300	0,0000
DLOG(GFCFGC(-3))	0,146475	0,059088	2,483909	0,0186
DLOG(PPI)	-0,119481	0,050335	-2,373713	0,0238
DLOG(PPI(-2))	-0,155340	0,048345	-3,213162	0,0030
DLOG(PPI(-5))	-0,116682	0,042478	-2,746901	0,0098
D(ERPF)	-0,011437	0,003180	-3,596908	0,0011
D(ERPF(-3))	-0,006375	0,002863	-2,226883	0,0331
LOG(GFCFPC(-1))	-0,196563	0,021416	-9,178212	0,0000
LOG(GDPC(-1))	0,476369	0,147058	3,239317	0,0028
LOG(GFCFGC(-1))	-0,261200	0,031860	-8,198409	0,0000
ERPF(-1)	-0,010120	0,002719	-3,722353	0,0008
LOG(KSC(-1))	0,215527	0,115518	1,865736	0,0713
R-squared	0,993776	Mean dependent var	0,007434	
Adjusted R-squared	0,990469	S.D. dependent var	0,055341	
S.E. of regression	0,005403	Akaike info criterion	-7,330127	
Sum squared resid	0,000934	Schwarz criterion	-6,641799	
Log likelihood	201,2532	F-statistic	300,5406	
Durbin-Watson stat	2,328639	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: DLOG(GFCFGC)

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Time: 13:01

Sample (adjusted): 1371Q1 1382Q4

Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-.7,487382	.,836428	-8,951615	.,.....
DLOG(GFCFGC(-1))	.,729312	.,.54383	13,41.64	.,.....
DLOG(GFCFGC(-2))	-..,564848	.,.84655	-6,672362	.,.....
DLOG(GFCFGC(-3))	.,269663	.,.8.141	3,36485.	.,..19
DLOG(GFCFGC(-4))	-..,359.44	.,.49.01	-7,3272.8	.,.....
DLOG(GDNFA(-2)/GDPDEF(-2))	.,.06657	.,.034.7	1,954142	.,.587
DLOG(GDPC(-2))	-2,016.31	.,268945	-7,496.65	.,.....
DLOG(GDPC(-3))	-1,621783	.,257535	-6,297335	.,.....
DLOG(PPI(-3))	.,11.854	.,.49733	2,229.1.	.,.323
LOG(GFCFGC(-1))	-..,237.52	.,.26158	-9,062317	.,.....
LOG(GDNFA(-1)/GDPDEF(-1))	.,.11855	.,.03697	3,2.6914	.,..29
LOG(GDPC(-1))	.,851963	.,.8525.	9,993714	.,.....
LOG(PPI(-1))	-..,115737	.,.133.5	-8,698634	.,.....
R-squared	.,981182	Mean dependent var	.,.16261	
Adjusted R-squared	.,97473.	S.D. dependent var	.,.44978	
S.E. of regression	.,.0715.	Akaike info criterion	-6,817612	
Sum squared resid	.,.01789	Schwarz criterion	-6,31.829	
Log likelihood	176,6227	F-statistic	152,0773	
Durbin-Watson stat	2,0298.2	Prob(F-statistic)	.,.....	

Sspace: _NA.ΔCISC

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 08/01/05 Time: 11:55

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 6.

Estimation settings: tol= .,....., derivs=accurate numeric

Initial Values: C(2)=.,94826, C(3)=-6,49213

Convergence achieved after 12 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0,980259	0,027304	35,90113	0,0000
C(3)	-6,473130	0,141246	-45,82890	0,0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVCISC	0,081392	0,039299	2,071109	0,0383

Log likelihood	-500,8327	Akaike info criterion	16,76109
Parameters	2	Schwarz criterion	16,83090
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	16,78840

Sspace: _NA0KSC

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/06/05 Time: 14:52

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0,00010, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(2)=0,87973, C(3)=-23,7026

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.

C(2)	0,879732	4,47E-07	1969727.	0,0000
C(3)	-23,70257	3,88E-06	-6107572.	0,0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVKSC	0,03936	7,13E-06	1954,666	0,0000
Log likelihood	-3221392.	Akaike info criterion	107379,8	
Parameters	2	Schwarz criterion	107379,9	
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	107379,8	

Dependent Variable: D(LOG(EXGOC))

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Time: 14:35 Sample (adjusted): 1370Q2 1382Q4

Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3,302503	2,225791	-1,483743	0,1515
D(LOG(EXGOC(-1)))	0,652624	0,082271	7,932628	0,0000
D(LOG(EXGOC(-4)))	-0,635284	0,074113	-8,571860	0,0000
D(LOG(EXGOC(-5)))	0,570207	0,100629	5,666398	0,0000
D(LOG(EXGOC(-7)))	-0,114391	0,049562	-2,308023	0,0303
D(LOG(EXRFM(-1)/EXROM(-1)))	-0,042841	0,011109	-3,856479	0,0008
D(LOG(EXRFM(-2)/EXROM(-2)))	-0,045524	0,011582	-3,930456	0,0007
D(LOG(EXRFM(-3)/EXROM(-3)))	-0,059984	0,013117	-4,573025	0,0001
D(LOG(EXRFM(-4)/EXROM(-4)))	-0,064599	0,013670	-4,725491	0,0001
D(LOG(EXRFM(-5)/EXROM(-5)))	-0,048428	0,014122	-3,429395	0,0023

D(LOG(EXRFM(- δ)/EXROM(- δ)))	-0.048512	0.013260	-3.658399	0.0013
D(LOG(EXRFM(- γ)/EXROM(- γ)))	-0.031007	0.012092	-2.564159	0.0173
D(LOG(EXRFM(- λ)/EXROM(- λ)))	0.016613	0.008243	2.015470	0.0557
D(LOG(XPI(-1)/MPI(-1)))	0.007679	0.044788	2.404218	0.0247
D(LOG(XPI(-2)/MPI(-2)))	0.078532	0.046661	1.683021	0.1059
D(LOG(XPI(-5)/MPI(-5)))	0.010749	0.039195	2.825556	0.0096
D(LOG(XPI(-7)/MPI(-7)))	0.081979	0.038081	2.152770	0.0421
D(LOG(XPI(-8)/MPI(-8)))	0.090415	0.041362	2.193626	0.0301
D(LOG(GDPW))	7.507180	2.274689	3.300310	0.0031
D(LOG(GDPW(-2)))	-21.01286	6.194662	-3.392092	0.0025
D(LOG(GDPW(-3)))	13.59069	6.057724	2.243530	0.0348
D(LOG(GDPW(-6)))	-14.50823	5.466969	-2.653798	0.0142
D(LOG(GDPW(-7)))	15.00061	6.186955	2.424554	0.0236
D(LOG(GDPW(-8)))	-5.260595	2.625714	-2.003491	0.0570
LOG(EXGOC(-1))	-0.161364	0.030185	-5.345892	0.0000
LOG(XPI(-1)/MPI(-1))	-0.096697	0.025823	-3.744528	0.0011
LOG(EXRFM(-1)/EXROM(-1))	0.024105	0.012973	1.858164	0.0760
LOG(GDPW(-1))	0.156589	0.080030	1.956628	0.0626
R-squared	0.990263	Mean dependent var	0.013648	
Adjusted R-squared	0.978832	S.D. dependent var	0.085292	
S.E. of regression	0.012409	Akaike info criterion	-5.639044	
Sum squared resid	0.03542	Schwarz criterion	-4.578434	
Log likelihood	171.7956	F-statistic	86.63207	
Durbin-Watson stat	1.991148	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: DLOG(EXGOGC)

Method: Least Squares

Date: 07/19/05 Time: 01:01

Sample (adjusted): 1370Q1 1382Q4

Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.282133	0.187310	6.844965	0.0000
DLOG(EXGOGC(-1))	1.142570	0.060489	18.88888	0.0000
DLOG(EXGOGC(-2))	0.215248	0.076178	2.825556	0.0086
DLOG(EXGOGC(-4))	-1.305296	0.102487	-12.73623	0.0000
DLOG(EXGOGC(-5))	1.549306	0.102162	15.16512	0.0000
DLOG(EXGOGC(-8))	-0.927802	0.081338	-11.40669	0.0000
DLOG(EXGOGC(-9))	0.930788	0.076194	12.21597	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-1))	-0.050074	0.009173	-5.458843	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-2))	-0.048010	0.009812	-4.893205	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-3))	-0.078936	0.010852	-7.273886	0.0000

DLOG(OILPOPEC(-4))	-0.075717	0.010124	-7.478727	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-5))	-0.076635	0.010142	-7.556324	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-6))	-0.052481	0.007334	-7.155678	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-7))	-0.041383	0.006566	-6.302794	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-8))	-0.037504	0.005914	-6.341635	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-9))	-0.020760	0.004125	-5.033400	0.0000
DLOG(OILPOPEC(-10))	-0.014075	0.005003	-2.813408	0.0089
DLOG(OILPOPEC(-12))	-0.008301	0.003839	-2.162456	0.0393
DLOG(GDPW)	4.828551	0.716858	6.735716	0.0000
DLOG(GDPW(-1))	-1.524500	0.527596	-2.889522	0.0074
DLOG(GDPW(-4))	2.992063	0.516710	5.790603	0.0000
DLOG(GDPW(-10))	-2.334827	0.477195	-4.892813	0.0000
LOG(EXGOGC(-1))	-0.165861	0.020791	-7.977681	0.0000
LOG(OILPOPEC(-1))	0.074410	0.009724	7.652434	0.0000

R-squared	0.991492	Mean dependent var	0.02186
Adjusted R-squared	0.984503	S.D. dependent var	0.01620
S.E. of regression	0.02691	Akaike info criterion	-8.693529
Sum squared resid	0.00203	Schwarz criterion	-7.792955
Log likelihood	250.318	F-statistic	141.8704
Durbin-Watson stat	2.178328	Prob(F-statistic)	0.000000

Dependent Variable: DLOG(EXSC)

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Time: 14:37

Sample (adjusted): 1370Q4 1382Q4

Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-66.97009	8.143138	-8.224114	0.0000
DLOG(EXSC(-1))	0.927698	0.052042	17.82579	0.0000
DLOG(EXSC(-5))	0.377804	0.050770	7.441450	0.0000
DLOG(EXSC(-8))	0.470502	0.059097	7.961546	0.0000
DLOG(GDPW)	-33.63387	7.892484	-4.261506	0.0002
DLOG(GDPW(-1))	34.26010	8.928145	3.837314	0.0005
DLOG(GDPW(-4))	-26.57195	9.214606	-2.883678	0.0069
DLOG(GDPW(-5))	32.75994	9.828511	3.333154	0.0021
DLOG(GDPW(-7))	12.87809	3.966600	3.246631	0.0027
DLOG(EXGOC)	0.592027	0.079944	7.405478	0.0000
DLOG(EXGOC(-4))	-0.516031	0.091546	-5.636838	0.0000
DLOG(EXGOC(-5))	0.631037	0.083850	7.525801	0.0000
DLOG(EXRP(-10))	-0.014969	0.009226	-1.622591	0.1142

LOG(EXSC(-1))	-0,244396	0,023013	-10,61998	0,0000
LOG(GDPW(-1))	2,239006	0,288010	7,774045	0,0000
LOG(EXGOC(-1))	0,222351	0,047498	4,681276	0,0000
R-squared	0,977708	Mean dependent var	0,043956	
Adjusted R-squared	0,967575	S.D. dependent var	0,136651	
S.E. of regression	0,024607	Akaike info criterion	-4,313863	
Sum squared resid	0,019981	Schwarz criterion	-3,696126	
Log likelihood	121,6896	F-statistic	96,49023	
Durbin-Watson stat	2,218059	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: D(LOG(IMGC))

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Sample (adjusted): 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2,428600	0,040235	-60,63632	0,0000
D(LOG(IMGC(-1)))	1,147782	0,063731	18,00992	0,0000
D(LOG(IMGC(-4)))	-0,708952	0,095950	-7,388741	0,0000
D(LOG(IMGC(-5)))	0,942830	0,101710	9,269784	0,0000
D(LOG(IMGC(-7)))	-0,428086	0,081800	-5,233311	0,0000
D(LOG(IMGC(-8)))	0,341586	0,067878	5,023345	0,0000
D(LOG(EXRFM))	-0,043149	0,014176	-3,043720	0,0046
D(LOG(EXRFM(-1)))	0,060133	0,020229	2,972535	0,0055
D(LOG(EXRFM(-2)))	0,071639	0,018955	3,779550	0,0006
D(LOG(EXRFM(-3)))	0,065890	0,016234	4,058807	0,0003
D(LOG(EXRFM(-4)))	0,090618	0,013778	6,586970	0,0000
D(LOG(EXRFM(-8)))	-0,048658	0,011370	-4,279720	0,0002
D(LOG(XPI(-5))/MPI(-5)))	0,061053	0,014227	4,291261	0,0001
D(LOG(XPI(-6))/MPI(-6)))	0,031259	0,013440	2,325769	0,0263
D(LOG(XPI(-7))/MPI(-7)))	0,034915	0,014245	2,451060	0,0197
D(LOG(XPI(-8))/MPI(-8)))	0,063553	0,014896	4,266483	0,0002
D(LOG(GDPC))	3,151893	0,588260	5,357997	0,0000
D(LOG(GDPC(-1)))	-3,734878	0,675973	-5,525188	0,0000

D(LOG(GDPC(-3)))	1,9437.0	0,631491	3,077964	0,0042
D(LOG(GDPC(-4)))	1,693634	0,763129	2,219329	0,0335
D(LOG(GDPC(-5)))	-3,789193	0,620625	-6,105445	0,0000
D(LOG(GDPC(-7)))	2,792571	0,558894	4,996604	0,0000
D(LOG(GDPC(-8)))	-2,022465	0,422679	-4,784868	0,0000
LOG(IMGC(-1))	-0,175985	0,031961	-5,506269	0,0000
LOG(EXRFM(-1))	-0,117032	0,021015	-5,569005	0,0000
LOG(XPI(-1)/MPI(-1))	0,026152	0,009378	2,788586	0,0087
LOG(GDPC(-1))	0,450536	0,076744	5,870624	0,0000
R-squared	0,994001	Mean dependent var	0,011016	
Adjusted R-squared	0,989275	S.D. dependent var	0,056708	
S.E. of regression	0,005873	Akaike info criterion	-7,134831	
Sum squared resid	0,001138	Schwarz criterion	-6,192376	
Log likelihood	241,0449	F-statistic	210,3169	
Durbin-Watson stat	2,242162	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: DLOG(IMSC)

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Time: 15:04 Sample (adjusted): 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4,703901	0,919671	-5,114764	0,0000
DLOG(IMSC(-1))	0,880339	0,050855	17,31073	0,0000
DLOG(IMSC(-5))	0,157125	0,035036	4,484636	0,0001
DLOG(IMSC(-8))	0,128180	0,022852	5,609105	0,0000
DLOG(EXRFM)	0,186117	0,042807	4,347846	0,0001
DLOG(EXRFM(-1))	0,117359	0,042822	2,740655	0,0097
DLOG(EXRFM(-2))	0,150823	0,040923	3,685553	0,0008
DLOG(EXRFM(-3))	0,215735	0,041140	5,243926	0,0000
DLOG(EXRFM(-4))	0,180286	0,042658	4,226314	0,0002
DLOG(EXRFM(-5))	0,114513	0,033037	3,466159	0,0014
DLOG(EXRFM(-6))	0,098071	0,032574	3,010757	0,0049
DLOG(EXRFM(-8))	-0,133849	0,033663	-3,976157	0,0003
DLOG(XPI(-1)/MPI(-1))	-0,169703	0,057636	-2,944407	0,0058
DLOG(XPI(-2)/MPI(-2))	-0,143621	0,050173	-2,862488	0,0071
DLOG(XPI(-3)/MPI(-3))	-0,207379	0,046182	-4,490438	0,0001
DLOG(XPI(-4)/MPI(-4))	-0,110706	0,047803	-2,315888	0,0267
DLOG(XPI(-8)/MPI(-8))	0,148514	0,041736	3,558435	0,0011
DLOG(GDPC)	7,054772	1,662290	4,244008	0,0002
DLOG(GDPC(-1))	-6,722531	1,852885	-3,628144	0,0009
DLOG(GDPC(-4))	7,800326	1,984141	3,931336	0,0004
DLOG(GDPC(-5))	-4,376068	1,583320	-2,763857	0,0092

DLOG(GDPC(-1))	2,89.321	0,556297	5,195645	0,0000
LOG(IMSC(-1))	-0,251537	0,021048	-11,95060	0,0000
LOG(EXRFM(-1))	-0,079200	0,025248	-3,136936	0,0035
LOG(XPI(-1)/MPI(-1))	0,164406	0,024450	6,724049	0,0000
LOG(GDPC(-1))	0,632615	0,109048	5,801233	0,0000
R-squared	0,979183	Mean dependent var	0,015760	
Adjusted R-squared	0,963876	S.D. dependent var	0,01736	
S.E. of regression	0,017436	Akaike info criterion	-4,961914	
Sum squared resid	0,010336	Schwarz criterion	-4,054365	
Log likelihood	174,8574	F-statistic	63,97021	
Durbin-Watson stat	2,213848	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: D(LOG(CFCC))

Method: Least Squares

Date: 07/03/05 Time: 08:08

Sample (adjusted): 1368Q1 1383Q1

Included observations: 61 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,024994	0,015418	1,621081	0,1108
D(LOG(CFCC(-1)))	1,590105	0,082707	19,22586	0,0000
D(LOG(CFCC(-2)))	-0,699465	0,082535	-8,474740	0,0000
D(LOG(GFCFC(-4)))	0,007474	0,004835	1,545734	0,1280
D(LOG(GFCFC(-5)))	-0,014201	0,004477	-3,172391	0,0025
LOG(CFCC(-1))	-0,006378	0,002425	-2,630517	0,0111
LOG(GFCFC(-1))	0,003569	0,000897	3,977934	0,0002
R-squared	0,969099	Mean dependent var	0,005424	
Adjusted R-squared	0,965666	S.D. dependent var	0,003571	
S.E. of regression	0,000662	Akaike info criterion	-11,69613	
Sum squared resid	2,36E-05	Schwarz criterion	-11,45390	
Log likelihood	363,7320	F-statistic	282,2553	
Durbin-Watson stat	2,050031	Prob(F-statistic)	0,000000	

Sspace: _NA¹³NTAXID

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/06/05 Time: 14:53

Sample: 1268Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0.0001, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(2)=0.87973, C(3)=-23.7026

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0.879732	2.29E-11	3.84E+10	0.0000
C(3)	-23.70257	1.08E-10	-2.20E+11	0.0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVNTAXID	0.240197	7.13E-06	33691.18	0.0000

Log likelihood	-4.07E+10	Akaike info criterion	1.36E+09
Parameters	2	Schwarz criterion	1.36E+09
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	1.36E+09

برآورد پارامترهای معادلات
بخش دولت

Dependent Variable: D(LOG(TAXD/GDPDEF))

Method: Least Squares

Date: 07/16/05 Time: 05:10

Sample (adjusted): 1368Q1 1382Q4

Included observations: 90 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2,311744	0,614633	-3,761176	0,0005
D(LOG(TAXD(-1)/GDPDEF(-1)))	-0,387884	0,082746	-4,687624	0,0000
D(LOG(TAXD(-2)/GDPDEF(-2)))	0,325689	0,093262	3,492207	0,0010
D(LOG(TAXD(-3)/GDPDEF(-3)))	0,504984	0,081307	6,210800	0,0000
D(LOG(TAXD(-4)/GDPDEF(-4)))	0,301187	0,086517	3,481263	0,0011
D(LOG(TAXD(-5)/GDPDEF(-5)))	-0,137030	0,080513	-1,701963	0,0952
D(LOG(NIC(-1)))	-1,371936	0,534192	-2,568244	0,0134
D(LOG(NIC(-2)))	-0,952882	0,274277	-3,474155	0,0011
LOG(TAXD(-1)/GDPDEF(-1))	-0,261604	0,065939	-3,967352	0,0002
DQ2*T^-.5	1,590845	0,276492	5,753682	0,0000
OUT812	-0,247990	0,085242	-2,909260	0,0055
LOG(NIC(-1))	0,391511	0,076853	5,094259	0,0000
R-squared	0,930125	Mean dependent var	0,011537	
Adjusted R-squared	0,914113	S.D. dependent var	0,275413	
S.E. of regression	0,080714	Akaike info criterion	-2,018953	
Sum squared resid	0,312708	Schwarz criterion	-1,600084	
Log likelihood	72,56858	F-statistic	58,08597	
Durbin-Watson stat	1,768625	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: D(LOG(TAXID/GDPDEF))

Method: Least Squares

Date: ٠٧/١٩/٠٥ Time: ٠٥:١١

Sample (adjusted): ١٣٩٩Q٣ ١٣٨٢Q٤

Included observations: ٥٤ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	٠,٥٢٠٨٥٨	٣,٢٧٤٠١٥	٠,١٥٨٩٩١	٠,٨٧٤٤
D(LOG(TAXID(-٤)/GDPDEF(-٤)))	٠,١٧٤١٩٧	٠,١٠١٨٤٣	١,٧١٠١١٣	٠,٠٩٤٤
D(LOG(TAXID(-٤)/GDPDEF(-٤)))	٠,١٥٠٤٥١	٠,٠٨٣٨٨٢	١,٧٩٥٩٨٨	٠,٠٧٩٧
D(LOG(FCEC(-١)))	١٣,١٧٤٣٧	٤,٤٢١٢٠٢	٢,٩٨٠٢٤٨	٠,٠٠٤٨
D(LOG(FCEC(-٤)))	-٩,٣٢٥٢١٥	٣,٨٥٣٨٤٠	-٢,٤١٩٧٠٨	٠,٠١٩٩
D(LOG(FCEC(-٥)))	١٤,٥٨٢٤١	٥,٤٤٧٥٤٠	٣,٠٤٤٠١٨	٠,٠٠٤٠
D(LOG(IMGC(-٥)))	٣,٧٠١٩٠٣	٠,٥٩٥٢٨٥	٦,٢١٨٧٠٩	٠,٠٠٠٠
LOG(TAXID(-١)/GDPDEF(-١))	-٠,٧٢٩١٠٦	٠,١٠٦٣٤١	-٦,٨٥٤٢٧٥	٠,٠٠٠٠
LOG(FCEC(-١))	٠,٤٧٧٨٤٢	٠,٢٣٦٧٤٦	٢,٨٦٣٢٤٧	٠,٠٠٤٥
LOG(IMGC(-١))	-٠,٢٨٧٥٨٤	٠,١٣٢١٠٠	-٢,١٧٧٠٢٢	٠,٠٣٥١
DQ١	-٠,١٧٩٢٧٥	٠,٠٦٢١٥٦	-٢,٨٨٤٢٩٨	٠,٠٠٦٢
OUT٨٢٤	٠,٤٧٣٣٩٠	٠,١٨٧٨٨٢	٣,٥٨٤١٢٢	٠,٠٠٠٩
R-squared	٠,٧٨٤٤٤١	Mean dependent var	٠,٠٢٤٣٥٨	
Adjusted R-squared	٠,٧٢٨٠١٠	S.D. dependent var	٠,٢٨٣٥٧٤	
S.E. of regression	٠,١٤٧٨٩١	Akaike info criterion	-٠,٧٩١٥٤٦	
Sum squared resid	٠,٩١٨٤٢٠	Schwarz criterion	-٠,٣٤٩٥٤٩	
Log likelihood	٣٣,٣٧١٧٤	F-statistic	١٣,٨٩٦٣٧	
Durbin-Watson stat	٢,٢٥١٩٣٠	Prob(F-statistic)	٠,٠٠٠٠٠٠	

Dependent Variable: D(LOG(GCEX/GDPDEF))

Method: Least Squares

Date: ٠٧/١٩/٠٥ Time: ٠٣:٥١

Sample (adjusted): 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9,9981148	1,076485	9,287775	0,0000
D(LOG(GCEX(-1))/GDPDEF(-1)))	0,170345	0,088156	1,932311	0,0591
D(LOG(GCEX(-6))/GDPDEF(-6)))	0,226763	0,082439	2,750678	0,0083
D(LOG(GREV/GDPDEF))	0,239085	0,053372	4,397198	0,0001
D(LOG(GREV(-6))/GDPDEF(-6)))	-0,158589	0,064874	-2,444556	0,0181
LOG(GCEX(-1))/GDPDEF(-1))	-1,294043	0,136613	-9,472344	0,0000
LOG(GREV(-1))/GDPDEF(-1))	0,086722	0,044470	1,950119	0,0569
LOG(GDNFA(-1))/GDPDEF(-1))	0,065509	0,021752	3,011615	0,0041
DQ4	0,139562	0,032482	4,296637	0,0001
OUT82	0,452274	0,067396	6,710656	0,0000
T	0,015071	0,002045	7,370080	0,0000
R-squared	0,872859	Mean dependent var	0,19822	
Adjusted R-squared	0,866912	S.D. dependent var	0,220920	
S.E. of regression	0,086438	Akaike info criterion	-1,896633	
Sum squared resid	0,366106	Schwarz criterion	-1,510670	
Log likelihood	67,83898	F-statistic	23,63993	
Durbin-Watson stat	2,02358	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: D(GDNFA)

Method: Least Squares

Date: 07/11/05 Time: 13:05

Sample (adjusted): 1368Q3 1382Q4

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-455,3352	296,9783	-1,533227	0,1329
D(GDNFA(-1))	-0,450311	0,109725	-4,104001	0,0002
D(GDNFA(-2))	0,282322	0,077380	3,648502	0,0007
D(GDNFA(-4))	0,384593	0,093103	4,130817	0,0002
D(GDNFA(-5))	0,655591	0,099491	6,589430	0,0000
D(GOB)	-0,379738	0,063986	-5,934745	0,0000
D(GOB(-1))	0,425440	0,127647	3,332952	0,0018
D(GOB(-2))	0,747733	0,108263	6,906618	0,0000
D(GOB(-3))	0,899931	0,128449	7,006122	0,0000
D(GOB(-8))	0,671355	0,132624	5,062094	0,0000
D(EXRFM*OILPOPEC)	0,058020	0,012504	4,640139	0,0000
D(EXRFM(-2)*OILPOPEC(-2))	-0,032892	0,013367	-2,460799	0,0182
D(EXRFM(-6)*OILPOPEC(-6))	-0,060745	0,014783	-4,109168	0,0002
GDNFA(-1)	-0,509758	0,119773	-4,256018	0,0001
OILPOPEC(-1)*EXRFM(-1)	0,031276	0,006211	5,035531	0,0000
GOB(-1)	-0,563485	0,128097	-4,398900	0,0001
DQ4*TA2	-0,759464	0,254997	-2,978328	0,0049
R-squared	0,951340	Mean dependent var	320,2069	
Adjusted R-squared	0,932351	S.D. dependent var	4901,033	
S.E. of regression	1274,734	Akaike info criterion	17,37820	
Sum squared resid	66622856	Schwarz criterion	17,98212	
Log likelihood	-486,9678	F-statistic	50,09870	
Durbin-Watson stat	1,758488	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: D(GANFA)

Method: Least Squares

Date: 09/08/05 Time: 20:27

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	78,31941	118,2320	0,662421	0,5111

D(GANFA(-۱))	-۰,۳۸۳۷۹۶	۰,۰۷۵۵۹۲	-۵,۰۷۷۱۶۹	۰,۰۰۰۰
D(GANFA(-۳))	۰,۱۵۸۰۲۳	۰,۰۹۱۴۲۹	۱,۷۲۸۳۷۵	۰,۰۹۰۸
D(GANFA(-۵))	-۰,۳۸۷۸۹۵	۰,۱۰۳۱۲۵	-۳,۷۶۱۳۹۳	۰,۰۰۰۵
D(GANFA(-۶))	-۰,۲۱۶۸۵۸	۰,۰۹۰۳۱۵	-۲,۴۰۱۱۳۲	۰,۰۲۰۵
D(GDNFA)	۰,۱۴۱۹۲۷	۰,۰۲۸۶۵۷	۴,۹۵۲۵۶۰	۰,۰۰۰۰
D(GDNFA(-۲))	-۰,۱۴۸۵۵۶	۰,۰۳۳۹۴۶	-۴,۳۷۶۲۷۷	۰,۰۰۰۱
D(GDNFA(-۳))	-۰,۳۴۹۵۳۰	۰,۰۳۹۹۵۰	-۸,۷۴۹۲۴۱	۰,۰۰۰۰
D(GDNFA(-۴))	-۰,۲۱۰۰۹۵	۰,۰۴۶۲۸۴	-۴,۵۳۹۲۳۸	۰,۰۰۰۰
D(GDNFA(-۵))	۰,۱۹۲۲۳۵	۰,۰۵۲۸۶۴	۳,۶۳۶۳۷۰	۰,۰۰۰۷
D(GDNFA(-۷))	-۰,۳۱۰۴۶۴	۰,۰۴۶۴۲۱	-۶,۶۸۸۰۲۹	۰,۰۰۰۰
D(GDNFA(-۸))	-۰,۲۹۸۷۴۹	۰,۰۴۹۸۵۸	-۵,۹۹۲۰۵۳	۰,۰۰۰۰
GANFA(-۱)	-۰,۱۱۱۱۶۵	۰,۰۶۰۶۲۳	-۱,۸۳۳۷۰۰	۰,۰۷۳۳
GDNFA(-۱)	۰,۲۴۲۳۷۸	۰,۰۲۳۹۰۹	۱۰,۱۳۷۳۲	۰,۰۰۰۰
DQ۱*Τ ^۳	-۰,۰۳۹۲۷۶	۰,۰۰۳۲۲۶	-۱۲,۱۷۶۲۹	۰,۰۰۰۰

R-squared	۰,۹۷۳۴۱۶	Mean dependent var	۱۹۹,۷۸۵۰
Adjusted R-squared	۰,۹۶۵۱۴۵	S.D. dependent var	۳۰۹۱,۸۱۱
S.E. of regression	۵۷۷,۲۲۴۱	Akaike info criterion	۱۵,۷۶۶۶۶
Sum squared resid	۱۴۹۹۳۴۴۴	Schwarz criterion	۱۶,۲۹۰۲۴
Log likelihood	-۴۵۷,۹۹۹۷	F-statistic	۱۱۷,۶۹۵۴
Durbin-Watson stat	۲,۳۴۱۰۹۷	Prob(F-statistic)	۰,۰۰۰۰۰۰

برآورد پارامترهای معادلات

بخش پول و ارز

Dependent Variable: D(LOG(CURP/CPI))
Method: Least Squares
Date: ۰۸/۰۹/۰۵ Time: ۰۲:۲۱
Sample (adjusted): ۱۳۶۸Q۳ ۱۳۸۲Q۴
Included observations: ۵۸ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۵,۰۹۹۳۳۶	۰,۸۲۲۳۵۸	۶,۲۰۰۸۶۸	۰,۰۰۰۰
D(LOG(CURP(-۴)/CPI(-۴)))	۰,۵۹۵۴۰۳	۰,۰۶۲۳۱۶	۹,۵۵۴۶۳۸	۰,۰۰۰۰
D(LOG(GDPC))	۱,۲۷۳۴۴۳	۰,۴۵۹۹۲۶	۲,۷۶۸۷۹۸	۰,۰۰۷۹
D(LOG(GDPC(-۳)))	-۰,۸۶۴۵۴۴	۰,۴۶۷۰۷۴	-۱,۸۵۰۹۷۷	۰,۰۷۰۲

D(LOG(IDR ¹))	-0,293522	0,108425	-2,707155	0,0093
D(LOG(IDR ¹ (-1)))	0,243929	0,100265	2,432836	0,0187
LOG(CURP(-1)/CPI(-1))	-0,439920	0,070803	-6,213301	0,0000
LOG(IDR ¹ (-1))	-0,372014	0,064159	-5,798301	0,0000
DQ ⁴	0,087831	0,015264	5,754173	0,0000

R-squared	0,975549	Mean dependent var	-0,03989
Adjusted R-squared	0,971557	S.D. dependent var	0,164078
S.E. of regression	0,027672	Akaike info criterion	-4,195067
Sum squared resid	0,037521	Schwarz criterion	-3,875343
Log likelihood	130,6569	F-statistic	244,3739
Durbin-Watson stat	1,628318	Prob(F-statistic)	0,000000

Sspace: _M02SVBDCBL

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/06/05 Time: 14:52

Sample: 1268Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0,00010, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=2,7E-06, C(2)=0,879732, C(3)=-23,7026

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	2,33E-06	1,14E-10	20473,70	0,0000
C(2)	0,879732	2,72E-10	3,23E+09	0,0000
C(3)	-23,70257	2,68E-09	-8,86E+09	0,0000

Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.

SVBDCBL	0,376830	7,13E-06	52855,92	0,0000
Log likelihood	-5,57E+09	Akaike info criterion	1,86E+08	
Parameters	3	Schwarz criterion	1,86E+08	
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	1,86E+08	

Dependent Variable: D(LOG(DD/CPI))
Method: Least Squares
Date: 07/04/05 Time: 11:32
Sample (adjusted): 1369Q2 1382Q4
Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,883112	0,464921	-1,899487	0,0642
D(LOG(DD(-4)/CPI(-4)))	0,397644	0,096033	4,128757	0,0001
D(LOG(GDPC(-4)))	4,056304	1,103934	3,674408	0,0007
D(LOG(GDPC(-5)))	-3,342975	1,080105	-3,095047	0,0035
D(LOG(IDR1))	-0,317447	0,111624	-2,843900	0,0068
D(LOG(IDR1(-4)))	0,240988	0,135228	1,782089	0,0818
D(LOG(SVBDCBL))	-0,368178	0,057975	-6,350577	0,0000
D(LOG(SVBDCBL(-3)))	-0,190494	0,071360	-2,669486	0,0107
LOG(DD(-1)/CPI(-1))	-0,546687	0,081496	-6,708185	0,0000
LOG(GDPC(-1))	0,594965	0,092359	6,441902	0,0000

LOG(SVBDCBL(-1))	-0,165334	0,042926	-3,851617	0,0004
DQ ¹	-0,026739	0,011679	-2,289552	0,0270
R-squared	0,858399	Mean dependent var	0,014518	
Adjusted R-squared	0,822176	S.D. dependent var	0,058410	
S.E. of regression	0,024631	Akaike info criterion	-4,379393	
Sum squared resid	0,026087	Schwarz criterion	-3,941430	
Log likelihood	132,4333	F-statistic	23,69735	
Durbin-Watson stat	1,881522	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: D(LOG(CURB/CPI))

Method: Least Squares

Date: 09/10/05 Time: 04:29

Sample (adjusted): 1368Q2 1382Q4

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4,114307	1,183166	3,477372	0,0011
D(LOG(CURB(-1)/CPI(-1)))	-0,322763	0,129020	-2,501653	0,0157
D(LOG(CURB(-2)/CPI(-2)))	-0,174436	0,065698	-2,655131	0,0106
D(LOG(CURB(-3)/CPI(-3)))	-0,177277	0,100661	-1,761131	0,0843
D(LOG(CURB(-4)/CPI(-4)))	-0,197402	0,112213	-1,759170	0,0847
D(LOG(IDR ¹))	-1,384588	0,506059	-2,736023	0,0086
LOG(CURB(-1)/CPI(-1))	-0,384291	0,134585	-2,855384	0,0062
LOG(IDR ¹ (-1))	-0,376443	0,106831	-3,523718	0,0009
DQ ⁴	-0,868435	0,098347	-8,830322	0,0000
R-squared	0,933393	Mean dependent var	-0,007968	
Adjusted R-squared	0,922736	S.D. dependent var	0,445261	
S.E. of regression	0,123766	Akaike info criterion	-1,201273	
Sum squared resid	0,765905	Schwarz criterion	-0,884360	
Log likelihood	44,43755	F-statistic	87,58445	

Durbin-Watson stat 1,77937 Prob(F-statistic) 0,000000

Sspace: _M05VBDCBS

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/06/05 Time: 14:52

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0,0001, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(2)=0,87973, C(3)=-23,7026

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0,879732	2,87E-10	3,07E+09	0,0000
C(3)	-23,70257	2,08E-09	-1,14E+10	0,0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVBDCBS	0,072921	7,13E-06	1,0228,19	0,0000

Log likelihood	-2,05E+09	Akaike info criterion	68373544
Parameters	2	Schwarz criterion	68373544
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	68373544

Dependent Variable: D(LOG(QM/CPI))
Method: Least Squares
Date: ٠٩/١٠/٠٥ Time: ٠٩:٣٧
Sample (adjusted): ١٣٩٩Q٤ ١٣٨٢Q٤
Included observations: ٥٣ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-٢,٧٧٨٢٣٧	١,٠٨٢٢٨٧	-٢,٥٩٧٠٠٩	٠,٠١٣٨
D(LOG(QM(-٨)/CPI(-٨)))	-٠,١٥٢٤٠٠	٠,٠٧٤٠٠١	-٢,٠٥٩٤٣٢	٠,٠٤٥٥
D(LOG(CPI))	-٠,٨٤١٤٠٠	٠,١١٢٠١٥	-٧,٥١١٤٩٥	٠,٠٠٠٠
D(LOG(IDR١(-١)))	٠,٢٣٣٩٣١	٠,٠٨٠٣٢١	٢,٩٠٨٧١٣	٠,٠٠٥٧
D(LOG(IDR١(-٣)))	٠,١٨٩٨٣٤	٠,٠٧٨٣٥٩	٢,٣٨٤٤٤١	٠,٠٢١٩
D(LOG(IDR١(-٩)))	٠,١٤٢١١٣	٠,٠٧٢١٠٤	١,٩٧٠٩٢٨	٠,٠٥٥٢
LOG(QM(-١)/CPI(-١))	-٠,٠٧٣٥٢٥	٠,٠٤٥٠٢١	-١,٩٣٣١٢٠	٠,٠١٩٧
LOG(CPI(-١))	-٠,٠٢٧٠٨٤	٠,٠١٣٧٠٢	-١,٩٧٩٧٤١	٠,٠٥٤٥
LOG(GDPC(-١))	٠,٣٢٥٩٩٣	٠,١٣٤٢٤٧	٢,٤٢٨٣١٤	٠,٠١٩٤
DQ٤	-٠,٠١٥١٢٢	٠,٠٠٧٢٤٥	-٢,٠٨٧٣١٣	٠,٠٤٢٨
R-squared	٠,٧٧٣٤٩٣	Mean dependent var	٠,٠١٣٤٥٠	
Adjusted R-squared	٠,٧٢٩٠٨٥	S.D. dependent var	٠,٠٣٧٣١٠	
S.E. of regression	٠,٠١٩٥٢٧	Akaike info criterion	-٤,٨٩٥٧٩٣	
Sum squared resid	٠,٠١٩٣٩٩	Schwarz criterion	-٤,٤٩٤٠١٠	
Log likelihood	١٣٨,٩٤٢٧	F-statistic	١٩,٣١٥٥٤	
Durbin-Watson stat	١,٩٣٢٠٠٣	Prob(F-statistic)	٠,٠٠٠٠٠٠	

Dependent Variable: D(LOG(M²))

Method: Least Squares

Date: ۰۷/۱۸/۰۵ Time: ۰۱:۵۷

Sample (adjusted): ۱۳۶۸Q۱ ۱۳۸۲Q۴

Included observations: ۶۰ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۰,۲۵۸۰۳۵	۰,۰۵۴۵۳۰	۴,۷۳۱۹۴۳	۰,۰۰۰۰
D(LOG(MB))	۰,۴۵۰۶۸۴	۰,۰۳۱۰۳۸	۱۴,۵۲۰۴۶	۰,۰۰۰۰
D(LOG(MUL))	۰,۴۹۳۱۵۰	۰,۰۳۷۷۴۵	۱۳,۰۶۵۱۶	۰,۰۰۰۰
D(LOG(MUL(-۱)))	-۰,۰۷۲۵۱۸	۰,۰۳۵۷۳۰	-۲,۰۲۹۵۹۶	۰,۰۴۷۷
D(LOG(MUL(-۲)))	-۰,۰۴۰۸۶۱	۰,۰۳۲۷۷۹	-۱,۲۴۶۵۵۱	۰,۰۱۸۴
D(LOG(MUL(-۵)))	-۰,۰۸۹۳۸۹	۰,۰۳۳۷۸۱	-۲,۶۴۶۱۳۰	۰,۰۱۰۹
D(LOG(MUL(-۶)))	-۰,۰۶۳۲۷۳	۰,۰۳۳۰۶۷	-۱,۹۱۳۴۸۱	۰,۰۶۱۴
LOG(M ² (-۱))	-۰,۱۷۹۶۴۲	۰,۰۵۱۳۸۲	-۳,۴۹۶۱۸۹	۰,۰۰۱۰
LOG(MB(-۱))	۰,۱۷۰۴۵۷	۰,۰۵۱۵۱۰	۳,۳۰۹۲۰۳	۰,۰۰۱۷
LOG(MUL(-۱))	۰,۲۷۹۸۵۹	۰,۰۶۵۵۹۵	۴,۲۶۶۴۵۳	۰,۰۰۰۱
R-squared	۰,۹۰۱۷۶۲	Mean dependent var	۰,۰۵۸۵۵۹	
Adjusted R-squared	۰,۸۸۴۰۸۰	S.D. dependent var	۰,۰۳۳۷۸۱	
S.E. of regression	۰,۰۱۱۵۰۱	Akaike info criterion	-۵,۹۴۱۶۸۵	
Sum squared resid	۰,۰۰۶۶۱۴	Schwarz criterion	-۵,۵۹۲۶۲۷	
Log likelihood	۱۸۸,۲۵۰۵	F-statistic	۵۰,۹۹۶۶۴	
Durbin-Watson stat	۲,۰۴۹۰۴۱	Prob(F-statistic)	۰,۰۰۰۰۰۰	

Dependent Variable: D(LOG(MDC))

Method: Least Squares

Date: 09/11/05 Time: 17:24

Sample (adjusted): 1370Q1 1383Q1

Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-.1864975	.3668889	-.5083216	.61111
D(LOG(MDC(-4)))	.476853	.0743224	6.415841	.0000
D(LOG(MDC(-7)))	-.151182	.082164	-1.839990	.0727
D(LOG(IDR1))	-.144897	.089211	-1.624207	.1116
D(LOG(IDR1(-3)))	.241184	.083242	2.897386	.0059
D(LOG(IDR1(-7)))	.157359	.084490	1.862462	.0694
D(LOG(WHC))	.492404	.109115	4.512708	.0000
LOG(MDC(-1))	-.189179	.055282	-3.422069	.0014
LOG(GDPC(-1))	.382871	.089925	4.257659	.0001
LOG(IDR1(-1))	-.077867	.036073	-2.158585	.0365
R-squared	.855867	Mean dependent var	.11111	
Adjusted R-squared	.825700	S.D. dependent var	.46432	
S.E. of regression	.019385	Akaike info criterion	-4.880367	
Sum squared resid	.016158	Schwarz criterion	-4.58614	
Log likelihood	139.3297	F-statistic	28.37071	
Durbin-Watson stat	1.879875	Prob(F-statistic)	.000000	

Dependent Variable: D(LOG(EXRFM))

Method: Least Squares

Date: 07/10/05 Time: 02:57

Sample (adjusted): 1370Q1 1382Q4

Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41,74355	10,18965	4,096660	0,0003
D(LOG(EXRFM(-3)))	0,209370	0,079792	2,623948	0,0131
D(LOG(EXRFM(-4)))	0,188745	0,079890	2,362569	0,0242
D(LOG(GDPC))	-12,34255	2,412611	-5,115845	0,0000
D(LOG(GDPC(-8)))	2,191829	1,256180	1,744837	0,0903
D(LOG(GDPC(-1)))	9,179154	2,647047	3,467696	0,0015
D(LOG(EXROM(-2)))	0,331959	0,011505	2,881837	0,0090
D(LOG(EXROM(-3)))	0,073289	0,011438	6,407623	0,0000
D(LOG(EXROM(-4)))	0,055463	0,011476	4,832987	0,0000
D(LOG(EXROM(-8)))	0,100859	0,016516	6,106728	0,0000
DLOG(M2(-6))	-0,675236	0,172596	-3,912237	0,0004
DLOG(CPII(-2))	-5,946245	2,768013	-2,148200	0,0391
DLOG(CPII(-5))	4,821884	2,479539	1,944669	0,0604
LOG(EXRFM(-1))	-0,410154	0,088092	-4,655981	0,0001
LOG(IDR1(-1))	-0,717191	0,221229	-3,241844	0,0027
LOG(GDPC(-1))	-2,179583	0,429583	-5,073723	0,0000
LOG(CPI(-1))	1,089035	0,275630	3,951071	0,0004
LOG(CPII(-1))	-2,603770	1,884120	-1,381956	0,1693
R-squared	0,897176	Mean dependent var	0,35342	
Adjusted R-squared	0,844206	S.D. dependent var	0,84648	
S.E. of regression	0,333411	Akaike info criterion	-3,689276	
Sum squared resid	0,36839	Schwarz criterion	-3,07455	
Log likelihood	112,0765	F-statistic	16,93741	
Durbin-Watson stat	2,017294	Prob(F-statistic)	0,000000	

Sspace: _EXROM.1

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/06/05 Time: 14:52

Sample: 1367Q1 1382Q4

Included observations: 64

Valid observations: 60

Estimation settings: tol= 0.0001, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=2.3e-06, C(2)=0.87973, C(3)=-23.7026

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	2.33E-06	2.80E-10	8295.543	0.0000
C(2)	0.879732	3.12E-10	2.82E+09	0.0000
C(3)	-23.70257	5.70E-10	-4.16E+10	0.0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVEXROM	0.874091	7.13E-06	122604.1	0.0000

Log likelihood	-1.70E+10	Akaike info criterion	5.68E+08
Parameters	3	Schwarz criterion	5.68E+08
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	5.68E+08

برآورد پارامترهای معادلات بخش قیمت‌ها و دستمزد

Dependent Variable: DLOG(CPI)
Method: Least Squares
Date: ۰۷/۰۶/۰۵ Time: ۲۲:۴۴

Sample (adjusted): 1369Q4 1383Q1
Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(CPI(-3))	0.105594	0.068452	1.542590	0.1308
DLOG(PPI)	1.063011	0.073476	14.467556	0.0000
DLOG(PPI(-2))	0.222113	0.077174	2.878088	0.0064
DLOG(MPI(-2))	-0.106971	0.049161	-2.175922	0.0355
DLOG(MPI(-4))	-0.068054	0.031737	-2.144324	0.0381
DLOG(GDPC(-3))	0.299457	0.150578	1.988722	0.0536
DLOG(M2(-3))	-0.142684	0.054290	-2.628180	0.0121
DLOG(M2(-8))	0.105034	0.062533	1.679648	0.1008
DLOG(M2(-9))	0.203851	0.046795	4.356211	0.0001
LOG(CPI(-1))	-0.529167	0.079919	-6.621312	0.0000
LOG(PPI(-1))	0.309861	0.083691	3.702431	0.0006
LOG(MPI(-1))	0.081835	0.020882	3.918914	0.0003
LOG(GDPC(-1))	-0.135708	0.032069	-4.231694	0.0001
LOG(M2(-1))	0.127171	0.031000	4.102310	0.0002
R-squared	0.945193	Mean dependent var	0.049096	
Adjusted R-squared	0.927380	S.D. dependent var	0.030449	
S.E. of regression	0.008205	Akaike info criterion	-6.549663	
Sum squared resid	0.002693	Schwarz criterion	-6.034000	
Log likelihood	190.8409	Durbin-Watson stat	2.247699	

Dependent Variable: DLOG(PPI)
Method: Least Squares
Date: 07/05/05 Time: 03:47
Sample (adjusted): 1370Q4 1383Q1
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C	٢,٣٠٧٩٢٤	٠,٥٤١٥١٢	٤,٢٩١٤٤٥	٠,٠٠٠٢
DLOG(PPI(-١))	-٠,١٤٧٨١٧	٠,٠٧١٤٧٧	-٢,٠٩٨٠٣٨	٠,٠٤٩٨
DLOG(PPI(-٢))	-٠,٣١٠٧١١	٠,٠٧٢٤٢٩	-٤,٢٨٩٨٩٠	٠,٠٠٠٢
DLOG(PPI(-٣))	-٠,٢٤٠٢٤٥	٠,٠٩٥١٢٨	-٣,٩٨٨٨٣٨	٠,٠٠٠٨
DLOG(BSPI)	٠,١٩٣٧٩٨	٠,٠٨٣١٧٤	٢,٣٣٠٠٢٩	٠,٠٢٩٣
DLOG(BSPI(-٥))	-٠,٢٩٤٤٣٨	٠,٠٩٧٤٧٤	-٤,٣٩٣٧١٥	٠,٠٠٠١
DLOG(BSPI(-٢))	٠,٤٢٥٩٩٩	٠,٠٩٢٥٢٢	٩,٨٠٨٧٩٠	٠,٠٠٠٠
DLOG(MPI)	٠,٣٤٢٥٩٣	٠,٠٥٢١٩٣	٩,٥٩٣٩٥٩	٠,٠٠٠٠
DLOG(MPI(-٤))	٠,٠٩٩٢٩٠	٠,٠٤٠٣٩٩	٢,٤٥٨٨٥٠	٠,٠١٩٥
DLOG(FFDPI(-٥))	٠,٠٢١٩٨٥	٠,٠١١٨٥٠	١,٨٥٥٣٠٧	٠,٠٧٢٨
DLOG(FFDPI(-٢))	-٠,٠٤٣٢٠٥	٠,٠١٢٧١٤	-٣,٣٩٨٢٩٣	٠,٠٠١٨
DLOG(FFDPI(-٣))	-٠,٠٣١٣٢٤	٠,٠١١٣٩٧	-٢,٧٥٥٩١٩	٠,٠٠٩٩
DLOG(FFDPI(-٤))	-٠,٠٣٩٠٨٧	٠,٠١١٢١٩	-٣,٢١٩٥٧٨	٠,٠٠٣٠
DLOG(GDPC(-٩))	-٠,٣٨٧٢٥٩	٠,٢٠٩٥٩٢	-١,٨٧٤٤٩٧	٠,٠٧٠٠
LOG(PPI(-١))	-٠,١٣٩٤٩٤	٠,٠٤٠٥٠٧	-٣,٤٤٣٧٠٢	٠,٠٠١٩
LOG(BSPI(-١))	٠,١٣٤٥١٢	٠,٠٣٨٣٧٩	٣,٥٠٤٨٥٧	٠,٠٠١٤
LOG(FFDPI(-١))	٠,٠٣٢٤١٣	٠,٠١٤٧٨٣	٢,١٩٢٥٥٠	٠,٠٣٥٧
LOG(GDPC(-١))	-٠,٢٠٠١٤٤	٠,٠٤٨٣٥٢	-٤,١٣٩٣٤٩	٠,٠٠٠٢
R-squared	٠,٩٤٧٣٠٠	Mean dependent var	٠,٠٥٠١٤٧	
Adjusted R-squared	٠,٩١٩٣٠٣	S.D. dependent var	٠,٠٢٧٧٣٧	
S.E. of regression	٠,٠٠٧٨٧٩	Akaike info criterion	-٩,٥٧٥٤٧٣	
Sum squared resid	٠,٠٠١٩٨٧	Schwarz criterion	-٥,٨٨٧١٤٥	
Log likelihood	١٨٢,٣٨٩٨	F-statistic	٣٣,٨٣٥٧٩	
Durbin-Watson stat	٢,١٩٩١٩١	Prob(F-statistic)	٠,٠٠٠٠٠٠	

Dependent Variable: D(LOG(XPI))

Method: Least Squares

Date: ٠٩/١٤/٠٥ Time: ١٣:٣٥

Sample (adjusted): ١٣٩٨Q١ ١٣٨٣Q١

Included observations: ٩١ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-١٠١,٩٩٢٢	١٩,١٠٢٥٣	-٥,٣٣٧٩٣١	٠,٠٠٠٠
D(LOG(XPI(-١)))	٠,٣٢٣٢٩٧	٠,٠٩٨٥٩٠	٣,٢٨٠١٩٠	٠,٠٠١٩

D(LOG(XPI(-3)))	0,338450	0,111584	3,033158	0,0039
D(LOG(XPI(-5)))	0,237117	0,106542	2,225575	0,0308
D(LOG(MPI(-4)))	0,430322	0,184042	2,338180	0,0236
D(LOG(MPI(-2)))	0,292382	0,165047	1,771507	0,0828
D(LOG(M2(-2)))	0,438591	0,270760	1,619850	0,1118
D(LOG(M2(-6)))	-1,031269	0,278376	-3,704582	0,0005
D(LOG(GDPW(-5)))	-6,551196	2,317999	-2,826229	0,0068
D(LOG(EXRFM))	0,268509	0,070658	3,800113	0,0004
LOG(XPI(-1))	-0,557575	0,084359	-6,609581	0,0000
LOG(GDPW(-1))	3,380659	0,642792	5,259333	0,0000
LOG(EXRFM(-1))	0,198864	0,043169	4,606637	0,0000
R-squared	0,672822	Mean dependent var	0,046566	
Adjusted R-squared	0,591028	S.D. dependent var	0,067022	
S.E. of regression	0,042861	Akaike info criterion	-3,275137	
Sum squared resid	0,088180	Schwarz criterion	-2,825279	
Log likelihood	112,8917	F-statistic	8,225764	
Durbin-Watson stat	2,049204	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: D(LOG(MPI))

Method: Least Squares

Date: 07/10/05 Time: 03:27

Sample (adjusted): 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22,39371	8,434698	2,649952	0,0109
D(LOG(MPI(-1)))	0,348163	0,100270	3,472250	0,0012
D(LOG(MPI(-4)))	0,251167	0,101418	2,476552	0,0171
D(LOG(GDPW))	4,644041	2,291845	2,026333	0,0487
D(LOG(GDPW(-7)))	7,356002	2,711409	2,712981	0,0094

D(LOG(GDPW(-4)))	17,49952	4,699358	3,723812	0,0005
D(LOG(GDPW(-5)))	-14,10868	4,572711	-3,085409	0,0035
D(LOG(CPII(-1)))	-3,767104	1,561522	-2,412457	0,0200
D(LOG(CPII(-2)))	-2,254223	1,397613	-1,612910	0,1138
DLOG(EXRFM)	0,173330	0,045829	3,782075	0,0005
DLOG(EXRFM(-5))	0,095233	0,038978	2,443278	0,0185
LOG(MPI(-1))	-0,302633	0,051262	-5,903696	0,0000
LOG(CPII(-1))	3,134343	0,622170	5,037764	0,0000
LOG(EXRFM(-1))	0,159174	0,041018	3,880570	0,0003
LOG(GDPW(-1))	-1,284367	0,349906	-3,670602	0,0006

R-squared	0,802983	Mean dependent var	0,048459
Adjusted R-squared	0,741689	S.D. dependent var	0,047862
S.E. of regression	0,026326	Akaike info criterion	-4,382241
Sum squared resid	0,026628	Schwarz criterion	-3,858655
Log likelihood	146,4672	F-statistic	13,10047
Durbin-Watson stat	2,023068	Prob(F-statistic)	0,000000

Dependent Variable: D(LOG(GDPDEF))

Method: Least Squares

Date: 09/17/05 Time: 23:15

Sample (adjusted): 1371Q2 1382Q4

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,623142	0,275421	2,262509	0,0300
D(LOG(GDPDEF(-1)))	1,176015	0,048519	24,23834	0,0000
D(LOG(GDPDEF(-4)))	-0,579760	0,066032	-8,779979	0,0000
D(LOG(GDPDEF(-5)))	0,729476	0,072141	10,11178	0,0000
D(LOG(PPI(-5)))	-0,177196	0,040685	-4,355251	0,0001
D(LOG(PPI(-8)))	-0,064205	0,030122	-2,131518	0,0401
D(LOG(GDPC))	0,557197	0,140246	3,972991	0,0003

D(LOG(M ² (-2)))	0,072986	0,024628	2,963525	0,0054
LOG(GDPDEF(-1))	-0,214601	0,024692	-8,691169	0,0000
LOG(PPI(-1))	0,077278	0,016122	4,793416	0,0000
LOG(GDPC(-1))	-0,215009	0,043277	-4,968178	0,0000
LOG(M ² (-1))	0,151341	0,023401	6,467261	0,0000
R-squared	0,980038	Mean dependent var	0,055200	
Adjusted R-squared	0,973766	S.D. dependent var	0,030679	
S.E. of regression	0,04969	Akaike info criterion	-7,555274	
Sum squared resid	0,00866	Schwarz criterion	-7,082896	
Log likelihood	189,5489	F-statistic	156,2119	
Durbin-Watson stat	1,975451	Prob(F-statistic)	0,000000	

Dependent Variable: IXGOGI

Method: Least Squares

Date: 07/11/05 Time: 13:08

Sample (adjusted): 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OILPOPEC*SVEXGOG	2,28E-05	2,37E-07	96,35843	0,0000
R-squared	0,988851	Mean dependent var	1,422102	
Adjusted R-squared	0,988851	S.D. dependent var	1,638960	
S.E. of regression	0,173053	Akaike info criterion	-0,653907	
Sum squared resid	1,766901	Schwarz criterion	-0,619001	
Log likelihood	20,61721	Durbin-Watson stat	1,665340	

Dependent Variable: IIMGI

Method: Least Squares

Date: 07/19/05 Time: 01:17

Sample (adjusted): 1368Q2 1382Q4

Included observations: 59 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI*SVIMG	3,72E-06	3,84E-08	96,74416	0,000
AR(1)	-0,248255	0,132173	-1,878257	0,0655
R-squared	0,979772	Mean dependent var	1,175577	
Adjusted R-squared	0,979417	S.D. dependent var	1,080172	
S.E. of regression	0,154968	Akaike info criterion	-0,857884	
Sum squared resid	1,368862	Schwarz criterion	-0,787459	
Log likelihood	27,30759	Durbin-Watson stat	2,088764	
Inverted AR Roots	-.25			

Dependent Variable: IXSI

Method: Least Squares

Date: 07/26/05 Time: 01:34

Sample: 1367Q1 1382Q4

Included observations: 64

Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI	0,689053	0,030141	22,86101	0,000
IXGOGI	0,286333	0,067557	17,08821	0,000
AR(1)	1,338309	0,116386	11,49884	0,000
AR(2)	-0,536095	0,124178	-4,317148	0,0001
R-squared	0,999573	Mean dependent var	1,032472	
Adjusted R-squared	0,999552	S.D. dependent var	0,936940	
S.E. of regression	0,019837	Akaike info criterion	-4,942080	
Sum squared resid	0,023610	Schwarz criterion	-4,807150	
Log likelihood	162,1466	Durbin-Watson stat	1,704717	
Inverted AR Roots	.67+.30j	.67-.30j		

Dependent Variable: IIMSI
Method: Least Squares
Date: 07/26/05 Time: 01:35
Sample (adjusted): 1368Q2 1382Q4
Included observations: 59 after adjustments
Convergence achieved after 1 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPII*SVIMS	3,11E-06	8,44E-08	36,90433	0,0000
AR(1)	-0,411404	0,121677	-3,381124	0,0013

R-squared	0,834478	Mean dependent var	1,149162
Adjusted R-squared	0,831574	S.D. dependent var	1,082869
S.E. of regression	0,444407	Akaike info criterion	1,249158
Sum squared resid	11,25736	Schwarz criterion	1,319583
Log likelihood	-34,85017	Durbin-Watson stat	1,630805

Inverted AR Roots -0.41

Sspace: _P11IRFI
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Date: 07/26/05 Time: 01:42
Sample: 1372Q1 1382Q4
Included observations: 44
Estimation settings: tol= 0,00010, derivs=accurate numeric
Initial Values: C(1)=-1,7e-11, C(2)=1,00000, C(3)=-23,5608
Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	1,20E-09	5,96E-06	0,000202	0,9998
C(2)	1,000000	0,000119	8397,355	0,0000
C(3)	-23,56075	0,316220	-74,50749	0,0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVIRFI	3,73E-06	7,65E-06	0,487027	0,6262

Log likelihood	-73,96762	Akaike info criterion	3,498528
Parameters	3	Schwarz criterion	3,620177
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	3,543642

Sspace: _P12IPFI

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/26/05 Time: 01:41

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 6

Estimation settings: tol= 0.0001, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=1.1e-15, C(2)=1.00000, C(3)=-23.5608

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-1.75E-11	8.74E-10	-0.020008	0.9840
C(2)	1.000000	3.51E-06	284938.5	0.0000
C(3)	-23.56075	0.079131	-297.7441	0.0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVIPFI	5.19E-06	7.65E-06	0.677651	0.4980

Log likelihood	-57.63342	Akaike info criterion	2.021114
Parameters	3	Schwarz criterion	2.125831
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	2.062075

Dependent Variable: DLOG(CPII)
Method: Least Squares
Date: ۰۷/۱۱/۰۵ Time: ۱۲:۵۳
Sample (adjusted): ۱۳۶۸Q۱ ۱۳۸۲Q۴
Included observations: ۶۰ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-۰,۶۹۵۴۵۱	۰,۳۷۶۱۱۳	-۱,۸۴۹۰۴۷	۰,۰۷۰۶
DLOG(CPII(-۱))	-۰,۲۹۰۵۰۳	۰,۱۰۷۱۳۲	-۲,۷۱۱۶۴۷	۰,۰۰۹۳
DLOG(CPII(-۲))	-۰,۵۳۷۶۸۶	۰,۰۸۲۶۶۸	-۶,۵۰۴۲۰۱	۰,۰۰۰۰
DLOG(CPII(-۳))	-۰,۴۵۰۰۲۰	۰,۰۸۷۶۱۶	-۵,۱۳۶۲۶۰	۰,۰۰۰۰
DLOG(CPII(-۴))	-۰,۲۵۷۸۷۴	۰,۰۸۸۵۱۲	-۲,۹۱۳۴۳۷	۰,۰۰۵۴
DLOG(OILPOPEC)	۰,۰۰۹۷۱۲	۰,۰۰۱۶۰۹	۶,۰۳۴۷۹۰	۰,۰۰۰۰
DLOG(OILPOPEC(-۱))	-۰,۰۰۵۳۷۳	۰,۰۰۱۸۸۸	-۲,۸۴۵۱۶۶	۰,۰۰۶۵
DLOG(GDPW(-۴))	۰,۲۱۸۴۱۳	۰,۰۸۷۹۲۷	۲,۴۸۴۰۴۰	۰,۰۱۶۵
DLOG(GDPW(-۸))	-۰,۱۶۹۳۳۰	۰,۱۱۱۱۵۰	-۱,۵۲۳۴۴۱	۰,۱۳۴۲
LOG(CPII(-۱))	-۰,۱۰۴۸۶۶	۰,۰۱۷۸۵۵	-۵,۸۷۳۰۶۳	۰,۰۰۰۰
LOG(OILPOPEC(-۱))	۰,۰۰۹۷۳۵	۰,۰۰۱۵۱۴	۶,۴۲۸۱۱۱	۰,۰۰۰۰
LOG(GDPW(-۱))	۰,۰۳۸۹۸۱	۰,۰۱۵۳۵۸	۲,۵۳۸۰۹۴	۰,۰۱۴۴
R-squared	۰,۸۶۰۴۵۰	Mean dependent var	۰,۰۰۶۰۹۸	
Adjusted R-squared	۰,۸۲۸۴۷۰	S.D. dependent var	۰,۰۰۳۴۶۳	
S.E. of regression	۰,۰۰۱۴۳۴	Akaike info criterion	-۱۰,۰۷۹۳۷	
Sum squared resid	۹,۸۸E-۰۵	Schwarz criterion	-۹,۶۶۰۵۰۶	
Log likelihood	۳۱۴,۳۸۱۲	F-statistic	۲۶,۹۰۵۶۶	
Durbin-Watson stat	۱,۷۳۰۳۳۹	Prob(F-statistic)	۰,۰۰۰۰۰۰	

برآورد پارامترهای معادلات
بخش اشتغال

Dependent Variable: D(LOG(LFF))

Method: Least Squares

Date: 06/23/05 Time: 15:56

Sample: 1968Q1 1982Q4

Included observations: 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	.0000000000	.0000000000	3.857998	.0000
D(LOG(LFF(-1)))	.0000000000	.0000000000	13.03845	.0000
D(LOG(LFF(-2)))	-.0000000000	.0000000000	-3.104024	.0033
D(LOG(LFF(-3)))	-.0000000000	.0000000000	-4.507440	.0000
D(LOG(LFF(-4)))	.0000000000	.0000000000	5.21901	.0000
D(LOG(LFF(-5)))	-.0000000000	.0000000000	-2.881126	.0060
D(LOG(CPI))	.0000000000	.0000000000	2.465890	.0175
D(LOG(CPI(-2)))	.0000000000	.0000000000	2.699901	.0097
D(LOG(CPI(-3)))	-.0000000000	.0000000000	-2.129629	.0386
D(LOG(BSPI(-2)))	-.0000000000	.0000000000	-3.446914	.0012
D(LOG(BSPI(-3)))	.0000000000	.0000000000	1.779623	.0817
LOG(LFF(-1))	-.0000000000	.0000000000	-3.855864	.0000
LOG(CPI(-1))	.0000000000	.0000000000	3.510767	.0010
T	.0000000000	.0000000000	3.785282	.0000
R-squared	.0000000000	Mean dependent var	.0000000000	
Adjusted R-squared	.0000000000	S.D. dependent var	.0000000000	
S.E. of regression	.0000000000	Akaike info criterion	-12.29949	
Sum squared resid	1.00E-05	Schwarz criterion	-11.81081	
Log likelihood	382.9846	F-statistic	227.6139	
Durbin-Watson stat	2.148082	Prob(F-statistic)	.000000	

Dependent Variable: D(LOG(LFM))

Method: Least Squares

Date: 06/22/05 Time: 20:26

Sample (adjusted): 1368Q1 1383Q1

Included observations: 61 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.236131	0.048498	4.868847	0.0000
D(LOG(LFM(-1)))	1.364246	0.103366	13.19824	0.0000
D(LOG(LFM(-2)))	-0.461763	0.136326	-3.387197	0.0015
D(LOG(LFM(-3)))	-0.725043	0.140236	-5.170165	0.0000
D(LOG(LFM(-4)))	1.054897	0.156570	6.737545	0.0000
D(LOG(LFM(-5)))	-0.277141	0.137847	-2.010497	0.0505
D(LOG(LFM(-6)))	-0.263487	0.124902	-2.109542	0.0406
D(LOG(LFM(-7)))	0.261519	0.088079	2.969134	0.0048
D(LOG(CPI(-2)))	-0.006084	0.001925	-3.160541	0.0028
D(LOG(CPI(-3)))	-0.005626	0.001887	-2.981181	0.0047
D(LOG(CPI(-4)))	-0.009415	0.002094	-4.495823	0.0000
D(LOG(CPI(-5)))	0.007501	0.002054	3.651307	0.0007
D(LOG(CPI(-6)))	-0.005037	0.001781	-2.829167	0.0070
D(LOG(BSPI))	0.005639	0.002672	2.110134	0.0406
D(LOG(BSPI(-5)))	0.007209	0.002447	2.945948	0.0051
LOG(LFM(-1))	-0.014237	0.002921	-4.874358	0.0000
LOG(BSPI(-1))	0.001959	0.000390	5.026732	0.0000
R-squared	0.990011	Mean dependent var	0.06230	
Adjusted R-squared	0.986378	S.D. dependent var	0.02536	
S.E. of regression	0.00296	Akaike info criterion	-13.18167	
Sum squared resid	3.86E-06	Schwarz criterion	-12.59339	
Log likelihood	419.0408	F-statistic	272.5466	
Durbin-Watson stat	2.005279	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: D(LOG(EF))

Method: Least Squares

Date: ٠٧/٠٩/٠٥ Time: ٢٣:٢٩

Sample: ١٣٩٨Q١ ١٣٨٢Q٤

Included observations: ٩٠

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	٠,٠١٣٤٩٤	٠,٠١٨٣٤١	٠,٧٣٤٠٧٧	٠,٤٩٩٤
D(LOG(EF(-١)))	١,٣٥٥٢٨٢	٠,١٠٤٩٣٩	١٢,٩١٥٠١	٠,٠٠٠٠
D(LOG(EF(-٢)))	-٠,٥٢٩١٣٩	٠,١٤٩١٩٤	-٣,٥٤٧٣٠٨	٠,٠٠٠٩
D(LOG(EF(-٤)))	-٠,٤٤٢٢٨٧	٠,١٣٩٠١١	-٣,١٨١٩٧٤	٠,٠٠٢٥
D(LOG(EF(-٥)))	٠,٥٠٨٨٩٧	٠,١٠٧١٩١	٤,٧٤٧٢٩٤	٠,٠٠٠٠
D(LOG(GDPC(-٢)))	-٠,٠٤٢٩٥٥	٠,٠٢٥٩١١	-١,٩٤٩٢٠٥	٠,٠٥٩١
D(LOG(BSPI(-١)))	٠,٠٢٨٨١٥	٠,٠١٢٨٣٢	٢,٢٤٥٥١٧	٠,٠٢٩٣
D(LOG(BSPI(-٥)))	-٠,٠٢٨٤٥٧	٠,٠١٢٣٣٩	-٢,٣٠٩٣٤٤	٠,٠٢٥٤
LOG(EF(-١))	-٠,٠٠٩٨٧٢	٠,٠٠٢٩٩٥	-٢,٥٧٨٨٩٨	٠,٠١٣٠
LOG(GDPC(-١))	٠,٠٠٧٩٠١	٠,٠٠٤٤٩٢	١,٧٧٠٥٣١	٠,٠٨٢٩
D٧٩	-٠,٠٠٣١٣٠	٠,٠٠١٩٩٥	-١,٨٤٩٩١٩	٠,٠٧٠٨
R-squared	٠,٩٩٣٤٥٩	Mean dependent var	٠,٠١٩٢٥٣	
Adjusted R-squared	٠,٩٥٩٠٠٢	S.D. dependent var	٠,٠٠٨٥٥٨	
S.E. of regression	٠,٠٠١٧٩٥	Akaike info criterion	-٩,٩٤٣٣٨٩	
Sum squared resid	٠,٠٠٠١٥٨	Schwarz criterion	-٩,٢٥٩٩٢٥	
Log likelihood	٣٠٠,٣٠١٧	F-statistic	١٢٩,١٩٩٢	
Durbin-Watson stat	١,٧٧١١٧٧	Prob(F-statistic)	٠,٠٠٠٠٠٠	

Dependent Variable: D(LOG(EM))

Method: Least Squares

Date: ۰۶/۱۹/۰۵ Time: ۲۰:۳۹

Sample (adjusted): ۱۳۶۸Q۱ ۱۳۸۲Q۴

Included observations: ۶۰ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۰,۵۱۲۱۷۸	۰,۲۹۴۲۷۳	۱,۷۴۰۴۸۸	۰,۰۸۸۱
D(LOG(EM(-۱)))	۱,۳۳۳۵۷۷	۰,۱۲۱۹۱۲	۱۰,۹۳۸۸۵	۰,۰۰۰۰
D(LOG(EM(-۲)))	-۰,۴۷۱۵۷۹	۰,۱۴۵۴۹۲	-۳,۲۴۱۲۶۲	۰,۰۰۲۱
D(LOG(EM(-۴)))	-۰,۳۳۷۵۵۸	۰,۱۳۸۳۲۲	-۲,۴۴۰۳۷۳	۰,۰۱۸۳
D(LOG(EM(-۵)))	۰,۲۸۶۵۰۶	۰,۱۰۹۶۰۰	۲,۶۱۴۱۱۷	۰,۰۱۱۹
D(LOG(GDPC))	۰,۱۹۵۶۲۰	۰,۰۴۶۶۰۳	۴,۱۹۷۵۹۹	۰,۰۰۰۱
D(LOG(GDPC(-۱)))	-۰,۲۶۵۴۴۹	۰,۰۷۴۷۹۲	-۳,۵۴۹۱۳۹	۰,۰۰۰۹
D(LOG(GDPC(-۲)))	۰,۱۳۰۹۷۹	۰,۰۴۲۰۶۰	۳,۱۱۴۱۰۴	۰,۰۰۳۱
LOG(EM(-۱))	-۰,۰۳۲۱۷۹	۰,۰۱۸۴۱۴	-۱,۷۴۷۵۳۱	۰,۰۸۶۸
LOG(BSPI(-۱))	-۰,۰۰۳۵۰۸	۰,۰۰۱۷۴۸	-۲,۰۰۷۲۷۵	۰,۰۵۰۳
T	۰,۰۰۰۳۵۳	۰,۰۰۰۱۷۱	۲,۰۵۸۶۳۲	۰,۰۴۴۹
R-squared	۰,۹۵۹۰۷۳	Mean dependent var	۰,۰۰۶۴۲۹	
Adjusted R-squared	۰,۹۵۰۷۲۰	S.D. dependent var	۰,۰۰۳۳۷۱	
S.E. of regression	۰,۰۰۰۷۴۸	Akaike info criterion	-۱۱,۳۹۳۵۰	
Sum squared resid	۲,۷۴E-۰۵	Schwarz criterion	-۱۱,۰۰۹۵۳	
Log likelihood	۳۵۲,۸۰۴۹	F-statistic	۱۱۴,۸۲۴۳	
Durbin-Watson stat	۱,۷۴۴۵۱۲	Prob(F-statistic)	۰,۰۰۰۰۰۰	

برآورد پارامترهای معادلات

بخش تراز پرداخت‌ها

Sspace: _BOP۰۱EXGO

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: ۰۷/۲۳/۰۵ Time: ۱۵:۳۱

Sample: ۱۳۶۸Q۱ ۱۳۸۲Q۴

Included observations: ۶۰

Estimation settings: tol= ۰,۰۰۰۱۰, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(۱)=۰,۱۰۵۵۹, C(۲)=۱,۰۶۳۰۱, C(۳)=۰,۲۲۲۱۱

Convergence achieved after ۱ iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0,105593	0,000665	158,7227	0,0000
C(2)	1,063011	8,78E-08	12100,492	0,0000
C(3)	0,222113	1,33E-07	1668321.	0,0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVEXGO	10086,54	1,117458	9026,325	0,0000

Log likelihood	-3310,5623	Akaike info criterion	1103521.
Parameters	3	Schwarz criterion	1103521.
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.	1103521.

Sspace: _BOP02EXGOG

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/23/05 Time: 15:34

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0,00010, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=0,10559, C(2)=1,06301, C(3)=0,22211

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0,105577	0,000864	122,2329	0,0000
C(2)	1,063011	1,37E-07	7762474.	0,0000

C(3)	0,222114	4,06E-07	547574,4	0,0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVEXGOG	8455,897	1,117459	7567,077	0,0000
Log likelihood	-9456485.	Akaike info criterion	315216,3	
Parameters	3	Schwarz criterion	315216,4	
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.	315216,3	

Sspace: _BOP+2IMG

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/23/05 Time: 15:36

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0,00010, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=0,10558, C(2)=1,06301, C(3)=0,22211

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0,105570	0,000678	155,7192	0,0000
C(2)	1,063011	1,21E-07	88190,13	0,0000
C(3)	0,222115	3,12E-07	711637,1	0,0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVIMG	9573,555	1,117459	8567,252	0,0000
Log likelihood	-11592463	Akaike info criterion	386415,5	
Parameters	3	Schwarz criterion	386415,6	
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.	386415,6	

Sspace: _BOP*EXS

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/23/05 Time: 15:38

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0,0001, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=0,10557, C(2)=1,06301, C(3)=0,22212

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0,105570	0,000193	546,2725	0,0000
C(2)	1,063011	2,44E-08	43498354	0,0000
C(3)	0,222115	2,74E-08	8112483	0,0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVEXS	9221,312	1,117459	8252,035	0,0000

Log likelihood	-3,07E+08	Akaike info criterion	1.218264
Parameters	3	Schwarz criterion	1.218265
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.	1.218264

Sspace: _BOP+ΔIMS

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/23/05 Time: 15:41

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0,00010, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=0,10557, C(2)=1,06301, C(3)=0,22212

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0,105570	0,000352	299,9004	0,0000
C(2)	1,063011	3,98E-08	26697329	0,0000
C(3)	0,222115	4,59E-08	4839046	0,0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVIMS	10058,19	1,117459	9000,941	0,0000

Log likelihood	-1,60E+08	Akaike info criterion	5342814.
Parameters	3	Schwarz criterion	5342814.
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.	5342814.

Sspace: _BOP•RFI

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/23/05 Time: 15:43

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 6

Estimation settings: tol= 0.0001, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(1)=0.10557, C(2)=1.06301, C(3)=0.22212

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.105570	2.34E-05	4518.570	0.0000
C(2)	1.063011	6.63E-10	1.60E+09	0.0000
C(3)	0.222115	6.74E-10	3.30E+08	0.0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVRFI	11804.87	1.117459	1.066402	0.0000

Log likelihood	-9.15E+09	Akaike info criterion	3.05E+08
Parameters	3	Schwarz criterion	3.05E+08
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.	3.05E+08

Sspace: _BOP•VPFI

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 07/23/05 Time: 15:47

Sample: 1368Q1 1382Q4

Included observations: 60

Estimation settings: tol= 0.00010, derivs=accurate numeric

Initial Values: C(2)=1.06301, C(3)=0.22212

Convergence achieved after 1 iteration

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	1.063011	4.22E-09	2.52E+08	0.0000
C(3)	0.222115	6.28E-09	35349222	0.0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVPMI	9523,486	1,117459	8522,446	0.0000

Log likelihood	-3.89E+08	Akaike info criterion	12963455
Parameters	2	Schwarz criterion	12963455
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.	12963455

برآورد پارامترهای معادلات
بخش جمعیت

Dependent Variable: DLOG(POP)

Method: Least Squares

Date: 09/14/05 Time: 13:44

Sample: 1367Q1 1382Q4

Included observations: 64

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.94E-06	1.16E-06	3.396844	0.0012
DLOG(POP(-1))	2.757251	0.01159	45.08336	0.0000
DLOG(POP(-2))	-2.547140	0.116698	-21.82670	0.0000
DLOG(POP(-3))	0.788492	0.055936	14.09620	0.0000
R-squared	0.999999	Mean dependent var	0.03713	
Adjusted R-squared	0.999999	S.D. dependent var	0.01034	
S.E. of regression	1.03E-06	Akaike info criterion	-24.67862	
Sum squared resid	6.33E-11	Schwarz criterion	-24.54369	
Log likelihood	793.7159	F-statistic	212719.0	
Durbin-Watson stat	2.098601	Prob(F-statistic)	0.000000	

Sspace: _POP1•MF
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Date: ٠٧/٠٧/٠٥ Time: ٠٨:٢٩
Sample: ١٣٩٧Q١ ١٣٨٢Q٤
Included observations: ٩٤
Convergence achieved after ٢٥ iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(١)	٠,٠٠١٢٢٠	٠,٠٠٠٥١٨	٢,٣٥٤٩٨٤	٠,٠١٨٥
C(٢)	١,٠٠٠٥٤٠	٠,٠٠١٤٣١	٦٩٨,٩٧٩٤	٠,٠٠٠٠
C(٣)	-١٤,٩٤٨٣٣	٠,٣٥٥٧٨٠	-٤٢,٠٧١٨٦	٠,٠٠٠٠
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVP1•MF	٠,٤١٢٣٨٥	٠,٠٠٠٥٦٢	٧٣٣,٨٩٥٩	٠,٠٠٠٠
Log likelihood	-٧٧١,٧٦٠٧	Akaike info criterion	٢٤,٢١١٢٧	
Parameters	٣	Schwarz criterion	٢٤,٣١٢٤٧	
Diffuse priors	١	Hannan-Quinn criter.	٢٤,٢٥١١٤	

Sspace: _POP1•MM
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Date: ٠٧/٠٧/٠٥ Time: ٠٨:٣٠
Sample: ١٣٩٧Q١ ١٣٨٢Q٤
Included observations: ٩٤
Convergence achieved after ٩ iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(١)	٠,٠٠٠٧٦٠	٠,٠٠٠٥٤٧	١,٣٩٠٣١٣	٠,١٦٤٤
C(٢)	١,٠٠١٣٦٥	٠,٠٠١٣٧٩	٧٢٦,١٢٠٢	٠,٠٠٠٠
C(٣)	-١٥,٨٣٥٢٥	٠,٢٥٥٥٩٦	-٦١,٩٥٤١٤	٠,٠٠٠٠
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SVP1•MM	٠,٤٢٢٢١٤	٠,٠٠٠٣٦٤	١١٥٩,٠٧٧	٠,٠٠٠٠
Log likelihood	-٧٤٢,٦٤٣٢	Akaike info criterion	٢٣,٣٠١٣٥	
Parameters	٣	Schwarz criterion	٢٣,٤٠٢٥٥	
Diffuse priors	١	Hannan-Quinn criter.	٢٣,٣٤١٢٢	

Dependent Variable: SVP1•MF

Method: Least Squares

Date: 09/14/05 Time: 14:07

Sample (adjusted): 1367Q4 1382Q4

Included observations: 91 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-.021997	0.005834	-3.770607	0.0004
SVP1•MF(-1)	3.075817	0.189315	16.24706	0.0000
SVP1•MF(-1)^2	-.073091	0.279867	-2.608708	0.0117
SVP1•MF(-2)	-2.711384	0.227129	-11.93765	0.0000
SVP1•MF(-2)^2	0.565457	0.261246	2.164465	0.0348
SVP1•MF(-3)	0.757175	0.098919	7.654472	0.0000
R-squared	0.999998	Mean dependent var	0.368081	
Adjusted R-squared	0.999997	S.D. dependent var	0.029899	
S.E. of regression	4.82E-05	Akaike info criterion	-16.95028	
Sum squared resid	1.28E-07	Schwarz criterion	-16.74265	
Log likelihood	522.9834	F-statistic	4622218.	
Durbin-Watson stat	2.065493	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: SVP1•MM

Method: Least Squares

Date: ٠٩/١٤/٠٥ Time: ١٤:١٢

Sample (adjusted): ١٣٤٧Q٤ ١٣٨٢Q٤

Included observations: ٤١ after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-٠,٠٠٩٧٧٢	٠,٠٠٣٢٤٢	-٢,٩٩٥٨٤١	٠,٠٠٤١
SVP١٠MM(-١)	١,٤٢٥٠٥١	٠,٤٤٢٥٢٥	٣,٤٧٢٢٢٨	٠,٠٠٠٥
SVP١٠MM(-١)^٢	١,٢٥٤٧٤٢	٠,٥٧٠٢٧٨	٢,٢٠٣٧٣٧	٠,٠٣١٧
SVP١٠MM(-٢)	-١,٣٢٧٢٥١	٠,٤٤٩٨٥٩	-٢,٩٥٠٣٧٢	٠,٠٠٤٧
SVP١٠MM(-٢)^٢	-١,٣٣٣٤٩٠	٠,٥٧٤٠٤٧	-٢,٣١٤٨١٤	٠,٠٢٤٤
SVP١٠MM(-٣)	٠,٧٥٧٨٠٢	٠,٠٩٥٥٥٩	٧,٩٣٠١٧٩	٠,٠٠٠٠
R-squared	٠,٩٩٩٩٩٩	Mean dependent var	٠,٣٨٢٤٧٣	
Adjusted R-squared	٠,٩٩٩٩٩٥	S.D. dependent var	٠,٠٢٥١٢٣	
S.E. of regression	٥,٥١E-٠٥	Akaike info criterion	-١٤,٤٨١٤٩	
Sum squared resid	١,٤٧E-٠٧	Schwarz criterion	-١٤,٤٧٣٨٧	
Log likelihood	٥١٤,٧٨٥٤	F-statistic	٢٤٩٤٣٤٤.	
Durbin-Watson stat	٢,٠٤٩٧٢٤	Prob(F-statistic)	٠,٠٠٠٠٠٠	