فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۰، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۳۹-۱

# پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران: مقایسه‌ی مدل‌های سری زمانی تک متغیره و چند متغیره

سید عزیز آرمن و امین تبعه ایزدی *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۲/۲۴۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۱۰

**چکیده:**

***در پژوهش حاضر سعی شده است با استفاده از آمار و اطلاعات مربوط به دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۳۸ رشد اقتصادی ایران توسط برخی از روش‌های متداول سری زمانی پیش‌بینی شود. با مقایسه ی عملکرد پیش‌بینی‌های درون نمونه‌ای برای افق‌های یکساله، سه‌ساله و پنج‌ساله، اقدام به گزینش روش برتر در هر افق زمانی شده است و سپس رشد اقتصادی ایران برای دوره‌های متفاوت خارج از نمونه با روش‌های برتر، پیش‌بینی شده است. روش‌های مورد استفاده در این پژوهش در دو دسته روش‌های تک متغیره (شامل الگوریتم باکس جنکینز و مدل حالت-فضا) و روش‌های چند متغیره (شامل مدل اتورگرسیو برداری و مدل تصحیح خطای برداری) دسته بندی شده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از این است که روش‌های تک متغیره بطور کلی در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران بهتر عمل می‌کنند. نتایج همچنین مبین این است که پیش‌بینی با روش‌های چندمتغیره به دلیل حساسیت‌های موجود در این روش‌ها شامل تصریح مدل، لحاظ خصلت مانایی سری‌های مورد نظر در مدل‌سازی و معیار مورد استفاده جهت تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه، عملکردهای متفاوتی را نشان می‌دهند. با این حال روش‌های چند متغیره توانایی پیش‌بینی دقیقتر از روش‌های تک متغیره را تنها در کوتاه مدت (در این تحقیق یک سال) دارا می‌باشند.***

***طبقه‌بندی JEL: C32، C53، O47***

***واژه‌های کلیدی:*** *رشد اقتصادی، ایران، الگوریتم باکس- جنکینز، مدل حالت-فضا، مدل اتورگرسیو برداری سیمز، مدل تصحیح خطا ی برداری*

* به ترتیب، دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد.
(saarman2@yahoo.com)

**۱- مقدمه**

مطالعه و بررسی جنبه‌های مختلف رشد اقتصادی برای همه‌ی کارگزاران اقتصادی بسیار سودمند است. به منظور اتخاذ تصمیمات اقتصادی مناسب جهت کنترل شرایط اقتصادی و رسیدن به شرایط مطلوب، سیاستگذاران و تصمیم گیرندگان عالی کشورها، نیازمند شناخت دقیق عوامل موثر بر رشد اقتصادی هستند. بدیهی است که برای برنامه ریزی در همه سطوح (حتی در سطح یک بنگاه)، کارگزاران اقتصادی اعم از دولتی و خصوصی، با داشتن آگاهی نسبت به آینده متغیرهای کلان اقتصادی، توانایی تدوین برنامه‌های کارآتری را خواهند داشت. به بیانی دیگر در اختیار داشتن تصویری از وضعیت آینده متغیرهای کلان اقتصادی ابزاری کلیدی در فرآیند طراحی برنامه‌های بلندمدت و استراتژیک می‌باشد، تا آنجا که از پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی به عنوان یک جزء اصلی و مهم هر برنامه‌ی توسعه در سطح ملی و نیز در بخش های مختلف اقتصادی یاد می شود. وجود چنین موضوع با اهمیتی نیاز به مدل‌های پیش بینی اقتصادی را بوجود آورده است تا جایی که امروزه در موضوعات اقتصادی و بازرگانی پیش بینی به عنوان یکی از مهمترین شاخه‌های علمی مطرح است و روز به روز توسعه و پیشرفت می‌یابد. با توجه به اهمیت پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، مدل‌های متفاوتی جهت پیش بینی مقادیر آینده متغیرها معرفی شده‌اند. از آنجا که گزینش یکی از این مدل‌ها برای مسأله‌ای خاص تنها پس از انجام پیش‌بینی و مقایسه دقت پیش‌بینی این مدل‌ها امکان پذیر است، هیچ مدلی به طور قطعی بر سایر مدل‌ها برتری ندارد. در کشور ما که برنامه ریزی با افق بلند مدت جایگاه خاصی دارد، لزوم دسترسی به پیش‌بینی‌های دقیق از مقادیر آینده متغیرهای کلان مطرح می‌شود. هدف اساسی این مقاله گزینش روش سازگارتر با اطلاعات و آمار مربوط به ایران جهت پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران از میان برخی از روش‌های معمول در ادبیات اقتصادسنجی است. از طرفی حساسیت عملکرد پیش‌بینی مدل‌های چند متغیره اقتصادسنجی نسبت به نحوه‌ی تصریح این مدل‌ها، ما را بر آن خواهد داشت تا به جستجوی مدل مناسب در این زمینه پرداخته و سعی در ارائه مدلی مناسب برای توضیح رشد اقتصادی ایران نماییم. نتیجه این تلاش که می‌بایست با لحاظ شرایط خاص اقتصاد ایران انجام شود خود به عنوان یکی از اهداف مورد نظر این تحقیق مطلوب نظر محققان است و

می‌تواند مورد استفاده سایر محققانی که در زمینه‌ی بررسی رشد اقتصادی ایران فعالیت می‌کنند قرار گیرد.

## ۲- مبانی نظری

اهمیت زیاد رشد اقتصادی موجبات گستردگی و پیچیدگی مبانی نظری این موضوع اقتصاد کلان را فراهم آورده است تا جایی که رابرت لوکاس[۱] (۱۹۸۸) معتقد است که "هنگامی که اندیشیدن به رشد را آغاز می‌کنیم، فکر کردن به چیز دیگری مشکل می‌شود". از این‌رو پرداختن به بخشی با عنوان مبانی نظری رشد اقتصادی امری مشکل است. در پژوهش حاضر سعی شده تا برخی از جنبه‌های برجسته ادبیات نظری و تجربی رشد اقتصادی، شامل حقایق آشکار شده رشد، تئوری‌های رشد و ارتباط بین تئوری‌ها و رگرسیون‌های تجربی رشد، طی یک روند منطقی بصورت بسیار خلاصه و با ارجاع به منابع، مورد بررسی قرار گیرند. در قسمت (۲-۱) خلاصه‌ای از یکی از جدیدترین مطالب منتشر شده با عنوان حقایق آشکار شده رشد اقتصادی آورده شده است. در قسمت (۲-۲) مروری کوتاه بر تاریخچه نظریه‌های رشد به عنوان یکی از موضوعات اصلی مطرح در ادبیات رشد آورده شده است. اقتصاددانان معتقدند که نظریه های رشد جهت ادامه حیات خود به عنوان یک زمینه پویا در ادبیات اقتصادی، ناگزیر از ایجاد ارتباط با مشاهدات تجربی هستند. در قسمت (۲-۳) ارتباط بین تئوری‌های رشد و رگرسیون‌های تجربی رشد مورد بررسی قرار گرفته است.

### ۲-۱- مروری بر حقایق آشکار شده[۲] آماری مربوط به رشد اقتصادی

حقایق آشکار شده آماری که ابتدا توسط نیکلاس کالدور[۳] معرفی گردید به وجود نظم بلندمدت مستتر در آمار و اطلاعات مربوط به رشد اقتصادی اشاره دارد. سیمون کوزنتس[۴] در سال ۱۹۸۱ این حقایق را مورد بازبینی قرارداد. آنچه در زیر آمده است حقایق آشکار شده آماری است که توسط دورلاف[۵] و دیگران در سال

---

[1] Robert lucas
[2] Stylized facts
[3] Nicholas Kaldor
[4] Simon Kuznets
[5] Steven N. Durlauf et al.

۲۰۰۵ بر مبنای داده‌های آماری بلند مدت (۲۰۰۰-۱۹۶۰) برای مجموعه‌ای متشکل از ۱۰۲کشور گردآوری شده است. آنها هدف از ارائه این حقایق را شناسایی برخی از الگوهای اصلی مقطعی و دوره‌ای که محرک تلاش برای توسعه اقتصادسنجی رشد بوده‌اند عنوان می‌کنند. در این تحلیل جهان شامل ۱۰۲ کشوری است که جمعیت هر یک از آنها در سال ۱۹۶۰ حداقل ۳۵۰۰۰۰ نفر بوده است. بدیهی است که این نمونه در بر دارنده‌ی سهم بالایی از جمعیت جهان است. این محققان ضمن بررسی مبسوط آمار مذکور نتایج خود را به صورت زیر خلاصه می‌نمایند[۶].

۱. در طول یک دوره‌ی ۴۰ ساله در مجموع، اکثر کشورها غنی‌تر شده‌اند ولی نابرابری و پراکندگی وسیع درآمد باقی مانده است. صرفنظر از سطح توسعه‌ی اولیه، برای همه گروه‌ها بجز غنی‌ترین گروه، نرخ‌های رشد در یک دامنه گسترده تغییر کرده است.

۲. اگر چه نرخ‌های رشد گذشته پیش‌بینی کننده‌ی ضعیفی از رشدهای آینده ارائه داده‌اند ولی در طول زمان این قدرت پیش‌بینی به آهستگی دقیقتر می‌شود و بنابراین تمایز بین بازنده‌ها و برنده‌ها در حال ظاهر شدن است. بهترین عملکردها متعلق به کشورهای شرق و جنوب شرق آسیا بوده است که دارای نرخ‌های رشد بی‌سابقه و پایدار بوده‌اند. ضعیف‌ترین عملکردها عموماً متعلق به کشورهای جنوب صحرای آفریقا بوده است که در آنجا برخی کشورها بندرت رشد کرده‌اند و برخی دیگر حتی فقیرتر نیز شده‌اند. وضعیت آمریکای جنوبی و مرکزی نیز به طور مشهودی ناخوشایند است. در این مناطق بی‌ثباتی تولید بالاست و افت‌های شدید تولید غیرمعمول نیست.

۳. در بسیاری از کشورها نرخ رشد در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۸۰ پایین‌تر از سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۶۰ بوده است، و این افت رشد در اکثر توزیع‌های درآمدی مشاهده می‌شود. علاوه بر آن پراکندگی نرخ‌های رشد در دوره دوم نسبت به دوره اول افزایش داشته است.

[۶] جهت مشاهده جزئیات این مبحث، خواننده می‌تواند به منبع معرفی شده مراجعه نماید

حتی این مرور کوتاه بر حقایق آشکار شده نیز این نکته را آشکار می‌سازد که علاقه زیادی جهت بررسی و تفهیم آنها صرف شده است. پیچیدگی فرآیند رشد و کمبود داده‌های موجود دلیل سبب ارائه نظریاتی درمورد رشد اقتصادی، در قرن اخیر شده است. در ادامه این بخش مروری بر تاریخچه نظریه های رشد آورده شده است. از آنجا که نظریه های رشد دارای ادبیات بسیار گسترده‌ای هستند، سعی شده است مطالب به اختصار ارائه شوند.

### ۲-۲- تاریخچه مختصری از تئوری رشد نوین[۷]

اقتصاددانان کلاسیک نظیر آدام اسمیت[۸] (۱۷۷۶)، دیوید ریکاردو[۹] (۱۸۱۷)، توماس مالتوس[۱۰] (۱۷۹۸) و فرانک رمزی[۱۱] (۱۹۲۸)، آلین یانگ[۱۲] (۱۹۲۸) و جوزف شومپیتر[۱۳] (۱۹۳۴) بسیاری از اجزاء اصلی موجود در تئوری‌های جدید رشد اقتصادی را فراهم آورده‌اند.

از نظر تقدم زمانی، نقطه شروع تئوری رشد مدرن مقاله کلاسیک رمزی در سال ۱۹۲۸ است. کاری که چندین دهه از زمان خود پیش بود. برخورد رمزی با بهینه-یابی خانوار در طول زمان بسیار فراتر از کاربرد آن در تئوری رشد بود ولی فعالان اقتصاد تا دهه ۱۹۶۰ روش رمزی را یا نپذیرفتند و یا بطور گسترده مورد استفاده قرار ندادند. بین رمزی و اواخر دهه ۱۹۵۰، هارود[۱۴] (۱۹۳۹) و دومار [۱۵] (۱۹۴۶) سعی در تکمیل تحلیل کینزی با عناصر رشد اقتصادی کردند. آنها از یک تابع تولید با جانشینی ضعیف بین نهاده‌ها جهت تبیین ناپایداری ذاتی سیستم سرمایه‌داری استفاده کردند. از آنجا که آنها در زمان رکود بزرگ یا بلافاصله بعد از آن مدل خود را ارائه دادند، این مباحث با اقبال بسیاری از اقتصاددانان مواجه شد.

---

[۷] این مطلب برگرفته و تلخیصی از مطلبی با همین عنوان از بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵) است.

[8] Adam Smith
[9] David Ricardo
[10] Thomas Malthus
[11] Frank Ramsey
[12] Allyn Young
[13] Joseph Schumpeter
[14] Harrod
[15] Domar

گام بعدی که توسط سولو[۱۶] (۱۹۵۶) و سوان[۱۷] (۱۹۵۶) برداشته شد بسیار حائز اهمیت بود. جنبه‌های کلیدی مدل سولو- سوان شامل تصریح نئوکلاسیکی تابع تولید با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بازدهی نزولی هر یک از نهاده‌ها و کشش مثبت و ملایم جانشینی نهاده‌ها است. یکی از پیشگوئی‌های این مدل که به طور جدی به عنوان یک فرضیه تجربی در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته، همگرایی شرطی[۱۸] است. اینکه سطح اولیه پایین‌تر تولید ناخالص داخلی سرانه نسبت به وضعیت بلند مدت یا پایدار[۱۹]، سبب نرخ رشد بالاتر است. این خاصیت از فرض بازدهی نزولی سرمایه گرفته می‌شود.

کاس[۲۰] (۱۹۶۵) و کوپمنز[۲۱] (۱۹۶۵) با بازگرداندن تحلیل بهینه‌سازی مصرف کننده‌ء رمزی به مدل رشد نئوکلاسیک زمینه را برای تعیین درونزای نرخ پس‌انداز فراهم کردند. این بسط و گسترش سبب پویایی بیشتر شده ولی تمایل به حفظ فرضیه همگرایی شرطی داشت. درونزایی پس‌انداز نیز وابستگی نرخ رشد سرانه بلندمدت به پیشرفت فنی برونزا را برطرف نمی‌کرد.

آرو[۲۲] (۱۹۶۲) و ششینسکی[۲۳] (۱۹۶۷) مدل‌هایی را ساختند که در آنها ایده‌ها محصول فرعی غیرتعمدی[۲۴] تولید یا سرمایه‌گذاری بودند و مکانیزمی به عنوان یادگیری ضمن عمل[۲۵] ارائه کردند. در این مدل‌ها هر اکتشافی بلافاصله به تمام اقتصاد سرازیر می‌شود، یک فرآیند انتشار آنی که بدلیل ماهیت غیر رقابتی دانش به لحاظ فنی امکانپذیر است. بعدها رومر[۲۶] (۱۹۸۶) نشان داد که در این مورد چارچوب رقابتی جهت تعیین یک نرخ تعادلی پیشرفت فنی می‌تواند حفظ شود.

تئوری رشد احتمالاً بدلیل نقصان رابطه با تجربیات عملی، به طور چشمگیری در اوایل دهه ۱۹۷۰ درست قبل از انقلاب انتظارات عقلایی و شوک‌های نفتی به عنوان یک عرصه پویای تحقیق از بین رفت. برای یک دوره تقریباً پانزده ساله

---

[16] Solow
[17] Swan
[18] Conditional convergence
[19] Steady-state
[20] Cass
[21] Koopmans
[22] Arrow
[23] Sheshinski
[24] unintended
[25] Learning-by-doing
[26] Romer

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تحقیقات اقتصاد کلان بر نوسانات کوتاه مدت متمرکز شده بود. موضوعات عمده شامل ترکیب انتظارات عقلایی و مدل چرخه‌های تجاری، توسعه روش‌های ارزیابی سیاست‌ها و کاربرد مدل‌های تعادل عمومی در تئوری چرخه‌های تجاری واقعی بودند.

موج اولیه از تحقیقات جدید توسط رومر (۱۹۸۶) و لوکاس (۱۹۸۸) و ربلو[۲۷] (۱۹۹۱) بر پایه کارهای آرو (۱۹۶۲) و ششینسکی (۱۹۶۷) و اوزاوا[۲۸] (۱۹۶۵) انجام شد. در مدل‌های رشد معرفی شده، رشد می‌تواند بطور نامحدودی بالا رود چراکه بازدهی نسبت به سرمایه‌گذاری در کالای سرمایه‌ای (سرمایه در تعریف گسترده، که سرمایه انسانی را نیز در بر می‌گیرد) لزوماً با توسعه اقتصاد کاهش نمی‌یابد. انتشار سرریزهای دانش میان تولیدکنندگان و منافع خارجی سرمایه انسانی بخش‌هایی از فرآیندی هستند که از تمایل به کاهش بازده ذخیره سرمایه جلوگیری می‌کند. ادغام تئوری‌های R&D و رقابت ناقص در چارچوب رشد بوسیله رومر شروع شد و اگیون و هویت[۲۹] (۱۹۹۲) و گروسمن و هلپمن[۳۰] (۱۹۹۱) نقش‌های مهمی را ایفاء نمودند. در این مدل‌ها پیشرفت فنی از فعالیت‌های تحقیق و توسعه R&D ناشی می‌شود.

### ۲-۳- رگرسیون‌های رشد از تئوری تا تجربه

حقایق آشکار شده رشد اقتصادی منجر به توسعه تحلیل‌های اقتصادسنجی رشد در دو زمینه شده است. زمینه نخست در حیطه پرسش همگرائی مطرح می‌شود: آیا تفاوت‌های فعلی در کل اقتصادها در یک دوره به اندازه کافی بلندمدت حذف شدنی و ناپایدار است؟ دومین زمینه به شناسایی تعیین‌کننده‌های رشد مرتبط می‌شود: چه عواملی قادر به توضیح تفاوت‌ها در رشد می‌باشند؟ بطور مشخص هر کدام از این سوالات با تصریح یک مدل آماری از تفاوت رشد بین کشورها که آثار عوامل متفاوت بر رشد (شامل شرایط اولیه) را بتواند شناسایی کند، بسیار مرتبط است. دورلاف و دیگران(۲۰۰۵) نحوه اقتباس مدل آماری مربوط به تفاوت رشد بین کشورها از مدل‌های تئوریک را شرح می‌دهند. آنها با استفاده از یک چارچوب

[27] Rebelo
[28] Uzawa
[29] Aghion and Howitt
[30] Grossman and Helpman

نئوکلاسیک و نیز با استفاده از تحلیل پیشگامانه منکیو، رومر و ویل[۳۱] و اعمال چندین فرض منطقی رگرسیون استاندارد رشد که بدست آمده از فصل مشترک تئوری‌های رشد است را بصورت زیر ارائه می‌کنند.

$$\gamma_i = \psi X_i + \pi Z_i + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

در این معادله $\gamma_i$ رشد اقتصادی کشور i است و $\pi$ ، $\psi$ ماتریس ضرائب می‌باشند و $\varepsilon_i$ جزء اخلال معادله است. طبق این معادله رشد اقتصادی هر کشور به دو دسته از متغیرها مرتبط است. دسته اول (متغیرهای موجود در $X_i$) نمایانگر آندسته از تعیین کننده‌های رشد است که به وسیله مدل سولو پیشنهاد شده است در حالیکه $Z_i$ معرف آندسته از تعیین کننده‌های رشد است که خارج از تئوری اصلی رشد سولو قرار گرفته‌اند. تفکیک متغیرها به متغیرهای سولوئی و غیر سولوئی ($Z_i$) در فهم ادبیات تجربی مهم است. متغیرهای سولوئی معمولاً در مطالعات تجربی مختلف وجود دارند که این مطلب مبین این است که با مدل سولو به عنوان یک اساس و پایه برای تحلیل‌های رشد برخورد می‌شود این در حالیست که دامنه انتخاب مربوط به متغیرهای موجود در $Z_i$ بسیار وسیع است. معادله (۲-۱) پایه ای برای بخش اعظمی از اقتصادسنجی رشد فراهم می آورد. بدلیل استفاده وسیع بارو (۱۹۹۱) از چنین رگرسیونی جهت مطالعه تعیین کننده‌های رشد، این رگرسیون گاهی اوقات با نام رگرسیون بارو شناخته می‌شوند. دورلاف و دیگران از این مدل رگرسیونی امروزه به عنوان اسب بارکش تحقیقات تجربی رشد یاد می‌کنند. در تحلیل‌های تجربی نوین این معادله در چندین بعد گسترش یافته‌است. برخی از این ابعاد شامل کاربرد این معادله در زمینه داده‌های ترکیبی[۳۲] و تصریح‌های غیر خطی مدل‌ها است. در ادامه این مطلب به تقسیم بندی خاص ارائه شده توسط بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵) اشاره می‌شود تا تفکیک ارائه شده در معادله (۲-۱) تا اندازه‌ای روشن‌تر شود و سپس به بررسی متغیرهایی که می‌توانند در دسته دوم قرارگیرند می‌پردازیم.

بارو و سالای مارتین از یک چارچوب تجربی که نرخ رشد را به دو دسته از متغیرها مرتبط می‌کند استفاده کرده‌اند. دسته اول شامل متغیرهایی تحت عنوان متغیرهای وضعیت[۳۳] است که در این دسته متغیرهایی چون موجودی سرمایه

[31] Mankiw, Romer and Weil (1992)
[32] Panel data
[33] State variables

فیزیکی و موجودی سرمایه انسانی قرار می‌گیرند. دسته دوم شامل متغیرهای کنترل و محیطی[۳۴] می‌شود. اینکه چه متغیرهایی در یک رگرسیون رشد بعنوان متغیر کنترل یا محیطی قرار گیرد بحث برانگیز بوده است. در زیرسعی شده تا دشواری این گزینش تا حدی روشن شود.

**۲-۳-۱- متغیرهای تعیین کننده‌ی رشد**

همانطور که گفته شد فرضیه همگرائی در مطالعات تجربی توجه خاصی را بخود جلب کرده است اما حقیقت اینست که تمرکز اصلی تحقیقات تجربی رشد بر شناسایی عوامل تعیین کننده رشد می باشد. این تحقیقات سعی در تصریح $Z_i$ در معادله (۲-۱) دارند. دورلاف و دیگران (۲۰۰۵) جدولی از ۱۴۵ متغیر موثر بر رشد که در ادبیات تجربی با توجه به معیارهای مرسوم آماری معنی دار تلقی شده‌اند فراهم آورده‌اند[۳۵]. یک دلیل برای معرفی این تعداد زیاد از متغیرهای متفاوت، ملاحظات ناشی از اندازه گیری است. برای مثال این ادعا که آزادی داخلی رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در خصوص چگونگی اندازه‌گیری آزادی قضاوتی نمی کند. حتی با در نظر گرفتن این ملاحظات و دسته بندی متغیرها هنوز شاهد وجود ۴۳ دسته از متغیرهای مختلف موثر بر رشد هستیم. ذکر این نکته ضروری است که در جدول ارائه شده توسط دورلاف و دیگران متغیرهایی که به صورت ترکیب چند متغیر و یا تبدیل غیرخطی آنها مورد استفاده واقع شده، ذکر نگردیده است. این تعدد رگرسورهای بالقوه یکی از مشکلات جدی و اساسی در تحقیقات رشد است. سئوالی که در اینجا مطرح می‌شود اینست که آیا تئوری‌های رشد در حل این معضل می توانند کمک کنند؟ در پاسخ، بروک و دورلاف[۳۶] (۲۰۰۱) تئوری‌های رشد را دارای انتهای باز[۳۷] می‌دانند. انتهای باز به این معنی است که تئوری‌های رشد نوعاً با هم سازگارند. برای مثال یک تئوری که اهمیت نهاده‌ها را در رشد اقتصادی مطرح می‌کند بطور منطقی با تئوری که بر تأثیر شرایط جغرافیایی بر رشد تأکید دارد ناسازگار نیست. از اینرو اگر مجموعه‌ای از $K$ تئوری رشد بالقوه

---

[34] Control and environmental variables

[۳۵] این جدول بهمراه مطالعاتی که برای اولین بار از این متغیرها بصورت شفاف استفاده کرده‌اند در پژوهش دورلاف و دیگران آورده شده است. برای کسب اطلاعات بیشتر به منبع معرفی شده رجوع شود.

[36] Brock and Durlauf

[37] Open-ended

موجود باشد، همه آنها بطور منطقی با هم سازگارند، $2^k - 1$ تصریح بالقوه از معادله (۲-۱) که هر کدام متناظر با یک ترکیب خاص از تئوری‌هاست وجود خواهد داشت.

با توجه به مباحث ارائه شده نتیجه کلی این مباحث، عدم وجود یک چارچوب خاص جهت بررسی تجربی رشد اقتصادی است. بر همین مبنا در پژوهش حاضر با توجه خاص به تقسیم بندی ارائه شده توسط بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵) و نیز با لحاظ کردن شرایط خاص اقتصاد ایران، نتایج تحقیقات تجربی انجام شده و محدودیت موجود در آمار و اطلاعات اقدام به گزینش یک رگرسیون تجربی جهت بررسی رشد اقتصادی ایران شده است.

## ۳- پیشینه‌ی تحقیق

در این بخش به بررسی برخی از مطالعات انجام شده مرتبط با موضوع پژوهش پرداخته می‌شود. به دلیل ماهیت موضوع مورد بررسی در ابتدا پیشینه‌ای از مطالعات انجام شده با محوریت پیش‌بینی ارائه می‌شود و در ادامه به طور خلاصه پیشینه‌ای از مطالعات انجام شده با تمرکز بر متغیرهای تعیین‌کننده رشد خصوصاً در ایران آورده شده است.

### ۳-۱- مطالعات انجام شده با محوریت پیش‌بینی

پژوهش چارچ و کارام[۳۸] (۱۹۹۶) مطالعه‌ای است که در آن شبکه‌های عصبی برای پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی آمریکا نتایج دقیق‌تری از مدل‌های خطی ارایه نمی‌کنند. نویسندگان معتقدند که صرفنظر از نوع مدل تخمینی، انتخاب متغیرهای توضیحی نقش اصلی را در دقت پیش‌بینی‌ها ایفا می‌کند.

در مطالعه‌ای که توسط سوانسون و وایت[۳۹] (۱۹۹۷) انجام شد از روش‌های مختلف برای پیش بینی ۹ متغیر کلان آمریکا استفاده شد. روش‌های مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از مدل اتورگرسیو (AR)، مدل اتو رگرسیو برداری (VAR)، شبکه عصبی پیش خور[۴۰]، پیش‌بینی‌های حرفه‌ای بر اساس اجماع

[38] Church and Curram
[39] Swanson and Whit
[40] Feed Forward Neural Network

نظرکارشناسان و یک مدل خطی غیر تطبیقی[۴۱]. نتیجه آنکه اگر چه شبکه‌های عصبی عملکرد معقولی داشته‌اند اما مدل‌های خطی چند متغیره در مجموع عملکرد بهتری داشته‌اند. چنگ بنجامین و وی لای[۴۲] (۱۹۹۷) در نوشته‌ای، مطالعاتی که در بررسی رشد اقتصادی از تک معادلات رگرسیونی استفاده می‌کنند را در روش متزلزل می‌دانند و لزوم بررسی علیت به جای همبستگی را مطرح می‌کنند. آنها لازمه بررسی رشد به صورت تک معادله رگرسیونی را برونزایی قوی متغیرهای توضیحی می‌دانند. آنیتا قاتاک[۴۳] (۱۹۹۸) در تحقیقی با عنوان "مدل سازی اتورگرسیون برداری و پیش‌بینی رشد اقتصادی کره جنوبی" سعی در تخمین مدل های اتورگرسیو برداری (VAR) و همچنین اتورگرسیو برداری بیزی (BVAR) و نیز مدل‌های برداری تصحیح خطا (VECMs) داشته است. نتایج حاکی از این است که مدل‌های تصحیح خطا پیش‌بینی‌های دقیق‌تری از رشد در افق‌های متفاوت ارائه می‌کند. مشیری و کامرون[۴۴] (۲۰۰۰) عملکرد شبکه عصبی را با سایر روش‌های اقتصادسنجی سنتی و سری زمانی یک و چندمتغیره برای پیش بینی نرخ تورم کانادا مقایسه کردند. نتایج تفاوت محسوسی را میان دقت این مدل ها نشان نمی‌دهد. تنها در پیش‌بینی‌های پویا مدل اتورگرسیو برداری بیزی (BVAR) برای افق بلندمدت پیش‌بینی بهتری ارائه کرد. وان آرل، باس و هلوسکوا[۴۵] (۲۰۰۰) در پژوهشی اقدام به پیش بینی نرخ مبادله یورو در مقابل چهار ارز دیگر کرده اند. نتایج بدست آمده از این پژوهش نشان می دهد که الگوی ساده گام تصادفی در اغلب افق‌های پیش بینی، خصوصاً در افق های بلند مدت پیش-بینی‌های بهتری از مدل تصحیح خطای برداری انجام می‌دهد. دو پرز و ویت[۴۶] (۲۰۰۳)در تحقیقی اقدام به پیش‌بینی تقاضای گردشگر بین‌المللی کرده‌اند. آنها در این تحقیق تقاضای یک کشور مقصد را برای گردشگر از چهار کشور اروپایی (مبداء) با استفاده از روش تک متغیره باکس جنکینز (ARIMA)، روش تک متغیره حالت فضا[۴۷] و روش چند متغیره حالت فضا[۴۸] پیش بینی کرده‌اند و نهایتاً

[41] Linear Nonadaptive Model
[42] Cheng Benjamin and Wei Lai
[43] Anita Ghatak
[44] Moshiri and Cameron
[45] Van Aarle, Boss and Hlouskova
[46] Du Preez and Witt
[47] Univariate State Space
[48] Multivariate State Space

به این نتیجه رسیده‌اند که روش تک متغیره باکس جنکینز پیش بینی‌های بهتری انجام می‌دهد. کریستین شولز[۴۹] در سال ۲۰۰۷ در پژوهشی به پیش بینی رشد اقتصادی استونی به وسیله دو مدل متفاوت از مدل‌های عامل غیر قابل مشاهده پرداخته است. یکی از این مدل‌ها مدل حالت-فضا با مقیاس کوچک[۵۰] است و مدل دوم مدل ایستای مولفه‌ی اصلی با مقیاس بزرگ[۵۱] می‌باشد. نتایج ارزیابی نشان می دهد که این دو روش با دقت تقریباً برابری پیش بینی را انجام می‌دهند ولی هر دو مدل نسبت به مدل اتو رگرسیو معمولی بهترند. مشیری در سال ۱۳۸۰ در مقاله‌ای به پیش بینی تورم ایران با استفاده از مدل‌های ساختاری، سری زمانی و شبکه عصبی پرداخته است. وی پس از مقایسه دقت این مدل‌ها، مدل شبکه عصبی را مدل کارآتری تشخیص داده است. قدیمی و مشیری (۱۳۸۱) جهت مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران یک مدل شبکه عصبی طراحی کرده‌اند و پس از آن با استفاده از معیارهای ارزیابی دقت مدل‌های رقیب به مقایسه دقت پیش‌بینی مدل شبکه عصبی و رگرسیون ساختاری پرداخته‌اند. در این مطالعه مدل شبکه عصبی به عنوان مدل برتر انتخاب می‌شود. خشکه باری (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای از مدل‌های رگرسیونی، مدل اتورگرسیو برداری و مدل ARIMA برای پیش‌بینی نرخ تورم در ایران استفاده کرده است. مدل‌های ARIMA بعنوان بهترین مدل‌ها انتخاب شده-اند. سام دلیری و خلیلیان در سال ۱۳۸۴ در پژوهشی سعی بر انتخاب مدل مناسب برای پیش‌بینی رشد و تورم در بخش کشاورزی ایران کرده‌اند. به این منظور از مدل های هموار سازی هالت و وینترز[۵۲] و مدل باکس جنکینز استفاده شده است. این محققین سپس یک مدل شبکه عصبی مصنوعی را نیز طراحی کرده‌اند. نتایج بدست آمده حاکی از این است که شبکه عصبی طراحی شده دارای دقت پیش‌بینی کمتری از مدل‌های ARIMA و مدل هموار سازی هالت و وینترز است.

### ۳-۲- مطالعات انجام شده با تمرکز بر تعیین کننده‌های رشد

در جستجوی یک مدل آماری رضایت بخش جهت بررسی رشد، کار اصلی، تلاش مربوط به تشخیص متغیرهای مناسب جهت ورود به رگرسیون‌های خطی رشد

[49] Cristian Schulz
[50] Small Scale State Space
[51] Large Scale Principal Component
[55] Holt and Winters Smoothing

است. یک راهکار شناسایی متغیرهایی است که از طریق تجربی معنی‌داری آنها در بین تصریح‌های متفاوت تأیید شده است. این ایده اصلی تحقیق لوین و رنلت[۵۳] (۱۹۹۲) است. آنها از تحلیل مرزهای نهایی[۵۴] برای تشخیص تعیین کننده‌های رشد استفاده کردند. قاعده استفاده شده توسط این دو محقق این بود که متغیری به طور موثر رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد که ضریب تخمینی آن در تمام تصریح‌های متفاوت از فضای مدل معنی دار باشد و علامت ضریب نیز در تمام تصریح‌ها ثابت باشد. روش استفاده شده توسط لوین و رنلت یعنی تحلیل مرزهای نهایی توسط محققین بسیاری مورد انتقاد واقع شد[۵۵]. یکی از ضعف‌های اساسی مطرح شده این است که روش تحلیل مرزهای نهایی بیش از اندازه محافظه کارانه است.

سالای مارتین[۵۶] (۱۹۹۷b و ۱۹۹۷a) راه حل دیگری جهت شناسایی تعیین کننده‌های اصلی رشد ارائه کرد. وی x را تعیین کننده اصلی رشد می‌داند اگر متوسط وزنی سطوح معنی‌داری ضریب این متغیر در تصریح‌های مختلف قابل قبول باشد و در ۹۵ درصد از مدل‌های مختلف تخمینی علامت و معنی داریش را حفظ کند. سالای مارتین در این تحقیق دریافت که درآمد اولیه، نسبت سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی و آموزش راهنمایی همگی تعیین کننده اصلی رشد می‌باشند. اگرچه روش معرفی شده توسط سالای مارتین دارای مزیت‌هایی نسبت به تحلیل مرزهای نهایی است ولی این روش نیز فاقد توجیه آماری مناسب است.

در ایران مطالعات کمی در زمینه شناسایی تعیین کننده‌های اصلی رشد انجام شده است که در ادامه چند مقاله مرتبط با این موضوع آورده شده است. به سبب قلت تحقیقات انجام شده در زمینه شناسایی عوامل اصلی موثر در رشد اقتصادی ایران در این پژوهش از نتایج تحقیقاتی که اقدام به تشکیل یک رگرسیون کامل برای رشد اقتصادی ایران نموده‌اند استفاده خواهیم نمود.

درگاهی و قدیری (۱۳۸۲) در مقاله‌ای تحت عنوان "تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی در ایران: مروری بر الگوهای رشد درونزا"، پس از برآورد چند تصریح متفاوت از رگرسیون رشد چنین استنباط می‌کنند که تأثیر

---

[53] Levine and Renelt

[54] extreme bounds analysis

[۵۹] جهت کسب اطلاعات بیشتر به دورلاف و دیگران (۲۰۰۵) رجوع شود.

[60] Sala-i-Martin

عوامل تعیین کننده رشد در الگوهای درونزا در رشد اقتصادی ایران ناچیز است و یا به عبارتی دیگر اقتصاد ایران فاقد ساز و کارهای درونی رشد است. محققان در نهایت مخارج دولت و درآمدهای ارزی حاصل از نفت را به عنوان تنها تعیین کننده‌های اصلی رشد اقتصادی ایران معرفی می‌کنند.

سلمانی و یاوری (۱۳۸۴) متغیرهای درجه باز بودن تجاری، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، وفور منابع طبیعی، تغییر رابطه مبادله و نرخ تورم را بعنوان تعیین کننده‌های رشد قلمداد می‌کنند. نتایج حاکی از این است که GDP سرانه اولیه با رشد اقتصادی رابطه منفی دارد و وفور منابع و تورم نیز سبب کند شدن آهنگ رشد اقتصادی می‌شوند و سایر متغیرهای توضیحی رگرسیون دارای آثار مثبت بر رشد اقتصادی می‌باشند. نکته حائز اهمیت، تأثیر قوی متغیر حجم سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی است.

کمیجانی و معمارنژاد (۱۳۸۳) در مقاله‌ای تحت عنوان اهمیت کیفیت نیروی انسانی و تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی ایران به ساخت مدلی برای رشد اقتصادی ایران اقدام کرده‌اند. در این پژوهش ضمن بیان یکی از مدل‌های رشد درونزا متغیرهای موجود در رگرسیون تجربی رشد اقتصادی ایران معرفی می‌شوند. نتایج این مطالعه نشاندهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار نیروی کار، سرمایه فیزیکی و انسانی و صادرات نفتی بر رشد و نیز تأثیر منفی تورم بر رشد ایران می‌باشد. از طرفی رابطه معنی‌داری بین صادرات غیرنفتی و هزینه تحقیقات با رشد اقتصادی بدست نیامد.

از دیگر مطالعاتی که اقدام به تشکیل رگرسیون رشد برای اقتصاد ایران نموده‌اند می‌توان به مطالعات رهبر (۱۳۷۶)، اقبالی و دیگران (۱۳۸۴و۱۳۸۲)، دادگر و صالحی (۱۳۸۳)، تاری و ارضرومچیلر (۱۳۸۱)، پور فرج (۱۳۸۴)، گرجی و علیپوریان (۱۳۸۵)، نادری و شربت اوغلی (۱۳۸۶) اشاره نمود. هر کدام از این مطالعات با توجه به اهداف خود رگرسیون رشد را به نحوی تصریح کرده‌اند اما آنچه مشخص است اینست که اکثر مطالعات تجربی تورم را به عنوان یک متغیر محیطی اقتصاد ایران وارد رگرسیون‌های تجربی رشد نموده‌اند. ما نیز از این مطلب در فرآیند تصریح رگرسیون رشد استفاده خواهیم نمود.

## ۴- روش تحقیق

در این تحقیق از الگوهای سری زمانی تک متغیره و چند متغیره جهت پیش‌بینی پویای رشد اقتصادی ایران استفاده می‌شود. الگوهای سری زمانی تک متغیره، مقادیر فعلی یک متغیر را به مقادیر گذشته آن و مقادیر خطای حال و گذشته ارتباط می‌دهد. بنابراین این الگوها تنها از اطلاعات مربوط به داده‌های آماری استفاده می‌کنند و توجهی به مبانی نظری تئوری‌های اقتصادی ندارند. الگوهایی که سعی می‌کنند تا رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر و تعدادی از متغیرهای مختلف دیگر توضیح دهند. الگوهای سری زمانی چند متغیره نامیده می‌شوند[۵۷].

در الگوهای سری زمانی تک متغیره فرض بر این است که هیچ گونه اطلاعی در باره روابط علّی دنیای واقعی که متغیر مورد بررسی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نداریم. در حالیکه، در الگوهای اقتصادسنجی و سری‌های زمانی چند متغیره، متغیر مورد بررسی به صورت یک تابع از یک یا چند متغیر توضیحی بیان می‌شود. پیش‌بینی رشد اقتصادی توسط مدل‌های چند متغیره به دلیل وجود حساسیت‌های زیاد موجود در نحوه تصریح رگرسیون‌های رشد اقتصادی و همچنین حساسیت‌های موجود در روش‌های چند متغیره پیش‌بینی به امری مشکل مبدل شده است. در پژوهش حاضر سعی شده است تا حد امکان به حساسیت موجود در زمینه تصریح مدل با ایجاد ارتباط منطقی بین تئوری‌های رشد و رگرسیون‌های تجربی رشد(همانطور که در مبانی نظری اشاره شد) پاسخ داده شود. در زیر توضیحی کوتاه از روش های مورد استفاده در این تحقیق ارائه می شود.

### ۴-۱- مروری بر روش های پیش بینی

#### ۴-۱-۱- روش‌های تک متغیره

روش‌های تک متغیره مورد استفاده در این تحقیق شامل الگوریتم باکس-جنکینز[۵۸] و مدل حالت-فضا[۵۹] و الگوهای چند متغیره مورد استفاده شامل الگوی خود توضیح برداری[۶۰] و الگوی تصحیح خطای برداری[۶۱] است.

---

[۵۷] نوفرستی (۱۳۷۸)

[58] Box-jenkinz
[59] State space model
[60] Vector autoregressive model
[61] Vector error correction model

استفاده از الگوریتم باکس-جنکینز شامل چهار مرحله شامل شناسایی، برآورد، بازرسی تشخیصی و پیش‌بینی است.

در مرحله شناسایی با توجه به نتیجه آزمون ریشه واحد دیکی فولر تکمیل شده و نیز با توجه به مقادیر توابع خودهمبستگی جزیی (PACF) و خود همبستگی (ACF) می‌بایست نسبت به تعیین درجه انباشتگی (d) و گزینش رتبه اتورگرسیو (p) و میانگین متحرک (q) یا به عبارت دیگر گزینش مدل ARIMA(p,d,q) مناسب با داده‌ها اقدام شود.

مرحله دوم از الگوی باکس-جنکینز مرحله برآورد است. در این مرحله مدلی که در مرحله شناسایی گزینش شده است برآورد می شود. پس از انجام مرحله برآورد، جهت تشخیص نیکویی برازش مدل برگزیده، به بررسی مقادیر باقیمانده‌های رگرسیون برآوردی می‌پردازیم. اگر باقیمانده‌های این رگرسیون اغتشاش خالص[۶۲] باشد مدل برازش شده مدل مناسبی است. در آخرین مرحله این روش، از الگوی برگزیده در مراحل پیش جهت پیش بینی متغیر هدف در دوره‌زمانی مورد نظر استفاده می شود.

مدل حالت-فضا یکی از مدل‌های کاربردی و مهم در سری‌های زمانی است. هر مدلی که بصورت فضا حالت نوشته شود می‌توان آنرا با استفاده از روش‌های الگوریتمی برآورد، پیش‌بینی و یا هموار نمود که مهمترین این الگوریتم‌ها فیلتر کالمن است. فیلتر کالمن با استفاده از فرآیندهای بازگشتی، عمل بهنگام سازی را انجام می‌دهد و معمولاً نتایج بهتری نسبت به روش‌های کلاسیک ارائه می‌کند. دامنه وسیعی از مدل‌های سری زمانی شامل مدل رگرسیون خطی کلاسیک و مدل‌های ARIMA می‌توانند به عنوان حالت‌های خاصی از تصریح فضا حالت نوشته و برآورد شوند. مدل‌های فضا حالت در ادبیات اقتصادسنجی علاوه بر پیش‌بینی برای مدل متغیرهای غیر قابل مشاهده نظیر انتظارات عقلایی، مشاهدات مفقود[۶۳]، درآمد دائمی[۶۴]، عوامل غیر قابل مشاهده (چرخه‌ها و روندها) و نرخ بیکاری بدون شتاب[۶۵] بکار گرفته شده‌اند. معرفی مبسوط کاربردهای مدل‌های

[62] White noise
[63] Missing observations
[64] Permanent income
[65] Non-accelerating rate of unemployment

حالت-فضا در اقتصاد سنجی را می‌توان در هامیلتون[۶۶] (۱۹۹۴) و هاروی[۶۷] (۱۹۸۹) یافت.

ایده اساسی ورای نمایش یک سیستم خطی در قالب فضا حالت، نشان دادن پویایی‌های یک بردار $(n\times1)$ مشاهده شده $y_t$ بوسیله یک بردار $(r\times1)$ غیر قابل مشاهده $\xi_t$ است که بعنوان بردار حالت[۶۸] سیستم نامیده می‌شود. پویایی‌های بردار حالت از یک حالت عمومی AR گرفته شده است.

$$\xi \quad (۲)$$

در اینجا F یک ماتریس $(r\times r)$ و $\vartheta_t$ یک بردار $(r\times1)$ است که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس Q باشد. با انجام جایگزینی‌های متوالی خواهیم داشت:

$$\xi_{t+m} = F^m\xi_t + F^{m-1}\vartheta_{t+1} + F^{m-2}\vartheta_{t+2} + \cdots + F^1\vartheta_{t+m_1} + \vartheta_{t+m} \quad (۳)$$

که $F^m$ همان ماتریس F است که m بار در خودش ضرب شده است. از اینرو

$$E\left(\xi_{t+m}\middle|\xi_t, \xi_{t-1}, \dots\right) = F^m\xi_t \quad (۴)$$

و بنابراین مقادیر آتی بردار حالت تنها از طریق مقدار جاری $\xi_t$ به $\left(\dots \text{و} \xi_{t-1} \text{و} \xi_t\right)$ بستگی دارد. این مطلب تحلیل پویایی‌های فرآیند را به شدت ساده می‌سازد و ارزش نوشتن مدل‌ها در قالب فضا حالت در همین مطلب نهفته است. متغیرهای مشاهده شده از طریق معادله مشاهده[۶۹] با بردار حالت سیستم مرتبط‌اند.

$$y_t = \acute{A}\, x_t + H'\xi_t + \omega_t \quad (۵)$$

که در اینجا $y_t$ یک بردار $(n\times1)$ از متغیرهایی است که در زمان t مشاهده می‌شوند، $\acute{H}$ یک ماتریس $(n\times r)$ از ضرائب است و $\omega_t$ یک بردار $(n\times1)$ است که می‌تواند به عنوان خطای اندازه‌گیری لحاظ شود. فرض می‌شود که $\omega_t$ دارای توزیع

[66] Hamilton (1994, chapter 13)
[67] Harvey (1989, chapters 3,4)
[68] State vector
[69] Observation equation

نرمال با میانگین صفر و واریانس $\mathbf{R}$ باشد و مستقل از $\xi_1$ و $\vartheta_t$ نیز باشد. برای زمان‌های $t = 1,2, \ldots$ معادله (۴-۴) همچنین شامل $x_t$ نیز می‌باشد که یک بردار $(k\times1)$ از متغیرهای مشاهده شده برونزا و یا از پیش‌تعیین شده است و از طریق یک ماتریس ضرائب $(n\times k)$ یعنی $\acute{A}$ در معادله وارد شده است. در فرآیند تعریف یک مدل در چارچوب فضای حالت این آزادی انتخاب وجود دارد که متغیری درون $\xi_t$ گنجانده شود یا درون بردار متغیرهای از پیش‌تعیین شده $x_t$. همین آزادی انتخاب زمینه را برای وجود الگوریتم‌های متفاوت جهت تبدیل مدل‌های گوناگون به مدل حالت-فضا فراهم آورده است. در مدل‌های فضای حالت باید دو فرض زیر برقرار باشند:

۱) برای استفاده از مدل‌های فضا حالت لازم است مقدار اولیه برای بردار حالت در نظر گرفته شود.

۲) اغتشاشات $\omega_t$ و $\vartheta_t$ در تمام دوره‌های زمانی غیر همبسته‌اند.

معادلات (۴-۱) و (۴-۴) تشکیل یک نمایش خطی از رفتار پویای $y_t$ را می‌دهند که همان نمایش فضا حالت است. حال هر مدلی را که بتوان بصورت فضا حالت نوشت با استفاده از آن می‌توان با بسیاری از الگوریتم‌های مهم و کاربردی، بردار پارامترهای مدل را برآورد کرد و یا مشاهدات آینده را پیش‌بینی نمود. مهمترین الگوریتم برای فضا حالت فیلتر کالمن است. فیلتر کالمن یک فرآیند بازگشتی برای محاسبه برآوردگرهای بهینه بردار حالت در زمان $t$ است که بستگی به اطلاعات موجود تا زمان $t$ دارد. این اطلاعات شامل مشاهده $y_t$ و مشاهدات قبل از آن می‌باشد. جهت آشنایی با فیلتر کالمن و نحوه بهنگام سازی بردار حالت توسط این فیلتر می‌توان به هامیلتون (۱۹۹۴) مراجعه کرد.

### ۴-۱-۲- روش‌های چندمتغیره

در ادبیات تجربی و تئوریک گونه‌های مختلفی از مدل‌های اتو رگرسیو جهت بهبود دقت پیش‌بینی این روش معرفی شده‌اند. مدل اصلی معرفی شده توسط سیمز[۷۰] به عنوان یکی از روشهای پراستفاده در ادبیات مطرح است. در این روش از سری‌های زمانی مورد استفاده بدون در نظر گرفتن ماهیت مانایی آنها استفاده می‌شود.

[70] Original Sims model

گام نخست برای انجام پیش‌بینی با مدل سیمز تعیین تعداد وقفه بهینه است. ذکر این مطلب ضروریست که لاتکپول[۷۱] (۱۹۹۱) معتقد است که در نمونه‌های کوچک هیچ روش قطعی جهت تعیین تعداد وقفه وجود ندارد. از طرفی خیم و لیو[۷۲] (۲۰۰۴) با بررسی معیارهای متفاوت جهت تعیین تعداد وقفه بهینه به این نتیجه رسیدند که امکان تعیین وقفه صحیح با استفاده از معیار آکائیک (AIC) بیشتر است. تمایل معیار شوارتز بیزین (SBC) به تصریح مختصرتر نیز سبب استفاده گسترده از این معیار در کارهای تجربی با حجم نمونه کوچک شده است.

یکی از ایرادات اساسی وارد بر مدل‌های اتورگرسیو برداری سیمز نادیده گرفتن ماهیت مانایی سری‌های زمانی مورد استفاده است. یک راهکار جهت رفع این ایراد استفاده از مدل‌های اتورگرسیو برداری بر مبنای هم‌جمعی[۷۳] و یا چارچوب تصحیح خطای این مدل‌ها است.

لازمه تعریف چارچوب مدل تصحیح خطای برداری اثبات وجود رابطه بلند مدت یا رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مورد بررسی است. روش‌های هم‌جمعی انگل گرنجر[۷۴] (۱۹۸۷)، یوهانسون (۱۹۸۸) و یوهانسون و ژسیلیوس[۷۵] (۱۹۹۰) در نمونه‌هایی با حجم کم قابل اتکا نیستند، (ماه[۷۶]، ۲۰۰۰). ضمن اینکه در صورتی که سری‌های مورد استفاده مخلوطی از سری‌های I(1) و I(0) باشند، روش مناسب جهت یافتن بردار هم‌جمعی، روش اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی یا ARDL است. اجرای روش ARDL در مطالعات تجربی در دو مرحله صورت می‌گیرد که مرحله اول حصول اطمینان از وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مورد بررسی است و مرحله دوم شامل گزینش مدل ARDL مناسب و نهایتاً برآورد رابطه بلند مدت است. سپس با استفاده از روابط بلند مدت، اقدام به برآورد چارچوب تصحیح خطای مدل‌های اتورگرسیو برداری خواهد شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[71] lutkepohl
[72] Khim and Liew
[73] VAR models based on cointegration
[74] Granger
[75] Johanson and **Joselius**
[76] Mah

### ۴-۲- روش ارزیابی پیش‌بینی‌ها

برای ارزیابی پیش‌بینی‌ها، معمولاً از خطاهای پیش‌بینی و یا توابعی از آنها استفاده می‌شود. بطور معمول از سه معیار RMSE[۷۷]، MAE[۷۸] و MAPE[۷۹] برای این منظور استفاده می‌شود. کوچکی این معیارها برای هر الگو نشانگر قدرت بالاتر آن الگو در پیش‌بینی است و می‌تواند نشانگر انتخاب مدل مناسب نیز باشد. در ادامه به معرفی و برآورد مدل‌های مورد استفاده در این پژوهش و همچنین تجزیه و تحلیل نتایج خواهیم پرداخت.

## ۵- برآورد مدل‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج

به منظور پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش های تک متغیره در این پژوهش از دو الگوریتم باکس-جنکینز و مدل حالت-فضا استفاده خواهد شد. تولید ناخالص داخلی ایران (g) به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و به میلیارد ریال که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه و منتشر شده است مبنای محاسبه شاخص رشد اقتصادی بوده است. دوره زمانی مورد استفاده فاصله سال‌های (۱۳۳۸-۱۳۸۵) را پوشش می‌دهد. در ادامه الگوریتم باکس-جنکینز را به صورت گام به گام پیاده می‌کنیم و پس از ارائه نتایج، مدل حالت فضا را برای پیش‌بینی بکار می‌بریم.

### ۵-۱- کاربرد الگوریتم باکس-جنکینز برای پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران

در زیر چهار مرحله این الگوریتم مورد اشاره در بخش روش تحقیق شامل شناسایی، برآورد، بازرسی تشخیصی و پیش‌بینی بصورت مرحله به مرحله ارائه شده است.

#### ۵-۱-۱- شناسایی

با توجه به نتیجه آزمون ریشه واحد دیکی فولر تکمیل شده[۸۰] و آماره آزمون (۴/۰۳۴۷-)، سری رشد اقتصادی ایران یک سری ماناست یا به عبارت دیگر I(0)

[77] Root mean square error
[78] Mean absolute error
[79] Mean absolute percentage error
[۸۰] در این پژوهش بدلیل رعایت اختصار از آوردن برخی از نتایج صرفنظر شده است

است پس مدل گزینش شده یک مدل ARMA خواهد بود. حال با استفاده از نمودار همبستگی نگار[۸۱] (نمودار شماره (۱) ضمیمه) تا ۲۰ وقفه برای سری رشد اقتصادی ایران آورده شده است. با توجه به شکل تابع خود همبستگی نمونه، الگوی MA(2) پیشنهاد می‌شود و نیز با توجه به مقادیر تابع خودهمبستگی جزئی، الگوی پیشنهادی این مقادیر AR(2) (وقفه اول و هفتم) است. بنابراین الگوی ترکیبی پیشنهادی ARMA(2,2) است. جدول ۱ در گزینش مدل بهینه به ما کمک می کند.

**جدول ۱:** انتخاب مدل بر اساس معیارهای SBC , AIC برای الگوهای باکس جنکینز

| مدل | SBC | AIC |
|---|---|---|
| AR(2) | -۲/۵۲۸۱ | -۲/۶۱۶۱ |
| MA(2) | -۲/۵۹۴۶ | -۲/۷۱۷۴ |
| ARMA(2,2) | -۲/۶۴۵۴ * | -۲/۸۶۵۳ * |

با توجه به مقادیر بدست آمده برای معیارهای AIC و SBC الگوی برگزیده در این تحقیق ARMA(2,2) می باشد. این الگو به شکل زیر برای داده‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۰ برآورد شده است:

$$g = \underset{(2.706)}{0.0544} - \underset{(-1.6596)}{0.2997}(AR(1)) + \underset{(1.9227)}{0.2473}(AR(7)) + \underset{(7.2355)}{1.0141}(MA(1)) + \underset{(26.2535)}{0.9949}(MA(2)) \quad (۵)$$

مقادیر درون پرانتز مقدار آماره t مربوط به هر ضریب را ارائه می‌کنند. آنچه مشخص است این است که تمام ضرایب بدست آمده در سطح معنی داری ۱۰٪ بامعنی‌اند. جهت تشخیص نیکویی برازش مدل برگزیده، به بررسی مقادیر باقیمانده‌های رگرسیون (۵) برآوردی می‌پردازیم. اگر باقیمانده‌های این رگرسیون اغتشاش خالص[۸۲] باشد مدل برازش شده مدل مناسبی است. در قسمت ضمیمه، (نمودار (۲)) نمودار همبستگی نگار و همچنین آماره‌های Q جانگ- باکس و احتمالات مربوطه حاکی از پذیرش فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی در تمام وقفه‌ها است. بنابراین مشخص است که سری باقیمانده‌های مدل برازش شده اغتشاش خالص است. البته این نتیجه با آزمون ریشه واحد نیز مورد تأیید واقع شده است (ADF=-6.14). با این شرایط اقدام به پیش بینی مقادیر آینده سری زمانی رشد اقتصادی ایران با مدل برگزیده ARMA می‌نماییم.

[81] Correlogram
[82] White noise

مقادیر پیش بینی پویای رشد اقتصادی برای دوره‌زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۰ در جدول شماره (۲) آمده است.

**جدول ۲:** مقادیر واقعی و پیش‌بینی حاصل از مدل ARMA

| سال | مقدار واقعی | مقدار پیش‌بینی | خطای پیش‌بینی |
|---|---|---|---|
| ۱۳۸۱ | ۸/۰۸۰۶ | ۵/۰۰۵۳ | -۳/۰۷۵۳ |
| ۱۳۸۲ | ۶/۰۰۸۲ | ۶/۱۹۶۴ | ۰/۱۸۸۱ |
| ۱۳۸۳ | ۵/۱۳۷۷ | ۴/۹۲۷۷ | -۰/۲۱۰۱ |
| ۱۳۸۴ | ۶/۳۶۳۰ | ۴/۹۸۴۸ | -۱/۳۷۸۲ |
| ۱۳۸۵ | ۶/۵۵۰۴ | ۴/۹۱۰۷ | -۱/۶۳۹۷ |

**۵-۲- کاربرد مدل حالت-فضا برای پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران**

در بخش ۴-۱، الگوریتمی برای تبدیل مدل ARMA به مدل حالت-فضا ارائه شده است. بر آن اساس معادله اندازه به صورت زیر خواهد بود.

g (۶)

ماتریس F نیز به صورت زیر تعریف می شود.

$$F = \begin{bmatrix} \emptyset_1 & \emptyset_7 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

بنابراین معادله انتقال به صورت زیر خواهد بود.

$$\xi_{t+1} = \begin{bmatrix} \emptyset_1 & \emptyset_7 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \xi_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

توجه شود که در مدل ARMA(p,q) ، r برابر $\max(p, q+1)$ لحاظ می‌شود. مقادیر ابتدایی بردار حالت توسط نرم افزار انتخاب شده است. مقادیر برآوردی برای ضرایب به صورت زیر بوده است.

$$g = \underset{(4.2034)}{0.05960} - \underset{(-8.4126)}{0.8526(AR(1))} - \underset{(-3.2001)}{0.2505(AR(7))} + \underset{(8.9675)}{1.4347(MA(1))} + \underset{(4.9164)}{0.7371(MA(2))}$$

$$R^2 = 0.34$$

ضرایب برآوردی در این روش از توزیع نرمال پیروی می‌کنند. بنابراین مقادیر ارائه شده در پرانتز در زیر ضرائب مقادیر آماره Z را نشان می‌دهند. مقادیر ضرایب بدست آمده در این رگرسیون، همگی در سطح اهمیت ۵٪ معنی‌دارند. مقادیر پیش‌بینی شده رشد اقتصادی بر اساس این مدل در جدول (۳) گزارش شده است.

**جدول۳:** مقادیر واقعی و پیش‌بینی حاصل از مدل فضا - حالت

| سال | مقدار واقعی | مقدار پیش‌بینی | خطای پیش‌بینی |
|---|---|---|---|
| ۱۳۸۱ | ۸/۰۸۰۶ | ۵/۰۵۱۵ | -۳.۰۲۹۲ |
| ۱۳۸۲ | ۶/۰۰۸۲ | ۶/۶۵۱۷ | ۰/۶۴۳۴ |
| ۱۳۸۳ | ۵/۱۳۷۷ | ۶/۱۲۶۵ | ۰/۹۸۸۷ |
| ۱۳۸۴ | ۶/۳۶۳۰ | ۶/۶۳۲۰ | ۰/۲۶۸۹ |
| ۱۳۸۵ | ۶/۵۵۰۴ | ۵/۷۶۳۵ | -۰/۷۸۶۹ |

## ۵-۳- پیش بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش‌های چند متغیره

### ۵-۳-۱- معرفی مدل و متغیرهای مورد استفاده

برای تشکیل رگرسیون تجربی رشد در این پژوهش ضمن اتکا به نتایج برخی از مطالعات تجربی رشد در ایران از چارچوب معرفی شده توسط بارو و سالای مارتین استفاده شده است. برای استفاده از این چارچوب می‌بایست متغیرهایی معرفی شوند که قابلیت دسته‌بندی در دو دسته متغیر با عناوین متغیرهای وضعیت و متغیرهای کنترل (محیطی) را داشته باشند. سه متغیر حجم سرمایه (CS)، نیروی کار (POW) و سرمایه انسانی (HC) به عنوان متغیرهای وضعیت معرفی شده است که با توجه به مطالب ارائه شده در بخش مبانی نظری یک ترکیب منطقی به شمار می‌آید. دسته دوم متغیرهای کنترل یا محیطی هستند که همانطور که در بخش‌های قبل اشاره شد هیچ اجماع و اتفاق نظری بر متغیرهای موجود در این دسته وجود ندارد. با توجه به شرایط خاص اجتماعی و اقتصادی ایران و با استمداد از نتایج پژوهش درگاهی و قدیری (۱۳۸۲) به عنوان یکی از معدود تحقیقاتی که سعی در شناخت تعیین کننده‌های اصلی رشد در ایران داشته‌اند و نیز لحاظ نتایج پژوهش کمیجانی و معمارنژاد (۱۳۸۳) اقدام به گزینش متغیرهای کنترل رگرسیون تجربی رشد شده است. این متغیرها شامل درآمدهای حاصل از صادرات نفتی (XOIL)، مخارج دولت (CGOV) و تورم (INF) هستند. ذکر این نکته ضروریست که نتایج پژوهش‌های درگاهی و قدیری (۱۳۸۲) و کمیجانی و معمارنژاد (۱۳۸۳) در اکثر مطالعات مشابه دیگر نیز مورد تأیید قرار گرفته است، لیکن دلیل انتخاب این دو مطالعه، سعی این مطالعات در ایجاد ارتباط بین تئوری‌های رشد و رگرسیون تجربی مورد استفاده در پژوهش خود بوده است. مدل مورد استفاده بصورت زیر خواهد بود:

$$GDP = f(CS, POW, HC, CGOV, XOIL, INF)$$

توضیح متغیرهای مورد استفاده به شرح زیر است.

تولید ناخالص داخلی (GDP): سطح تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ است. از آنجایی که هدف برآورد رشد اقتصادی است، پس از تخمین GDP از این مدل( $GDP^{\wedge}$ )، رشد اقتصادی با استفاده از رابطه رشد[۸۳] برآورد می شود.

حجم سرمایه (CS): به دلیل عدم وجود داده‌های سری زمانی موجودی سرمایه، برآوردهای زیادی از موجودی سرمایه ایران با استفاده از روش‌های مختلف انجام شده است. اما به دلیل عدم انطباق نمونه‌های برآوردی با نمونه مورد استفاده در این تحقیق امکان استفاده از این برآوردها فراهم نگردیده است. از اینرو در پژوهش حاضر از فرمول زیر به عنوان نماینده موجودی سرمایه استفاده شده است.

$$CS_t = \sum_{i=1}^{t} (I_G - D_E)_i$$

که $cs_t$ حجم سرمایه در سال t، $I_G$ سرمایه گذاری ناخالص (در ساختمان و ماشین آلات، مجموع دولتی و خصوصی) و $D_E$ استهلاک سرمایه‌های ثابت است. توجه شود که آمار مربوطه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و به میلیارد ریال از آمارهای بانک مرکزی استحصال گردیده است. آنچه مشخص است اینست که فرمول ارائه شده در بالا نمایانگر تعدیل موجودی حجم سرمایه است. از اینرو جهت حصول اطمینان از دقت نسبی این نماینده معرفی شده، اقدام به مقایسه این سری با سری موجودی سرمایه برآورد شده توسط بانک مرکزی در بازه زمانی (۱۳۸۰-۱۳۵۲) نموده‌ایم که ضریب همبستگی حدود ۹۷٪ حاکی از شایستگی نسبی این نماینده جهت به کارگیری در رگرسیون رشد است.

نیروی کار شاغل (POW): اطلاعات جمعیت شاغل در مقاطع زمانی مربوط به سال های سرشماری و یا نمونه گیری موجود است اما در فواصل بین آنها آماری موجود نیست. در نتیجه برای سال‌هایی که آمار موجود نیست از برآورد آنها استفاده شده است. برآوردهای مورد استفاده برای این سری زمانی از مقاله امینی و دیگران (۱۳۸۷) گرفته شده است. آمار استفاده شده به هزار نفر است.

سرمایه انسانی (HC): این متغیر با استفاده از شاخص تعداد فارغ التحصیلان دانشگاهی شاغل (به هزار نفر) مورد استفاده قرار گرفته است. از آنجا که در

[83] $(GDP^{\wedge}_{t} - GDP^{\wedge}_{t-1})/GDP^{\wedge}_{t-1}$

سال‌های اخیر به مرور فاصله بین فارغ التحصیلان دانشگاهی و فارغ التحصیلان دانشگاهی شاغل افزایش یافته است از این شاخص استفاده شده است. لازم به ذکر است این آمار نیز از برآوردی که توسط وزارت کار و امور اجتماعی انجام شده، به انضمام برخی از آمارهای سالنامه آماری مرکز آمار ایران گرفته شده است.

مخارج دولت (CGOV): با استفاده از مخارج مصرفی دولت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ به میلیارد ریال که از آمارهای حساب‌های ملی بانک مرکزی ایران بدست آمده است. به طور کلی اعتقاد بر این است که فعالیت‌های مختلف دولت نظیر تهیه و تدارک خدمات زیربنایی، حمایت از دارایی‌ها، تشویق و حمایت از تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی اثر مثبت می‌گذارد.

درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز (XOIL): از درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز به میلیون دلار استفاده شده است. از آنجا که درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز منبع اصلی درآمدهای ارزی کشور را تشکیل می‌دهد، نوسانات در درآمدهای حاصل از آن بر اقتصاد کشور تأثیرات شگرفی دارد بطوریکه این تأثیر بر اقتصاد ایران قابل اغماض نمی‌باشد. منبع آمار این متغیر، شماره‌های مختلف سالنامه آماری مرکز آمار ایران است

تورم (INF): نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) که آمار مربوط به این متغیر از آمار صندوق بین المللی پول اتخاذ گردیده است. تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی ایران در بسیاری مطالعات مورد تأیید قرار گرفته است.

با استفاده از مدل معرفی شده در بالا، با چارچوب‌های مختلف چند متغیره اقدام به پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران خواهیم نمود. در ادامه پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل اصلی سیمز و مدل تصحیح خطای برداری انجام می‌شود.

### ۵-۳-۲- پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل اتورگرسیو برداری سیمز

گام نخست برای انجام پیش‌بینی با مدل سیمز تعیین تعداد وقفه بهینه است. ذکر این مطلب ضروریست که لاتکپول[۸۴] (۱۹۹۱) معتقد است که در نمونه‌های کوچک

[84] Lutkepohl

هیچ روش قطعی جهت تعیین تعداد وقفه وجود ندارد. از طرفی خیم و لیو[۸۵] (۲۰۰۴) با بررسی معیارهای متفاوت جهت تعیین تعداد وقفه بهینه به این نتیجه رسیدند که امکان تعیین وقفه صحیح با استفاده از معیار (AIC) بیشتر است. تمایل معیار به تصریح مختصرتر نیز سبب استفاده گسترده از این معیار در کارهای تجربی با حجم نمونه کوچک شده است. در این پژوهش از دو معیار آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) استفاده شده است. به دلیل قلت داده‌های موجود حداکثر تعداد وقفه، سه وقفه لحاظ شده است. نتایج[۸۶] حاکی از این است که هر دو معیار تعداد وقفه سه را بعنوان وقفه بهینه پیشنهاد می‌کنند. بنابراین با این تعداد به برآورد مدل و سپس پیش‌بینی بر مبنای مدل برآوردی می‌پردازیم. رگرسیون رشد از این سیستم هفت معادله‌ای بصورت زیر است.

$$gdp_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{3} \beta_j\, gdp_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} \theta_j\, cs_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} \rho_j\, pow_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} \sigma_j\, hc_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} \varphi_j\, xoil_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} \omega_j\, cgov_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} \pi_j\, inf_{t-j} + \varepsilon_i \quad (۷)$$

مقادیر پیش‌بینی، با استفاده از رابطه رشد و براساس برآوردهای حاصل از این مدل، در جدول (۴) ارائه شده است.

**جدول ۴:** مقادیر واقعی و پیش‌بینی حاصل از مدل اتورگرسیو اصلی سیمز

| سال | مقدار واقعی | مقدار پیش‌بینی | خطای پیش‌بینی |
|---|---|---|---|
| ۱۳۸۱ | ۸/۰۸۰۶ | ۳/۳۲۷۴ | -۴/۷۵۳۲ |
| ۱۳۸۲ | ۶/۰۰۸۲ | -۰/۰۹۴۶ | -۶/۱۰۲۸ |
| ۱۳۸۳ | ۵/۱۳۷۷ | -۱/۸۹۲۹ | -۷/۰۳۰۷ |
| ۱۳۸۴ | ۶/۳۶۳۰ | -۲/۰۵۲۵ | -۸/۴۱۵۵ |
| ۱۳۸۵ | ۶/۵۵۰۴ | -۲/۴۳۴۲ | -۸/۹۸۴۶ |

نکته مشهود در بررسی نتایج ارائه شده در جداول فوق، عملکرد نسبتاً ضعیف این مدل‌ها است و نیز اینکه با افزایش افق پیش‌بینی خطاهای پیش‌بینی افزایش می‌یابند. دلیل این اتفاق را می‌توان ناشی از پویایی‌های مدل اتورگرسیو برداری و انتقال خطای پیش‌بینی سایر متغیرها به رگرسیون رشد دانست.

[85] Khim and Liew

[۸۶] در این تحقیق بدلیل رعایت اختصار برخی از نتایج آورده نشده است.

نتایج آزمون دیکی فولر تکمیل شده حاکی از اینست که سری زمانی تورم (INF)، در سطح ۵٪ مانا است. این در حالیست که سایر سری‌های زمانی مورد استفاده یعنی تولید ناخالص داخلی (GDP) و حجم سرمایه (CS)، سرمایه انسانی (HC)، نیروی کار (POW)، درآمدهای نفتی (XOIL) و مخارج دولت (CGOV) همگی انباشته از درجه یک هستند.

### ۵-۳-۳- پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری

در زیر مراحل انجام این روش به تفکیک مراحل شرح داده شده است.

مرحله اول با برآورد رگرسیون زیر و اعمال قیدی که در ادامه آمده است از وجود رابطه بلند مدت اطمینان حاصل می‌کنیم. توجه شود که حرف d ابتدای نام متغیرها نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول این متغیرها است.

$$\begin{aligned} dgdp_t = {} & \alpha_0 + \alpha_1 dgdp_{t-1} + \alpha_2 dcs_{t-1} + \alpha_3 dpow_{t-1} + \alpha_4 dhc_{t-1} \\ & + \alpha_5 dxoil_{t-1} + \alpha_6 dcgov_{t-1} + \alpha_7 dinf_{t-1} \\ & + \beta_1 gdp_{t-1} + \beta_2 cs_{t-1} + \beta_3 pow_{t-1} + \beta_4 hc_{t-1} \\ & + \beta_5 xoil_{t-1} + \beta_6 cgov_{t-1} + \beta_7 inf_{t-1} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (۸)$$

پس از برآورد رگرسیون فوق جهت حصول اطمینان از وجود رابطه بلند مدت قید زیر را اعمال می‌کنیم.

$$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$$

آماره آزمون بدست آمده از اعمال قید فوق به صورت زیر است.

$$F(7,22) = 3.27$$

پس از محاسبه مقدار آماره آزمون می‌بایست آنرا با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران مقایسه کنیم. مقادیر بحرانی متناظر با شش متغیر توضیحی و بدون عرض از مبدأ در زیر آمده است.

**جدول ۵:** مقادیر بحرانی جدول پسران با شش متغیر توضیحی با عرض از مبدأ و بدون روند در سطوح مختلف

| ٪۹۵ | | ٪۹۰ | |
|---|---|---|---|
| I(1) | I(0) | I(1) | I(0) |
| ۳/۶۴۶ | ۲/۴۷۶ | ۳/۲۵ | ۲/۱۴۱ |

مأخذ: پسران و پسران (۱۹۹۷)

مقایسه مقدار آماره آزمون با مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول فوق مبین تأیید فرضیه وجود رابطه بلند مدت (هم‌جمعی) بین متغیرهای مورد بررسی در سطح قابل قبولی است. با توجه به هر دو معیار شوارتز بیزین (SBC) و آکائیک (AIC) روابط بلند مدت برآورد می‌شود. نتایج گزینش مدل اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی با این دو معیار و نیز روابط بلند مدت در جدول شماره (۶) آمده است. نکته بارز در برآورد روابط بلند مدت این است که ضرایب به دست آمده از طریق ARDL گزینش شده توسط معیار AIC دارای انحراف معیار کمتر و به تبع آن مقدار آماره t بیشتری را نشان می دهند. معنی داری تمام ضرایب برآوردی در رابطه بلند مدت، تأثیر منفی تورم و تأثیر مثبت سایر متغیرهای معرفی شده در مدل از دیگر نکات حائز اهمیت است.

**جدول ۶:** مدل بهینه ARDL و روابط بلند مدت حاصل از این روش با معیارهای AIC ,SBC

| نام متغیر | تعداد وقفه با معیار SBC | تعداد وقفه با معیار AIC | ضریب بلند مدت SBC | ضریب بلند مدت AIC |
|---|---|---|---|---|
| GDP | ۳ | ۳ | ۱ | ۱ |
| CS | ۲ | ۲ | ۰/۰۳۴۳۲ (۴/۱۲۶۷) | ۰/۰۳۵۶۱ (۵/۹۷۳۰) |
| POW | ۱ | ۲ | ۴/۱۷۰۳ (۱۴/۱۶۷۹) | ۴/۰۹۵۶ (۱۹/۷۲۳۲) |
| HC | ۱ | ۱ | ۷۸/۱۵۷۶ (۱۱/۸۶۸۲) | ۸۱/۶۱۹۳ (۱۶/۹۷۹۱) |
| CGOV | ۲ | ۲ | ۱/۵۲۷۱ (۸/۳۸۹۳) | ۱/۶۲۵۳ (۱۰/۹۶۲۶) |
| XOIL | ۰ | ۰ | ۰/۸۶۶۱۴ (۲/۸۰۹۲) | ۰/۶۸۸۵۱ (۳/۲۸۲۶) |
| INF | ۰ | ۲ | -۵۳۴/۱۱۵۱ (-۴/۸۵۱۹) | -۷۱۳/۰۷۵۰ (-۵/۶۳۸۵) |

توجه شود که اعداد داخل پرانتز مقادیر آماره t است

مدل تصحیح خطای برداری که مورد استفاده قرار گرفته است شامل هفت معادله است که معادله زیر مبنایی برای برآورد رشد است ($dgdp_t / gdp_{t-1}$).

$$dgdp_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{2} \beta_j \, dgdp_{t-j} + \sum_{j=1}^{2} \theta_j \, dcs_{t-j} + \sum_{j=1}^{2} \rho_j \, dpow_{t-j} + \sum_{j=1}^{2} \sigma_j \, dhc_{t-j} + \sum_{j=1}^{2} \varphi_j \, dxoil_{t-j} + \sum_{j=1}^{2} \omega_j \, dcgov_{t-j} + \sum_{j=1}^{2} \pi_j \, dinf_{t-j} + \delta \, ECT_{t-1} + \varepsilon_i \quad (۹)$$

لازم به ذکر است که به ازای هر کدام از بردارهای هم‌جمعی[۸۷] یک مدل تصحیح خطا برآورد شده است. در ادامه نیز جداول مربوط به مقادیر پیش‌بینی ارائه شده توسط مدل‌های تصحیح خطا آورده شده است. آنچه از مقایسه نتایج پیش‌بینی های ارائه شده توسط مدل‌های چند متغیره بدست می‌آید اینست که لحاظ ماهیت مانایی و هم‌جمعی سری‌های زمانی مورد بررسی در فرآیند مدلسازی جهت پیش‌بینی رشد اقتصادی به بهبود نسبی عملکرد مدل‌های چند متغیره انجامیده است. این بهبود عملکرد خصوصاً در بلند مدت مشهودتر است.

**جدول ۷:** مقادیر واقعی و پیش‌بینی رشد حاصل از مدل‌های تصحیح خطا

| سال | مقدار واقعی | مقدار پیش‌بینی توسط VECM1 | مقدار پیش‌بینی توسط VECM2 | خطای پیش‌بینی VECM1 | خطای پیش‌بینی VECM2 |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۸۱ | ۸/۰۸۰۶ | ۳/۳۳۱۸ | ۳/۹۶۴۳ | -۴/۷۴۸۸ | -۴/۱۱۶۳ |
| ۱۳۸۲ | ۶/۰۰۸۲ | ۱/۴۸۴۳ | ۲/۵۹۸۰ | -۴/۵۲۳۹ | -۳/۴۱۰۱ |
| ۱۳۸۳ | ۵/۱۳۷۷ | -۲/۷۷۰۷ | -۲/۹۴۷۶ | -۷/۹۰۸۵ | -۸/۰۸۵۴ |
| ۱۳۸۴ | ۶/۳۶۳۰ | -۲/۱۶۵۱ | -۲/۰۴۱۲ | -۸/۵۲۸۱ | -۸/۴۰۴۲ |
| ۱۳۸۵ | ۶/۵۵۰۴ | ۳/۰۹۰۴ | ۴/۰۲۹۷ | -۳/۴۵۹۹ | -۲/۵۲۰۶ |

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج آزمون‌های ریشه واحد حاکی از این است که نرخ رشد تمام سری‌های مورد بررسی، مانا هستند. در این شرایط و با الگو گرفتن از پژوهش قدیمی و مشیری (۱۳۸۰)، می‌توان مدل اتورگرسیو برداری سیمز را با اطمینان از مانایی تمام سری‌های مورد بررسی جهت پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی ایران به کار گرفت.

### ۵-۳-۴- پیش‌بینی رشد با استفاده از مدل اتورگرسیو برداری سیمز و سری‌های مانا

جهت انجام پیش‌بینی با مدل‌اتورگرسیو همانطور که قبلا هم گفته شد مرحله اول تعیین تعداد بهینه وقفه مورد استفاده در این مدل است. با لحاظ سه وقفه به عنوان

[۸۷] دو بردار حاصل از دو معیار متفاوت تعیین وقفه، یعنی ECM1 بردار حاصل از معیار آکائیک و ECM2 بردار حاصل از معیار شوارتز.

حداکثر تعداد وقفه، معیار آکائیک سه وقفه و معیار شوارتز یک وقفه را بعنوان وقفه بهینه پیشنهاد می‌کند. بنابراین مدل اتورگرسیو برداری به کارگرفته شده در این بخش از پژوهش نیز شامل هفت معادله است که معادله مربوط به نرخ رشد اقتصادی در زیر آورده شده است:

$$g_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j\, g_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \theta_j\, gcs_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \rho_j\, gpow_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \sigma_j\, ghc_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \varphi_j\, gxoil_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \omega_j\, gcgov_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \pi_j\, ginf_{t-j} + \mathcal{E}_i \qquad (۱۰)$$

جهت تسهیل، مدل اتورگرسیو با نرخ‌های رشد با یک وقفه را VARg1 و با سه وقفه را VARg3 می‌نامیم. مانند حالت‌های قبل با داده‌های (۱۳۸۰-۱۳۳۸) مدل بالا را برآورد می‌کنیم و سپس با مدل برآوردی اقدام به پیش‌بینی رشد اقتصادی برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ می‌کنیم. نتایج پیش‌بینی از این مدل در جدول (۸) آورده شده است.

**جدول ۸:** مقادیر واقعی و پیش‌بینی رشد حاصل از مدل‌های VARg1 و VARg3

| سال | مقدار واقعی | مقدار پیش‌بینی VARg1 | مقدار پیش‌بینی VARg3 | خطای پیش‌بینی VARg1 | خطای پیش‌بینی VARg3 |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۸۱ | ۸/۰۸۰۶ | ۱/۱۸۱۱ | ۶/۵۲۰۶ | -۶/۸۹۹۵ | -۱/۵۶۰۰ |
| ۱۳۸۲ | ۶/۰۰۸۲ | ۰/۵۷۴۷ | ۰/۰۷۵۱ | -۴/۴۳۳۴ | -۵/۹۳۳۰ |
| ۱۳۸۳ | ۵/۱۳۷۷ | ۱/۶۶۹۴ | -۵/۳۳۱۷ | -۳/۴۶۸۳ | -۱۰/۴۶۹۵ |
| ۱۳۸۴ | ۶/۳۶۳۰ | ۲/۲۶۹۷ | -۴/۶۳۳۷ | -۴/۰۹۳۳ | -۱۰/۹۹۹۷ |
| ۱۳۸۵ | ۶/۵۵۰۴ | ۲/۳۴۷۲ | -۲/۴۷۴۰ | -۴/۲۰۳۲ | -۹/۰۲۴۵ |

مأخذ: نتایج تحقیق

### ۵-۴- مقایسه‌ی عملکرد روش‌های مختلف پیش‌بینی

در این قسمت از این پژوهش به تلخیص و اقتباس نتایج از برآوردهای انجام شده می‌پردازیم. نتایج مربوط به عملکرد مدل‌های مختلف مورد استفاده در جدول (۹) آمده است. در ادامه به ترتیب به مقایسه عملکرد این روش‌ها در دوره‌های کوتاه مدت ، میان مدت و بلند مدت پرداخته شده است.

**۵-۴-۱- مقایسه نتایج پیش‌بینی برای دوره کوتاه مدت**

با استفاده از معیارهای[۸۸] MAE، RMSE و MAPE برای دوره کوتاه مدت یا پیش‌بینی یک ساله، بهترین عملکرد متعلق به روش اتورگرسیو برداری سیمز با سه وقفه (VARg3) است. روش‌های حالت-فضا و باکس جنکینز به ترتیب در رده‌های بعد قرار گرفته‌اند. مطلب قابل توجه در این مقایسه این است که بدترین عملکرد مربوط به روش اتورگرسیو برداری سیمز با یک وقفه (VARg1) است که این نتیجه مبین حساسیت دقت پیش‌بینی روشهای چند متغیره برداری نسبت به نحوه انتخاب طول وقفه است. علاوه بر این روشهای چند متغیره برداری نسبت به ماهیت مانایی متغیرها و نحوه تصریح حساس هستند که این مطلب از مقایسه عملکرد این مدل‌ها به خوبی قابل استنباط است. برداشت دیگری که از این مقایسه می‌تواند صورت گیرد حساسیت مدل‌های چند متغیره نسبت به نحوه تصریح این مدل‌ها است.

**۵-۴-۲- مقایسه نتایج پیش‌بینی برای دوره میان مدت**

تمام معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی، مدل باکس جنکینز را برای پیش‌بینی در میان مدت به عنوان مدل برگزیده انتخاب می‌کنند اگرچه دقت مدل حالت فضا نیز تقریباً به خوبی مدل باکس- جنکینز است. نکته قابل توجه در مقایسه عملکرد این روش‌ها در میان مدت، عملکرد ضعیف روشهای چند متغیره در دوره‌های میان مدت است که به خوبی از نتایج جدول (۹) مشخص است.

**جدول ۹:** مقایسه عملکرد روش‌های مختلف در پیش‌بینی رشد اقتصاد ی ایران با معیار RMSE

| دوره پیش‌بینی | ARMA | STATE SPACE | VAR SIMS | VECM1 | VECM2 | VARg1 | VARg3 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| یک ساله | ۳/۰۷۵۹ | ۳/۰۲۹۲ | ۴/۷۵۳۲ | ۴/۷۴۸۸ | ۴/۱۱۶۳ | ۶/۸۹۹۵ | ۱/۵۶۰۰ |
| سه ساله | ۱/۷۸۳۴ | ۱/۸۷۶۸ | ۶/۰۳۵۰ | ۵/۹۳۱۸ | ۵/۵۹۵۹ | ۵/۴۵۱۴ | ۷/۰۰۵۷ |
| پنج ساله | ۱/۶۸۱۳ | ۱/۵۰۰۶ | ۷/۲۲۲۳ | ۶/۱۶۸۶ | ۵/۸۴۶۸ | ۴/۹۷۱۴ | ۸/۳۶۱۹ |

[۸۸] در اینجا بدلیل رعایت اختصار به آوردن نتایج معیارRMSE اکتفا شده است ولی سایر معیارها نیز نتایج مشابهی ارائه کرده‌اند

### ۵-۴-۳- مقایسه نتایج پیش‌بینی برای دوره بلند مدت

با مقایسه معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی‌ها به آسانی قابل استنباط است که بهترین عملکرد متعلق به روش حالت-فضا است و روش تک متغیره دیگر یعنی روش باکس- جنکینز نیز عملکرد خوبی در پیش‌بینی بلند مدت ارائه کرده‌است. همانند دوره میان مدت روش‌های چند متغیره دارای عملکرد به مراتب ضعیف‌تر از روشهای تک متغیره هستند این مطلب را می‌توان با پویایی‌های این روش‌ها مرتبط دانست. چراکه در این روش‌ها برای پیش‌بینی رشد اقتصادی در دوره‌های میان مدت و بلند مدت در یک سال خاص قبلاً می‌بایست مقادیر وقفه‌های متغیرهای مستقل نیز پیش‌بینی شود که طبیعتاً هر کدام از این پیش‌بینی‌ها توأم با خطا می‌باشند و این خطاها موجبات افزایش خطای پیش‌بینی در پیش‌بینی‌های پویای بلند مدت چند متغیره را فراهم می‌آورد. از طرف دیگر تصریح مدل‌های چند متغیره نیز دارای نقش موثری در تقویت یا تضعیف عملکرد پیش‌بینی این مدل‌ها است. در ادامه نیز نتایج نهایی این تحقیق یعنی پیش‌بینی پویای رشد اقتصادی ایران برای دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ با استفاده از مدل برگزیده برای هر دوره، صورت گرفته است که نتایج در جدول (۱۰) آورده شده است.

**جدول ۱۰:** پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران برای دوره‌های مختلف با استفاده از روش‌های برگزیده

| سال | روش پیش‌بینی | مقدار پیش‌بینی |
|---|---|---|
| ۱۳۸۶ | اتورگرسیو برداری با سری‌های مانا (VARg3) | ۸/۸۵۷۹ |
| ۱۳۸۷ | الگوریتم باکس جنکینز | ۴/۲۲۰۰ |
| ۱۳۸۸ | الگوریتم باکس جنکینز | ۷/۰۴۵۹ |
| ۱۳۸۹ | مدل فضای حالت | ۵/۸۰۵۸ |
| ۱۳۹۰ | مدل حالت-فضا | ۶/۰۳۳۸ |

مأخذ: نتایج تحقیق

## ۶- خلاصه، نتایج و پیشنهادات

ضمن تأکید بر گستردگی و پیچیدگی مبانی نظری رشد اقتصادی سعی شده است بطور مختصر در مورد برخی از جنبه‌های برجسته رشد اقتصادی شامل حقایق آشکار شده رشد اقتصادی، تئوری‌های رشد و ارتباط بین تئوری‌های رشد و رگرسیون‌های تجربی رشد بحث شود. ضمن اذعان به نقایص موجود، نوآوری این پژوهش، در بخش دوم، در بین تحقیقات انجام شده در داخل ایران را می‌توان بذل

توجه خاص به یافتن ارتباط بین تئوری‌های رشد و رگرسیون‌های تجربی رشد دانست. نکته دیگر موجود در بخش دوم این پژوهش بیان عدم وجود اجماع بر تصریح رگرسیون‌های تجربی رشد است. تعدد رگرسورهای توضیحی رشد در کارهای تجربی ما را بر آن داشت تا در قالب الگوی ارائه شده توسط بارو و سالای مارتین اقدام به گزینش متغیرهای توضیحی رگرسیون رشد نماییم. طبیعتاً در این مسیر می‌بایست از مطالعات انجام شده در ایران استمداد می‌جستیم. معرفی اجمالی مدل فضای حالت در بخش روش تحقیق آورده شده است. اگرچه از آوردن برخی از روش‌های استفاده شده به علت رعایت اختصار صرفنظر شده است. پیشینه ارائه شده در این پژوهش به دلیل ماهیت موضوع مورد بررسی در دو بخش با عناوین مطالعات انجام شده با محوریت پیش‌بینی و مطالعات انجام شده با تمرکز بر متغیرهای تعیین کننده رشد آورده شده است. نهایتاً در بخش پنجم شرح مراحل انجام پیش‌بینی آورده شده است و نتایج در قالب جدول ارائه گردیده است.

نتایج حاکی از این است که دقت پیش‌بینی روش‌های مختلف برای پیش‌بینی افق‌های زمانی مختلف، متفاوت است. در دوره‌های کوتاه مدت (در این تحقیق یک ساله) روش‌های چند متغیره برداری توانایی ارائه پیش‌بینی‌های دقیق‌تر را دارا می‌باشند. از طرفی عملکرد روش‌های تک متغیره نیز قابل قبول است. در دوره‌های میان مدت (در این تحقیق سه ساله) و بلند مدت ( در این تحقیق پنج ساله) روشهای تک متغیره دارای عملکرد بهتری می‌باشند. بعبارت دیگر روش باکس جنکینز در میان مدت و روش حالت-فضا در بلند مدت دارای بهترین عملکرد بوده-اند.

یکی از دلایل عمده ارائه شده برای عملکرد ضعیف روش‌های چند متغیره، انتقال خطای پیش‌بینی متغیرهای توضیحی رشد به رگرسیون رشد و افزایش خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی در دوره‌های بلندمدت است. ذکر این نکته ضروریست که ماهیت پویای پیش‌بینی های انجام شده سبب چنین انتقالی است. نتایج حاصل نشاندهنده این است که مدل‌های چند متغیره برداری در کوتاه مدت توانایی ارائه پیش‌بینی‌های دقیق تر را دارا می‌باشند اما عملکرد این مدل‌ها به سبب حساسیت‌های زیاد موجود در نحوه تصریح آنها، اعم از گزینش متغیرهای توضیحی و نیز تعداد وقفه انتخابی، سبب عملکرد متفاوت این مدل‌ها می شود. بدین سبب می‌توان چنین اظهار کرد که مدل‌های چند متغیره برداری در صورت تصریح

مناسب تنها در کوتاه مدت توانایی رقابت با مدل‌های تک متغیره را دارا می‌باشند. اثبات تجربی تأثیر منفی تورم بر رشد و همچنین تأثیر مثبت سرمایه‌های انسانی و فیزیکی و درآمدهای نفتی بر رشد از دیگر نتایج این تحقیق به شمار می‌آید که با نتایج بدست آمده در تحقیقات کمیجانی و معمار نژاد(۱۳۸۳)، سلمانی و یاوری(۱۳۸۴) و درگاهی و قدیری(۱۳۸۲) همخوانی دارد. همچنین یکی از نتایج عمده این تحقیق کمتر بودن رشدهای پیش‌بینی شده برای سال‌های آتی از اهداف برنامه چهارم توسعه است که بنابراین نتیجه، پیشنهاد این تحقیق تعدیل انتظارات از رشد اقتصادی در تدوین برنامه پنجم و اتخاذ سیاست‌هایی که موجبات ارتقاء رشد اقتصادی را فراهم می‌آورند، می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

**فهرست منابع:**

ابراهیمی، ایلناز و اصغر شاهمرادی. (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

ابونوری، عباسعلی و سمیه السادات سجادی و تیمور محمدی. (۱۳۹۲). رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۳: ۵۲ -۲۳.

اقبالی، علیرضا، حمیدرضا حلافی و ریحانه گسکری. (۱۳۸۲). صادرات نفت ورشد اقتصادی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۳: ۱۲۹-۱۰۹.

امینی، علیرضا، نشاط، حاجی محمد و محمد رضا اصلاحچی. (۱۳۸۶). بازنگری برآورد سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران (۱۳۳۵-۱۳۸۵). مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۰۲: ۴۷-۷۰.

پورفرج، علیرضا. (۱۳۸۴). مخارج دولت برای سرمایه انسانی و نقش آن در رشد اقتصادی ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۹: ۸۶-۵۷.

تاری، فتح اله و نسرین ارضرومچیلر. (۱۳۸۱). بررسی نقش و تأثیر هزینه‌های آموزش رسمی بر رشد اقتصادی در ایران صی سال‌های ۷۷-۴۲. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۱۱: ۱۱۴-۹۵.

خان زاده، فرشید. (۱۳۸۰). سری های زمانی چند متغیره و کاربرد آن در پیش بینی حساب های ملی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز.

خشکه‌باری، محمد. (۱۳۸۳). پیش بینی تورم در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ایران، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

دادگر، یداله و مسعود صالحی رزوه. (۱۳۸۳). کاربرد مدل بارو جهت ارزیابی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۳۳: ۸۲-۵۵.

درگاهی، حسن و امرالله قدیری. (۱۳۸۲). تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درون زا). فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۲۶: ۳۳-۱.

رهبر، فرهاد. (۱۳۷۶). تبیین رشد متکی بر تجارت خارجی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۱: ۸۶-۶۵.

سام دلیری، احمد و صادق خلیلیان. (۱۳۸۵). پیش بینی نرخ رشد و نرخ تورم در بخش کشاورزی ایران. تحقیقات اقتصادی ایران،۷۴: ۲۱۵ -۱۸۳.

فرزین وش. (۱۳۷۹). برآورد نیروی کار در حد اشتغال کامل منابع تولید در ایران. وزارت کار و امور اجتماعی.

فلاحی، محمد علی و حمیدی، حمید و سعیده علمداری. (۱۳۸۵). الگوسازی غیرخطی و پیش بینی درآمدهای مالیات بر مشاغل در اقتصاد ایران: کاربرد شبکه های عصبی مصنوعی و مقایسه آن با الگوهای رگرسیون خطی و سری زمانی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۶: ۱۶۷-۱۴۳.

قدیمی، محمدرضا و سعید مشیری. (۱۳۸۰). مدل سازی و پیش بینی رشد اقتصادی در ایران با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، ۱۲.

کمیجانی، اکبر و عباس معمارنژاد. (۱۳۸۳). اهمیت کیفیت نیروی انسانی و R&D (تحقیق و توسعه) در رشد اقتصادی ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۳۱: ۳۱-۱.

گرجی، ابراهیم و معصومه علیپوریان. (۱۳۸۵). تحلیل اثر آزاد سازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اپک. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۴۰: ۲۰۳-۱۸۷.

گسکری، ریحانه، علیرضا اقبالی و حمید رضا حلافی. (۱۳۸۴). فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران،۲۴: ۹۴-۷۷.

مرزبان، حسین، رضا اکبریان و بهنام جواهری. (۱۳۸۴). یک مقایسه بین مدل های اقتصادسنجی و سری زمانی و شبکه عصبی برای پیش بینی نرخ ارز. تحقیقات اقتصادی، ۶۹: ۲۱۶-۱۸۱.

مشیری، سعید. (۱۳۸۰). پیش بینی تورم با استفاده از مدل ساختاری و سری زمانی و شبکه عصبی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۸: ۱۸۴-۱۴۷.

منیعی، رضا. (۱۳۷۸). برآورد و پیش بینی در فضای حالت با استفاده از صافی کالمن. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید چمران اهواز.

نادری، مرتضی و احمد شربت اوغلی. (۱۳۸۶). بررسی نظری و تجربی تأثیر شرایط آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورها. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۳۲: ۲۹-۱.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. موسسه خدمات فرهنگی رسا. چاپ اول. تهران.

یاوری، کاظم و بهزاد سلمانی. (۱۳۸۴). رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی: مورد کشورهای صادر کننده نفت. پژوهشنامه بازرگانی، ۳۷: ۱-۲۴.

Aghion, P. & P. Howitt. (1992). A model of growth through creative destruction. Econometrica, 60: 323-351.

Barro, R. & X. sala-i-Martin. (1995). Economic growth. Cambridge, MA: MIT Press.

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. Quarterly Journal of Economics, 106: 407-443.

Brock, W. & S. Durlauf. (2001). Growth emprics and reality. World Bank Economic Review 15(2): 229-272.

Cheng Benjamin, S. & T. Wei Lai. (1997). Government Expenditure and Economic Growth in South Korea: A VAR Approach. Journal of Economic Development, 22 (1): 11-24.

Church, K. & S. Curram. (1996). Forecasting Consumers Expenditure: A Comparison between Econometric and Neural Network Models. International Journal of Forecasting, 12: 255-167.

Du preez, J. & S. F. Witt. (2003). Univariate Versus Multivariate Time Series Forecasting: An Application to International Tourism Demand. Journal of Forecasting, 19: 435-451.

Durlauf, S. N., P. A. Johnson & J. W. Temple. (2005). Handbook of Economic Growth. Vol. 1A.

Easterly, W., M. Kremer, L. Pritchett & L. Summers. (1993). Good policy or good luck? Country growth performance and temporary socks. Journal of Monetary Economics, 32: 459-483.

Ghatak, A. (1998). Vector Auto regression Modeling and Forecasting Growth of South Korea. Journal of Applied Statistics, 25(5): 579-592.

Grossman, G. M. & E. Helpman. (1991). Innovation and growth in the global economy. Cambridge, MA: MIT Press.

Gujariti, Damodar (2004). Basic econometrics. 4edition, Mc Growhill.

Hamillton, James .D. (1994). Time series analysis. Princeton university Press.

Harvey, Andrew (1989). Forecasting structural time series modefls and the kalman filter. Cambridge: Cambridge university press.

Kalaitzidakis, P., T. Mamuneas & T. Stengos. (2000). A non-linear sensitivity analysis of cross country growth regressions. Canadian Journal of Economics 33(3), 604-617.

Khim, V. & S. Liew. (2004). Which lag length selection criteria should we employ?. Economics Bulletin, 3(33).

Koopmans, T. C. (1965). On the concept of optimal economic growth. In the Econometric Approach to Development Planning. Amsterdam, North Holland.

Levine, R., Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross country growth regression. American Economic Review 82(4), pp. 942-963.

Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. Journal of monetary economics 22(1): 3-42.

Lutkepohl, h. (1991). Introduction to multiple time series analysis. Berlin Springer-verlag.

Maddison, A. (1989). The world economy in the 20th century. OECD, Paris.

Mah, J. (2000). An empirical examination of disaggregated import demand of Korea: the case information technology products. Journal of Asian Studies 11: 237-244.

Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N. (1992). A contribution to the emprics of economic growth. Quarterly Journal of Economics 107(2), pp. 407-437.

Markridikis, S. and Hibon, M. (1997). ARIMA Models and the Box-Jenkins Methodology. Journal of Forecasting, Vol. 16, 1997, pp. 147-163.

Moshiri, S. & Cameron, N. (2000). Neural Network versus Econometric Models in Forecasting Inflation. Journal of Forecasting, 19: 201-217.

Ramsey, F. (1928). A mathematical theory of saving. Economic Journal (38): 527-542.

Romer, P. (1986). Increasing return and long-run growth. Journal of Political Economy 94(5): 1002-1037.

Romer, P. (1990). Human capital and growth: theory and evidence. Carnegie-Rochester Series on Public Policy 32: 543-573.

Sala-i-Martin, X. (1997a). I just ran 4 million regressions. National Bureau of Economic Search Working Paper, No. 6252.

Sala-i-Martin, X. (1997b). I just ran 2 million regressions. American Economic Review, 87(2): 178-183.

Schulz, C. (2007). Forecasting Economic Growth for Estonia: Application of Common Factor Methodologies. Working Paper Series, Bank of Estonia.

Sheshinski, E. (1967). Optimal accumulation with learning by doing. Inko Shell, ed., Essays on the Theory of Optimal Economic Growth, 31-52. Cambridge, MA: MIT press.

Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. Quarterly Journal of Economics 70(1), pp. 65-94.

Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. Economic Record, 32: 334-361.

Swanson, N. & White, H. (1997). A Model Selection Approach to Real Time Macroeconomic Forecasting Using Linear Models and Artificial Neural Networks. Review of Economics and Statics, 79: 540-550.

Van Aarle, B., M. Boss & G. Hlouskova. (2000). Forecasting the Euro Exchange Rate Using Vector Error Correction Models. Weltwirtchftliches archiv, 136: 232-258.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی