

مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز
دوره پانزدهم، شماره دوم، و دوره شانزدهم، شماره اول،
بهار و پائیز ۱۳۷۹، (پیاپی ۳۰ و ۳۱)

تعیین ارتباط علی بین صادرات و رشد اقتصادی با استفاده از الگوهای
VAR به روش رگرسیون بظاهر غیر مرتبط تکراری (ISUR) در ایران

حسن حیدریان* سید حسین سقائیان نژاد**
دانشگاه صنعتی اصفهان

چکیده

در این مقاله ارتباطات علت و معلولی بین رشد اقتصادی، رشد صادرات و رشد عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه)، در قالب یک الگوی خود رگرسیونی برداری، برای اقتصاد ایران در دوره ۷۲-۱۳۳۸ بررسی شده است.

ایستایی مجموعه‌های استفاده شده، در الگو با آزمونهای دیکی-فولر (DF) دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و با استفاده از مقادیر بحرانی مکینون، آزمون گردیده است. طول وقفه‌های هر متغیر در هر یک از معادلات با استفاده از روش دنباله‌ای هسیانو (۱۹۷۹) که بر اساس تعریف "گرانجر" از علیت و معیار حداقل خطای نهایی، پیش‌بینی (FPE) آکائیک بنا گردیده، تعیین شده است. پس از شناسایی معادله‌های الگو با روش رگرسیون بظاهر غیر مرتبط تکراری (ISUR) زلنر برآورده گردیده و همه برآوردها با استفاده از نرم‌افزار کامپیوتری TSP7 انجام شده است.

با توجه به اینکه برآوردهای به دست آمده از روش تکراری زلنر، بعد از همگرا شدن، معادل با برآوردهای حداقل در دستنمایی می‌باشند، برای آزمون فرضها از آزمونهای والد استفاده کرده‌ایم.

* فارغ التحصیل کارشناسی ارشد دانشکده صنایع و مرکز برنامه‌ریزی سیستمها، دانشگاه صنعتی اصفهان
** استادیار دانشکده صنایع و مرکز برنامه‌ریزی سیستمها، دانشگاه صنعتی اصفهان

برای تعیین ارتباط علت و معلولی بین متغیرها با الگو، ابتدا آزمونهای جهت اثبات کفایت و مناسبت الگو، با بیش از حد برازش نمودن و کمتر از حد برازش نمودن الگو انجام شده که کفایت الگو به اثبات می‌رسد. آزمونهای والد، حکایت از آن دارند که رشد صادرات، علت رشد اقتصادی است؛ یعنی نتایج از فرضیه رشد متکی به صادرات حمایت می‌کنند، بین متغیرهای رشد سرمایه و رشد اقتصادی و همچنین بین رشد عوامل تولید (رشد سرمایه و رشد نیروی کار)، ارتباط علی بازخور وجود دارد. رشد سرمایه نیز علت رشد صادرات است که نشانگر حمایت داده های ایران از قبیله "ریبزی‌نسکی" است.

واژه های کلیدی: ۱- رشد و توسعه اقتصادی ۲- روش شناسی الگوها ۳- آزمون گرانجر ۴- ارتباط های علی ۵- استراتژی توسعه صادرات

۱. مقدمه

پراکندگی منابع طبیعی و همگن نبودن نیروی کار در کشورهای مختلف، باعث می‌شود که هر کشوری در تولید کالا و خدماتی خاص نسبت به سایر کشورها مزیت داشته و در تولید سایر کالا و خدمات با عدم مزیت روبرو باشد. وجود مزیت در تولید کالاها و خدمات خاص در کشورهای مختلف، کشورهای جهان را بر آن می‌دارد که برای بالا بردن رفاه ملت خود، کالاها و خدماتی را که در آنها دارای مزیت نسبی هستند بصورت انبوه تولید کنند و مازاد بر نیازشان را به سایر کشورها صادر کنند و در مقابل کالاها و خدماتی را که در تولید آنها از مزیت نسبی برخوردار نیستند، وارد کنند و بدین ترتیب تجارت بین المللی تکوین یافت و سهم آن در اقتصاد جهان رو به افزایش نهاد و باعث گردید کشورهایی از قبیل کره جنوبی، تایوان، هنگ کنگ و سنگاپور با اتخاذ استراتژی توسعه صادرات به رشد سریع اقتصادی دست یابند و با معرفی نمودن خود بعنوان کشورهای تازه صنعتی شده از معجزه گران آسیای جنوب شرقی باشند.

عده ای از اقتصاددانان آنقدر بر نقش تجارت و بخصوص صادرات در توسعه اقتصادی اعتقاد دارند که از آن بعنوان موتور رشد و توسعه اقتصاد داخلی یاد می‌کنند. از طرف دیگر، گروهی از کشورهای جهان سوم که در توسعه اقتصادی توفیقی نداشتند، این اندیشه را مطرح نمودند که چون صادرات کالاهاى آنها عموماً مواد خام و کالاهای کشاورزی و سنتی می‌باشد، کشورهای پیشرفته آنها را استثمار می‌کنند و نرخ مبادله را در طی زمان به ضرر آنها تفسیر می‌دهند و بدین ترتیب موجب می‌گردند این کشورها عدم توفیق خود در رشد و توسعه را به تجارت آزاد و صادرات نسبت دهند و سیاست جایگزینی واردات را که ماهیت ضد صادرات دارد، مطرح کنند. با توجه به نکات بیان شده در مقدمه، هدف این مقاله این است که ببینیم آیا

صادرات در سالهای گذشته موجب رشد اقتصادی شده است یا خیر؟ و آیا شیوه توسعه صادرات برای کشور ما برای رسیدن به توسعه اقتصادی سیاست مناسبی است و یا اینکه باید سیاست جایگزینی واردات را در پیش گرفت؟ به بیان ساده‌تر، هدف مقاله آزمون سه فرضیه زیر می‌باشد؛

۱- آیا رشد صادرات علت رشد اقتصادی است؟

۲- آیا رشد اقتصادی علت رشد صادرات است؟

۳- آیا بین رشد اقتصادی و رشد صادرات، ارتباط علی باز خور (دو جانبه) وجود دارد؟ یا خیر؟

برای رسیدن به منظورهای بالا، این مقاله به شش بخش به شرح زیر تقسیم شده است:

بخش یک شامل مقدمه و بخش دوم به آمار و اطلاعات مورد نیاز اختصاص یافته و در بخش سوم ارتباطهای علی مفروض بین متغیرهای الگو مطرح شده است. بخش چهارم مقاله، روش‌شناسی الگوهای خود رگرسیون برداری^۱ و شناسایی معادلات الگو را در بر گرفته و در بخش آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادات آمده است.

۲. آمار و اطلاعات

آمارهای مورد نیاز در باره صادرات، تولید ناخالص ملی، سرمایه و نیروی کار در جدول ۱ نشان داده شده اند.

۲.۱. صادرات

یکی از مشخصه‌های بارز کشور ایران، منابع طبیعی بسیار غنی آن است و همین امر سبب گردیده که صادرات کشور بیشتر به نفت و گاز متکی باشد و بدین علت به مرور زمان سهم صادرات نفت و گاز در کل صادرات رو به افزایش بگذارد و در نتیجه ایران بعنوان یک کشور تک محصولی شناخته شود.

در دوره ۷۲-۱۳۳۸ حدود ۹۴ درصد درآمدهای ارزی کشور از فروش نفت و گاز حاصل گردیده است و با وجود اینکه بعد از انقلاب اسلامی توجه خاصی به صادرات غیر نفتی شده، این نسبت باز هم بیشتر شده است.

وضعیت صادرات نفتی ایران را به طور عمده می‌توانیم بیشتر متأثر از عواملی نظیر رونق و رکود اقتصادی کشورهای صنعتی (بیشتر خریداران نفت)، مقدار سقف تولید تعیین شده از سوی کارتل نفتی اپک (OPEC) که ایران نیز عضو آن می‌باشد و برخی مسایل سیاسی از قبیل تحریم اقتصادی، جنگ تحمیلی و ... که بعد از انقلاب ضایعات بسیار زیادی را به صادرات کشور وارد کرد، بدانیم.

جدول ۱

آمار و اطلاعات (بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱)

سال	تولید ناخالص ملی (ریال)	صادرات (ریال)	نیروی کار (هزار نفر)	موجودی سرمایه (ریال)
۱۳۳۸	۲۳۹۲/۱	۸۷۱/۸۰	۶۳۰۸/۰	۲۷۴۲/۹
۱۳۳۹	۲۶۰۹/۶	۹۶۲/۷۰	۶۴۱۴/۰	۲۸۸۶/۶
۱۳۴۰	۲۷۴۴/۱	۱۰۷۹/۴	۶۵۴۰/۰	۳۰۵۲/۲
۱۳۴۱	۲۹۲۲/۴	۱۲۲۱/۷	۶۶۴۵/۰	۳۲۲۵/۳
۱۳۴۲	۳۱۱۵/۷	۱۳۴۵/۶	۶۷۶۴/۰	۳۳۷۸/۶
۱۳۴۳	۳۳۵۶/۹	۱۵۱۲/۶	۶۸۸۴/۰	۳۵۳۳/۲
۱۳۴۴	۳۸۰۴/۷	۱۷۶۰/۴	۷۰۱۰/۰	۳۷۳۸/۶
۱۳۴۵	۴۲۰۶/۹	۱۹۸۰/۲	۷۱۴۲/۰	۴۰۲۲/۹
۱۳۴۶	۴۹۲۲/۴	۲۳۰۱/۳	۷۱۸۹/۰	۴۳۲۱/۹
۱۳۴۷	۵۲۲۲/۰	۲۶۲۸/۹	۷۲۳۵/۰	۴۶۸۶/۳
۱۳۴۸	۵۸۸۲	۳۱۱۰/۴	۷۲۸۲/۰	۵۰۹۰/۴
۱۳۴۹	۶۴۸۳/۷	۳۵۰۵/۳	۷۳۳۹/۰	۵۴۹۵/۱
۱۳۵۰	۷۵۱۰/۷	۴۱۰۹/۰	۷۵۲۱/۰	۵۹۷۹/۱
۱۳۵۱	۸۸۸۶/۳	۴۶۹۹/۵	۷۹۱۷/۰	۶۵۷۲/۰
۱۳۵۲	۹۹۲۰/۷	۵۲۳۸/۷	۸۱۲۹/۰	۷۳۶۷/۱
۱۳۵۳	۱۰۷۹۸	۵۱۵۹/۰	۸۷۷۹/۵	۸۳۲۶/۱
۱۳۵۴	۱۱۲۹۴	۴۸۴۹/۹	۹۰۸۷/۰	۹۲۹۲/۲
۱۳۵۵	۱۳۲۳۰	۵۴۰۴/۰	۹۴۲۲/۰	۱۱۴۱۰
۱۳۵۶	۱۲۹۹۶	۴۷۰۶/۵	۹۶۵۲/۵	۱۴۰۹۵
۱۳۵۷	۱۱۲۹۶	۳۴۵۷/۱	۱۰۳۳۳	۱۶۵۴۴
۱۳۵۸	۱۰۸۷۲	۲۶۵۹/۲	۱۰۶۱۲	۱۷۱۳۷
۱۳۵۹	۹۶۶۴/۹	۸۶۸/۶۰	۱۰۸۹۹	۱۷۶۸۰
۱۳۶۰	۹۲۰۲/۲	۸۴۲/۵۰	۱۱۳۶۸	۱۸۰۱۹
۱۳۶۱	۱۰۵۴۰	۱۷۲۶/۳	۱۱۷۵۳	۱۸۴۰۲
۱۳۶۲	۱۱۹۲۰	۱۸۹۸/۸	۱۲۱۰۸	۱۹۴۱۷
۱۳۶۳	۱۱۹۸۳	۱۵۴۵/۷	۱۲۴۷۵	۲۰۳۳۰
۱۳۶۴	۱۲۱۷۴	۱۳۹۹/۸	۱۲۶۴۷	۲۰۷۲۰
۱۳۶۵	۱۱۰۸۲	۱۲۲۰/۶	۱۲۸۵۵	۲۰۵۱۸
۱۳۶۶	۱۱۰۷۶	۱۵۵۷/۱	۱۲۹۹۷	۱۹۹۸۰
۱۳۶۷	۱۰۵۷۷	۱۷۲۹/۵	۱۳۴۱۳	۱۹۱۸۹
۱۳۶۸	۱۱۰۸۲	۱۸۶۵/۸	۱۳۸۴۲	۱۸۴۷۱
۱۳۶۹	۱۲۳۷۸	۲۲۵۲/۵	۱۴۲۸۵	۱۷۹۱۲
۱۳۷۰	۱۳۸۱۷	۲۵۲۸/۸	۱۴۷۳۷	۱۷۹۳۰
۱۳۷۱	۱۴۵۵۷	۲۷۱۷/۹	۱۵۱۸۰	۱۸۵۰۵
۱۳۷۲	۱۵۰۷۲	۳۱۵۴/۹	۱۵۶۳۵	۱۹۱۶۰

عوامل مؤثر بر صادرات کالاهای غیر نفتی قبل از انقلاب، وضعیت اقتصادی کشورهای غرب و شدت فشار تقاضای داخلی رکود اقتصادی بعد از انقلاب سیاستهای حمایتی دولت از جمله تعیین نرخهای متعدد ارز و فشار تقاضای داخلی به علت رشد سریع جمعیت از عوامل مهم مؤثر بر صادرات غیر نفتی می‌باشد.

۲.۲. تولید ناخالص ملی

تولید ناخالص ملی از سال ۳۸ تا ۵۵ همواره دارای رشد مثبت بوده است. اما از سال ۵۶ تا سال ۶۷ در اکثر سالها بجز دوره ۶۴-۱۳۶۱ دارای رشد منفی و در سالهای اجرای برنامه اول توسعه اقتصادی - اجتماعی دوباره رشد مثبت داشته ایم. علت رشد منفی تولید ناخالص ملی در سالهای بعد از انقلاب به طور عمده عدم ثبات سیاسی، شروع جنگ تحمیلی و تحریمهای اقتصادی ایران از سوی دولتهای غرب بوده است.

۲.۳. موجودی سرمایه

در این مقاله برای برآورد موجودی سرمایه برای دوره ۷۰-۱۳۵۷ از آمار قارون (۱۳۷۲) که از روش پیشنهادی سازمان ملل تحت عنوان روش موجودی (PIM)^۲ استفاده کرده است و در اکثر کشورهای پیشرفته متداول و معمول می‌باشد، استفاده گردید. زیرا با استفاده از آن نه تنها استهلاک سرمایه های ثابت بنحو مطلوبی برآورد می‌شود بلکه هماهنگ با استهلاک برآورد نسبتاً قابل قبولی از موجودی سرمایه در کل اقتصاد به دست می‌آید. در ضمن برای بقیه سالهای دوره ۷۲-۱۳۳۸ با داشتن میزان استهلاک و سرمایه گذاری از فرمول $K_t = K_{t-1} + I_t - D_t$ استفاده شد.

۲.۴. نیروی کار

به اتکای نتایج سرشماری سال ۱۳۶۵ و حسابهای ملی، ۳۳ درصد از ۱۱ میلیون نفر جمعیت شاغل کشور در تولید محصول ملی این دوره نقش ندارند و در واقع بیکار پنهانند. با این واقعیت، از مجموع نیروی کار ۱۲/۸ میلیون نفری کشور، بیش از ۴۷ درصد یا بیکارند و یا اینکه اثر وجودی مؤثری در تولید و تأمین ثروت ملی ندارند. همچنین دانستن این مطلب قابل ملاحظه است که بازده و بهره‌وری سرانه نیروی کار در دوره ۶۵-۱۳۵۵ بطور متوسط حدود ۳۳ درصد تنزل یافته است.

۳. ارتباطات علی مفروض بین متغیرهای الگو

نگرش عمومی تحقیقات اقتصادی که در زمینه ارتباط صادرات - رشد اقتصادی انجام شد مبتنی بر تابع تولید کل کلاسیکهای جدید می‌باشد. با فرض تغییر روش خنثای هیکس^۳، می‌توان کل رشد را بصورت مجموع رشد بهره‌وری کل عوامل TFP^۴ و مجموع موزون رشد عوامل ارزیابی کرد.

در تابع تولید کلاسیکهای جدید نیروی کار و سرمایه مهمترین عوامل تولید هستند، متغیر صادرات را هم بعنوان یک متغیر توضیحی (مستقل) در کنار منابع قراردادی رشد یعنی رشد نیروی کار و رشد موجودی سرمایه قرار می‌دهیم تا بخشی از رشد محصول نیز توسط رشد صادرات توضیح داده شود.

اما دلایل متفاوتی برای ورود متغیر صادرات بعنوان یک عامل رشد محصول توسط محققین ارائه شده است. برخی از نویسندگان مانند بالاسا (۱۹۷۸ و ۱۹۸۵) فرض کرده‌اند که رشد بهره‌وری کل عوامل ارتباط مثبتی با نرخ رشد صادرات دارد. بعبارت دیگر در صورت اتخاذ سیاست توسعه صادرات امکانات انتقال صنعت راحت تر صورت می‌پذیرد و باعث رشد TFP می‌گردد. گروه دیگری از اقتصاددانان مانند فدر (۱۹۸۳) و تایلر (۱۹۸۱) فرض می‌کنند که در ارتباط با رشد بخش صادرات عوارض جانبی مثبتی از قبیل بزرگتر شدن بازار تقاضای کالاهای قابل صادرات^۵ و همچنین رقابت بیشتر که باعث پایین آمدن هزینه کالاهای قابل صادرات می‌گردد، وجود دارد. همچنین فاجانا (۱۹۷۹) اظهار می‌دارد که اگر محدودیت ارز خارجی در کشوری وجود داشته باشد، در این صورت رشد صادرات محدودیت ارز خارجی را بوسیله تسهیل واردات کالاهای سرمایه‌ای کم می‌کند و باعث سرعت رشد اقتصادی می‌شود. در تمام این مطالعات که توضیح داده شده، فرض ضمنی این است که جهت علیت از رشد صادرات به رشد محصول می‌باشد یعنی رشد صادرات علت، و رشد محصول، معلول می‌باشد. یانگ و مارشال (۱۹۸۵) معتقدند که جریان علیت در جهت مخالف، یعنی رشد محصول منجر به رشد صادرات می‌گردد موجه به نظر می‌رسد. این فرض فقط در صورتی درست است که تقاضای داخلی با تأخیر بعد از رشد محصول رشد کند. در این حالت، احتمالاً عوامل دیگری غیر از رشد صادرات مانند رشد عوامل یا رشد بهره‌وری کل عوامل در مقابل رشد محصول واکنش نشان می‌دهند. دیگر فرضی که توسط یانگ و مارشال در نظر گرفته شد این بود که رشد محصول، صادرات را کاهش می‌دهد. این فرضیه در صورتی صحت پیدا می‌کند که تقاضای مصرف کنندگان روی کالاهای صادراتی ولی تجارت نشده^۶ متمرکز گردد، در اینصورت افزایش تقاضای داخلی میل به افزایش تولید را زیاد ولی کاهش صادرات را به دنبال می‌آورد.

در الگوی ما، نیروی کار و سرمایه بعنوان مهمترین متغیرها برای توجیه بخشی از رشد در کنار صادرات قرار گرفته‌اند. بر اساس نظریه رشد کلاسیکهای جدید، باید انتظار داشته باشیم که رشد این عوامل باعث شوند تا محصول رشد کند هر چند که قادر به تشخیص این مسأله نیستیم که رشد سرمایه و رشد نیروی کار، الزاماً منابع برونزای رشد محصول هستند.

در الگوهایی که به نوسانات طرف تقاضا تأکید می‌ورزند، اغلب با رشد سرمایه و نیروی کار در فرآیند رشد بصورت درونزا برخورد می‌شود. برای مثال، نظریه شتاب سرمایه‌گذاری^۶ فرض می‌کند که سرمایه‌گذاری تابعی از نرخ رشد محصول می‌باشد (یا با تأخیر تابعی از رشد محصول می‌باشد). در اینجا جهت علیت بین رشد سرمایه و محصول بر عکس الگوی کلاسیکهای جدید (الگوی طرف عرضه) می‌باشد، یعنی رشد محصول علت رشد سرمایه‌گذاری است.

برونزا بودن نیروی کار نیز قابل سؤال می‌باشد. توماس مالتوس^۸ متخصص کلاسیک رشد جمعیت بیان می‌دارد که افزایش درآمد سرانه باعث رشد جمعیت (رشد نیروی کار) می‌شود ولی با احتمال زیاد رشد درآمد با تأخیر طولانی باعث رشد جمعیت می‌گردد. اقتصاددانان امروز این فرضیه را بسهولت نمی‌پذیرند.

در سال ۱۹۷۲ بیگر و لوئیس^۹ الگوی خانواده‌ای را برای تشریح ارتباط بین درآمد و باروری^{۱۰} در نظر گرفتند، دیده شد که بسته به کشش‌های درآمدی تقاضا و کشش‌های جانشینی بین کمیت و کیفیت فرزندان، تغییر در درآمد ممکن است اثر مثبت یا منفی روی باروری (رشد جمعیت یا رشد نیروی کار)، داشته باشد. در این الگو اگر فرزند بعنوان کالای مصرفی تلقی شود در این صورت تقاضای آن با تقاضا برای سایر اقلام مصرفی رقابت خواهد کرد و منافع حاصل از داشتن اولاد (مصرف آنها) باید در برابر هزینه و پرورش آن قرار گیرد. چنین هزینه‌ای شامل تخصیص وقت بیشتر والدین برای پرورش فرزندان و کاهش درآمدشان می‌شود. لذا، تقاضا برای اولاد با درآمد ارتباط معکوس دارد.

در کشورهای توسعه نیافته اولاد بعنوان کالای سرمایه‌ای تلقی می‌شود. مشاهدات نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه نیافته بسیاری از نوسالان بطرق مختلف به خانواده‌شان کمک می‌کنند. این واقعیت وجود دارد که بعلمت فقدان سیستم تأمین اجتماعی والدین از فرزندان خود انتظار دارند که در زمان پیری از آنها مراقبت کنند (خصوصاً فرزندان پسر). شواهد موجود در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که همبستگی مثبت بین نرخ باروری و افزایش - درآمد بردان وجود دارد (اگر چه از لحاظ آماری معنی دار نیست).

تاکنون در مورد همه ارتباطات علیتی ممکن بین رشد محصول و متغیرهای مستقل بحث شد. در مطالعات قبلی دیده شده است که علیت لزوماً بصورت یکطرفه از نیروی کار، سرمایه و صادرات به محصول نمی‌باشد. برای اهداف فعلی، ارتباطات علی بحث شده را به دو مجموعه تقسیم می‌کنیم: یک مجموعه آن ارتباطاتی را که با الگوی رشد کلاسیکهای جدید سازگار هستند یعنی فرض می‌شود رشد نیروی کار، سرمایه و صادرات علت رشد محصول هستند.

مجموعه دیگر شامل ارتباطات سازگار با رشد ناشی از تقاضا^{۱۱} می باشد که رشد محصول به رشد نیروی کار، سرمایه و صادرات منجر می گردد.

بالاخره بحث در مورد ارتباطات ممکن بین متغیرهای مستقل یعنی رشد سرمایه، رشد نیروی کار و رشد صادرات لازم است، چند قضیه مناسب در این زمینه که توسط مدل‌های تولید و تجارت بکار گرفته می شوند وجود دارد. یکی از قضیه‌های اساسی و مرتبط با الگوی تجارت (نئوکلاسیک) هکچر و اهلین^{۱۲}، قضیه ریبزینسکی^{۱۳} می باشد که بیان می کند، با فرض ثابت بودن قیمت‌های نسبی، افزایش در عرضه یکی از عوامل منجر به افزایش در تولید کالایی که از آن عامل در تولیدش به نسبت بیشتر استفاده می کنند، می گردد. برای مثال، فرض کنید که بخش صادرات در مقایسه با بخش جایگزینی واردات به طور نسبی کاربرد^{۱۴} باشد، در این صورت، افزایش در عرضه نیروی کار با شرط ثابت بودن سایر شرایط، باعث می گردد صادرات زیاد، و محصول جایگزینی واردات کاهش یابد. متقابلاً اگر بخش صادرات به طور نسبی سرمایه‌بر باشد، رشد نیروی کار باعث می گردد بخش صادرات کوچک و بخش جانشینی واردات بزرگ شود.

آزمونهای تجربی قضیه هکچر-اهلین و قضایای فرعی آن با مشکلاتی در هم آمیخته‌اند. اما آزمون فرضیه‌ها در این مقاله انجام نمی گیرد. ولی تحقیق بر روی اینکه آیا اطلاعات با فرضیه‌های بیان شده سازگار هستند یا خیر؟ صورت می گیرد. باید توجه کنیم که در مطابقت با قضیه ریبزینسکی نباید انتظار داشت که هم نیروی کار و هم سرمایه، علت رشد صادرات در ایران باشند و اگر این پدیده مشاهده شد دلیلی است بر اینکه داده‌ها از قضیه ریبزینسکی حمایت نمی کنند. حال این پرسش پیش می آید که آیا رابطه علیت در جهت مخالف بین رشد صادرات و رشد عوامل تولید وجود دارد؟ آیا هیچ زمینه تئوریکی وجود دارد تا از این فرضیه حمایت کند که رشد صادرات باعث رشد نیروی کار یا رشد سرمایه می شود؟ همانطور که قبلاً ذکر گردید، بعضی از نویسندگان مانند کاووسی (۱۹۸۴) فرض می کنند که رشد صادرات منجر به نرخ بالاتر تشکیل سرمایه می شود. اگر رشد صادرات برونزا باشد (یعنی صادرات بستگی به تقاضای جهانی داشته باشد)، ممکن است رشد صادرات منجر به نرخ بالاتر تشکیل سرمایه شود و در چنین حالتی توسعه صادرات منجر به افزایش در تقاضای عوامل اولیه یعنی سرمایه و یا نیروی کار می گردد. این واکنش را ما باید فقط از اقتصادهایی انتظار داشته باشیم که نزدیک به ظرفیت کامل (اشتغال کامل)، عمل می کنند. همچنین ممکن است که انتظار داشته باشیم رشد صادرات باعث رشد نیروی کار و یا سرمایه با یک تأخیر طولانی گردد.

هنوز یک ارتباط دیگر وجود دارد که باید مورد بحث قرار گیرد. ارتباط بین نیروی کار و سرمایه؛ آیا هیچ دلیلی برای توجیه این تفکر که رشد نیروی کار باعث رشد سرمایه می شود و یا

بر عکس رشد سرمایه منجر به رشد نیروی کار می گردد، وجود دارد؟ بنابه اظهارات شارما و همکارانش (۱۹۹۱) با اطلاع آنها چنین فرضیه ای هرگز در ادبیات صادرات - رشد وجود نداشته است. اگر چه از نظریه تولید بخوبی بر می آید که در مدل‌های دو عاملی، نیروی کار و سرمایه در تولید، جانشین یکدیگر هستند (البته اگر تابع تولید از نوع لیانتیف^{۱۵} نباشد). این نظریه پیش بینی می کند که رشد یکی از عوامل با ثابت بودن سایر شرایط، باعث کاهش قیمت نسبی آن عامل، و جانشین عامل دیگر می شود. بر اساس این اظهارات، علّیت بین نیروی کار و سرمایه می تواند در هر جهتی تحقق یابد. بحث نظری در مورد ارتباطات علی بین متغیر الگو یعنی رشد اقتصادی - رشد صادرات، رشد نیروی کار و رشد موجودی سرمایه در همین جا به پایان می رسد.

۴. ارائه الگو، روش برآورد و تخمین آن

مبانی نظری در مورد ارتباط بین متغیرها در قسمت قبل ارائه گردید. در این قسمت، هدف ارائه یک الگوی مناسب بگونه‌ای است که قادر باشیم براحتی ارتباط علت و معلولی بین متغیرهای مدل را که عبارتند از رشد اقتصادی، رشد صادرات، رشد نیروی کار و رشد سرمایه، کشف کنیم و از این آزمون‌ها به تطابق یا عدم تطابق داده های کشورمان با فرضیات ارائه شده در بخش قبل پی ببریم. با توجه به ساختار آزمون گرانجر که در همین قسمت توضیح داده می شود و چند متغیره‌ای بودن الگو، مناسب ترین الگو برای اهداف این مقاله، الگوهای خود رگرسیون برداری (VAR) هستند که روش شناسی^{۱۶} آن الگوها تشریح خواهد شد.

۴.۱. شناسایی مدل‌های VAR

فرض کنید X یک بردار چهار مؤلفه ای باشد یعنی $X' = (Y, X, K, L)$ بطوریکه Y, X, K, L مجموعه های ایستا با حداقل کواریانس هستند، در این صورت یک مدل VAR چهار متغیره بشکل زیر مشخص می شود:

$$(1) \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \\ K_t \\ L_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \\ \phi_{30} \\ \phi_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) & \phi_{13}(L) & \phi_{14}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) & \phi_{23}(L) & \phi_{24}(L) \\ \phi_{31}(L) & \phi_{32}(L) & \phi_{33}(L) & \phi_{34}(L) \\ \phi_{41}(L) & \phi_{42}(L) & \phi_{43}(L) & \phi_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \\ K_t \\ L_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \\ a_{4t} \end{bmatrix}$$

بطوریکه

$$\varnothing_{ij}(L) = \sum_{l=1}^{mij} \varnothing_{ij,l} L^l$$

بطوریکه $L^k w_t = w_{t-k}$ ($i, j = 1, 2, 3, 4$) \varnothing_i ثابتهای الگو هستند، $a'_t = (a_{1t}, a_{2t}, a_{3t}, a_{4t})$ برداری با میانگین صفر و ماتریس واریانس و کورینانس زیر است:

$$E(a_t a'_t) = \delta_{ts} \sum \quad \text{بطوریکه} \quad \begin{cases} \delta_{ts} = 1 \text{ if } t = s \\ \delta_{ts} = 0 \text{ if } t \neq s \end{cases}$$

بنابراین، همبستگی همزمان بین متغیرها در عبارات خطای الگو (۱) منعکس شده است.

حال با معرفی مدل VAR به سراغ ایستا کردن سریهای زمانی می‌رویم.

۱.۱.۴. آزمونهای ایستایی مجموعه‌ها: آزمونهای علیت گرانجر نسبت به ایستایی

مجموعه‌ها حساس می‌باشد و ممکن است بدون ایستا کردن مجموعه‌ها، آزمون گرانجر به نتیجه گیری اشتباه بیانجامد، بنابراین سعی می‌شود مجموعه‌ها ایستا باشند. در ابتدا لازم است ایستا بودن یک مجموعه را تعریف کنیم:

بطور کلی هر گاه تغییر منظمی در میانگین و واریانس یک مجموعه زمانی وجود داشته باشد و تغییرات کاملاً حذف شده باشند آن مجموعه را ایستا می‌گویند، بعبارت دقیقتر یک مجموعه زمانی را اکیداً ایستا گویند، هر گاه به ازای همه مقادیر $t_1, t_2, \dots, t_n, \tau$ ، توزیع همراه، $X(t_1), \dots, X(t_n)$ مانند توزیع همراه $X(t_1 + \tau), \dots, X(t_n + \tau)$ باشد. به بیان دیگر اگر زمان اولیه به اندازه t تغییر مکان یابد، روی توزیع‌های توأمی که باید فقط به فاصله‌های بین t_1, t_2, \dots, t_n بستگی داشته باشند، تأثیری حاصل نشود. طبق تعریف ریاضی، سری Z_t را ایستا می‌گویند هر گاه در فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول آن یعنی:

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + e_t \quad (2)$$

که e_t جمله اخلاص کلاسیک می‌باشد، قدر مطلق ρ کوچکتر از یک باشد، یعنی $|\rho| < 1$ اما چون هرگز نمی‌توانیم در عمل ادعا کنیم که e_t اخلاص کلاسیک است، بنابراین نمی‌توانیم از آمار t برای آزمون ρ استفاده کنیم. بهمین دلیل، ما برای آزمون ایستایی مجموعه‌ها از معادله رگرسیون قابل آزمون زیر استفاده می‌کنیم:

$$\Delta Z_t = \beta Z_{t-1} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta Z_{t-j} + e_t \quad (3)$$

در معادله (۳)، q باید به اندازه کافی بزرگ انتخاب شود تا اطمینان پیدا کنیم که e_t دازای میانگین صفر و واریانس ثابت می‌باشد. آماره آزمون، نسبت β به انحراف معیارش می‌باشد که از طریق رگرسیون حداقل مربعات معمولی به دست آمده است. فرضیه صفر عبارت است از

اینکه Z_1 دارای ریشه واحد^{۱۸} یعنی ایستا نیست. فرضیه صفر رد می‌شود اگر β منفی و بطور معنی‌داری مخالف صفر باشد. آماره آزمون تحت فرضیه صفر دارای توزیع t استاندارد نبوده و از آماره‌های ارائه شده توسط مکینون^{۱۹} استفاده شده است. برای تمام مجموعه‌ها، آزمونهای ایستایی دیکی - فولر^{۲۰} (DF) با $q = 0$ دیکی - فولر تعمیم یافته^{۲۱} (ADF) با $q=2$ انجام شد که نتایج حاصل از این آزمونها در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲

آزمونهای ایستایی مجموعه‌ها

نام مجموعه	DF	ADF
رشد اقتصادی : RY	-۲/۴۵ ^b	-۱/۱۷۸ ^c
رشد صادرات : RX	-۴/۱۱۸ ^a	-۲/۸۶۲ ^a
رشد سرمایه : RK	-۱/۱۰۹	-۱/۱۶۳
رشد نیروی کار : RL	-۱/۷۰۳ ^c	-۰/۵۹۳

a: رد فرضیه صفر در سطح معنی دار ۱ درصد

b: رد فرضیه صفر در سطح معنی دار ۵ درصد

c: رد فرضیه صفر در سطح معنی دار ۱۰ درصد

توجه: مقادیر بحرانی مکینون برای آزمونها در سطح معنی دار ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از (DF) -۲/۶۳۶۹، (ADF) -۲/۶۳۹۵، (DF) -۱/۹۵۱۷، (ADF) -۱/۹۵۲۱، (DF) -۱/۶۲۱۳، (ADF) -۱/۶۲۱۴.

همانگونه که می‌توان در جدول (۲) مشاهده نمود مجموعه های RY و RX در سطوح معنی دار مختلفی ایستا هستند، اما RK ایستا نیست و ایستایی رشد نیروی کار یعنی RL نیز مشکوک است. برای ایستا شدن مجموعه های RK و RL آنها را به تفاضل اول^{۲۲} تبدیل می‌کنیم، یعنی:

$$DRK_t = RK_t - RK_{t-1} \quad (4)$$

$$DRL_t = RL_t - RL_{t-1} \quad (5)$$

و آزمون های ایستایی را برای مجموعه های سریهای جدید انجام می‌دهیم، اما با تبدیل کردن مجموعه‌های RK و RL به شکل تفاضل اول، در این دو مجموعه یک مشاهده را از دست می‌دهیم و در مجموعه‌های RY و RX یک مشاهده بیشتر داریم که بی فایده هستند. ما از این دو مشاهده نیز بنحو احسن استفاده کرده و این مجموعه‌ها را نیز به تفاضل اول تبدیل می‌کنیم تا یک همگونی بین مشاهدات وجود داشته باشد، چون همگی از نوع تفاضل اول می‌شوند. پس رشد اقتصادی و رشد صادرات را هم طبق روابط زیر به تفاضل اول تبدیل می‌کنیم:

$$DRY_t = RY_t - RY_{t-1} \quad (۶)$$

$$DRX_t = RX_t - RX_{t-1} \quad (۷)$$

ایستایی مجموعه‌های جدید، در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳

آزمون ایستایی مجموعه‌ها

نام مجموعه	DF	ADF
DRY	-۶/۹۴۶۶ ^a	-۳/۷۳۳۳ ^c
DRX	-۶/۴۲۸۲ ^a	-۴/۴۶۴۵ ^a
DRK	-۳/۶۶۳۰ ^a	-۳/۳۴۵۷ ^a
DRL	-۱۰/۸۱۰۴ ^a	-۴/۳۵۲۹ ^a

رد فرضیه صفر در سطح معنی دار ۱ درصد

توجه: مقادیر بحرانی مکینون برای آزمونهای در سطوح معنی دار ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از: (DF) ۲/۶۳۹۵، (ADF) ۲/۶۴۲۳، (DF) ۱/۹۵۲۱، (ADF) ۱/۹۵۲۴، (DF) ۱/۶۲۱۴، (ADF) ۱/۶۲۱۶.

با تبدیل مجموعه‌ها به تفاضل اول، همانگونه که در جدول (۳) دیده می‌شود، همه مجموعه‌ها هم با آزمون DF و هم ADF در سطح معنی دار ۱٪ ایستا هستند، بنابراین برای تخمین مدل (۱) می‌توانیم Y را با DRY، X را با DRX، K را با DRK و L را با DRL معادل بگیریم و از مجموعه‌های جدید استفاده کنیم.

۴.۱.۲. آزمونهای علیت گرانجر: اما تعاریف قابل آزمون برای الگوی (۱) بصورت زیر بیان می‌گردد:

متغیر Zام علت متغیر Zام است اگر و تنها اگر $0 \neq (L)z$ باشد و متغیر Zام علت متغیر Zام است اگر و تنها اگر $0 \neq (L)z$ باشد. اگر متغیر Zام علت متغیر Zام باشد و برعکس، متغیر Zام علت متغیر Zام باشد در این صورت گفته می‌شود بین متغیرهای Zام و Zام ارتباط باز خور وجود دارد. بعلاوه هسیائو (۱۹۸۲) بیان می‌کند که اگر متغیر Zام علت متغیر Kام و متغیر Kام علت متغیر Zام باشد، در این صورت متغیر Zام بطور غیر مستقیم علت متغیر Zام است. بنابراین در الگوی (۱) هم ارتباطهای علی مستقیم و هم ارتباطهای علی غیر مستقیم را می‌توانیم، بسنجیم.

۴.۱.۳. شناسایی معادلات الگو: برای تخمین الگوی (۱) باید هر کدام از چهار معادله آن، دقیقاً شناسایی شوند. مسأله اصلی در شناسایی معادلات مدل (۱) تعیین طول وقفه^{۳۳} مناسب برای هر یک از چند جمله‌ای های $(L)z$ می‌باشد. در این مقاله طول وقفه‌ها با استفاده از روش دنباله ای هسیائو به دست می‌آید که بر مبنای تعریف گرانجر از علیت و

معیار حداقل خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) آکائیک پایه ریزی شده است. برای استفاده از معیار هسیانو یا FPE نیازمند مجموعه‌های ایستا هستیم که در بخش‌های گذشته مجموعه‌های زمانی را ایستا کردیم.

در این قسمت، برای روشن تر شدن موضوع، روش انتخاب طول وقفه را برای معادله محصول (Y) توضیح می‌دهیم. معادلات دیگر نیز با همین روش قابل شناسایی هستند. Y را روی وقفه‌های خودش رگرس^{۲۴} می‌کنیم، یعنی:

$$Y_t = \phi_{10} + \sum_{l=1}^v \phi_{11,l} Y_{t-l} + a_{1t} \quad , \quad t=1 \text{ و } 2 \text{ و } \dots \text{ و } n \quad (8)$$

در این معادله n تعداد مشاهدات و 1 طول وقفه‌ها است که از 1 تا V متغیر می‌باشد. توجه داشته باشید که V از قبل تعیین و بصورت اختیاری انتخاب شده است. در مطالعه ما V برای تمام معادلات و متغیرها ثابت بوده و مساوی 3 می‌باشد. بازای هر 1 خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) را طبق فرمول

$$FPE(1) = \left(\frac{n+1}{n-1} \right) \frac{SSE(1)}{n} \quad (9)$$

محاسبه می‌کنیم که در آن SSE(1) مجموع مربعات خطاهای معادله (9) می‌باشد مقداری از 1 که معادله (9) را حداقل می‌کند بعنوان طول وقفه مناسب برای Y در نظر گرفته می‌شود. این مقدار را m11 می‌نماییم. سپس طول وقفه بهینه هر یک از متغیرهای باقیمانده (صادرات X، موجودی سرمایه K و نیروی کار L، تعیین می‌گردد. برای این منظور رابطه:

$$Y_t = \phi_{10} + \sum_{i=1}^{m11} \phi_{11,i} Y_{t-i} + \sum_{l=1}^v \phi_{12,l} W_{t-l} + a_{1t} \quad (10)$$

را در نظر بگیرید، که در آن W = X, K, L می‌باشد. برای W مشخص، مقداری از 1 (مجدداً از 1 تا V تغییر پیدا می‌کند) که رابطه زیر را به حداقل می‌رساند طول وقفه مناسب برای آن متغیر است.

$$FPE(m11, L) = \frac{SSE(m11, L)}{n} \left(\frac{n+m11+1}{n-m11-1} \right) \quad (11)$$

و بین سه متغیر X, K, L، متغیری که دارای FPE کمتری باشد، بعنوان متغیر با اهمیت‌تر مرتبط با Y تلقی شده و به Y در معادله (10) اضافه می‌گردد. فرض می‌کنیم این متغیر W* باشد و طول وقفه‌های مناسبش هم m12 باشد. FPE مربوط به W را با FPE(m11 و m12) نمایش می‌دهیم. حال FPE(m11) و FPE(m12) را با هم مقایسه می‌کنیم. اگر $FPE(m12) > FPE(m11)$ باشد، در این صورت W* علت Y نبوده و به معادله Y بصورت کامل شناسایی می‌شود و معادله کامل می‌گردد.

اما اگر $FPE(m11) < FPE(m12)$ و $FPE(m11)$ باشد در این صورت W^* علت متغیر Y است و به معادله Y اضافه می شود. متغیرهای سوم و چهارم نیز با تکرار همین روش به معادله اضافه می شوند.

توجه بدین نکته ضروری است که نتایج تحلیل VAR به مرتبه ای که هر متغیر (طول وقفه متغیر) به هر یک از معادلات اضافه می گردد، حساس است. در این تحقیق، از معیار اهمیت معین^{۲۵} کاینس و همکارانش^{۲۶} (۱۹۸۱) برای تعیین مرتبه ای که هر متغیر باید در هر مرحله به معادلات اضافه شود، استفاده شده است. اهمیت معین W در ارتباط با Y در معادله (۱۱) با $FPE(m11, L)$ تعریف گردیده است. بین سه متغیر، متغیری که دارای بالاترین اهمیت معین (یعنی کوچکترین FPE) باشد، بعنوان مهمترین متغیر مرتبط با Y در نظر گرفته شده و به معادله Y اضافه شده است. پس از شناسایی هر یک از معادلات، الگو بصورت زیر مشخص گردیده است:

(۱۲)

$$\begin{aligned}
 Y_t &= C(1) + C(2) \times Y_{t-1} + C(3) \times K_{t-1} + C(4) \times K_{t-2} + C(5) \times K_{t-3} + C(6) \times \\
 &L_{t-1} + C(7) \times L_{t-2} + C(8) \times X_{t-1} + a_{1t} \\
 X_t &= C(9) + C(10) \times X_{t-1} + C(11) \times X_{t-2} + C(12) \times K_{t-1} + C(13) \times K_{t-2} + C \\
 &(14) \times K_{t-3} + C(15) \times Y_{t-1} + C(16) \times Y_{t-2} + C(17) \times Y_{t-3} + a_{2t} \\
 K_t &= C(18) + C(19) \times K_{t-1} + C(20) \times K_{t-2} + C(21) \times Y_{t-1} + C(22) \times Y_{t-2} + C \\
 &(23) \times Y_{t-3} + C(24) \times L_{t-1} + C(25) \times L_{t-2} + C(26) \times X_{t-1} + C(27) \times X_{t-2} \\
 &+ a_{3t} \\
 L_t &= C(28) + C(29) \times L_{t-1} + C(30) \times K_{t-1} + a_{4t}
 \end{aligned}$$

الگوی گسترده شده فوق را می توان مانند الگوی (۱) بصورت ماتریسی بشکل زیر

نوشت:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \\ K_t \\ L_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \emptyset_{1.} \\ \emptyset_{2.} \\ \emptyset_{3.} \\ \emptyset_{4.} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset'_{11}(L) & \emptyset'_{12}(L) & \emptyset'_{13}(L) & \emptyset'_{14}(L) \\ \emptyset'_{21}(L) & \emptyset'_{22}(L) & \emptyset'_{23}(L) & \emptyset'_{24}(L) \\ \emptyset'_{31}(L) & \emptyset'_{32}(L) & \emptyset'_{33}(L) & \emptyset'_{34}(L) \\ \emptyset'_{41}(L) & \emptyset'_{42}(L) & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \\ K_t \\ L_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \\ a_{4t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

بطوریکه $(L) \otimes^k$ نشان می دهند که طول وقفه متغیر زام در معادله i ام برابر با K است.

۴.۲. روش بر آورد مدل

پس از شناسایی الگو، یک روش مناسب برای تخمین آن معرفی می شود. در ابتدای این بخش، بدلیل ماهیت خود رگرسیون الگو بعنوان یک الگوی خود رگرسیونی برداری یا VAR معرفی گردید. از آنجایی که در الگوی ما اجزای اختلال معادلات یعنی a_{it} ($j = 1, 2, 3, 4$) ممکن است از یکدیگر مستقل نباشند و همبستگی بین اجزای اختلال وجود داشته باشد، این الگو را می توان تحت عنوان رگرسیونهای بظاهر غیر مرتبط^{۲۷} (SUR) معرفی نمود که در این نوع سیستم معادلات ممکن است اجزای اختلال یا خطاهای معادلات با همدیگر ارتباط داشته باشند. بنابراین، الگو با روش رگرسیون بظاهر غیر مرتبط تکراری (ISUR) زلنر تخمین زده شده است.

۴.۳. آزمون فرضها

توجه به اینکه کمنا و گیلبرت^{۲۸} (۱۹۶۸) نشان داده اند که تخمینهای به دست آمده از روش ISUR زلنر (وقتی که ضرایب همگرا شوند) معادل با تخمینهای حاصل از برآوردهای حداکثر درستنمایی^{۲۹} می باشد؛ اکنون فرضهای الگو را با آزمون والد که نیاز به برآوردهای حداکثر درستنمایی دارد، می سنجیم:

۱. ۴.۳. آزمون والد^{۳۰}: آماره آزمون والد بصورت زیر می باشد:

$$WT = \left[\frac{T-K}{q} \right] \frac{RSS_R - RSS_{UR}}{RSS_{UR}}$$

که در آن:

T : تعداد مشاهدات نمونه

K : تعداد پارامترهای برآورد شده در معادله نامقید^{۳۱} (UR) (شامل جمله ثابت نیز می شود)

q : تعداد پارامترهای مفید

RSS_R : مجموع مربعات باقیمانده معادله مقید^{۳۲} (R)

RSS_{UR} : مجموع مربعات باقیمانده های معادله نامقید (UR)

آماره والد دارای توزیع کای دو^۳ χ^2 ، با q درجه آزادی می باشد. همچنین از آزمونهای والد جهت تعیین کفایت الگو نیز استفاده شده است.

۲.۳.۴. آزمونهای کفایت الگو^{۳۳}: برای تعیین کفایت الگو به طریق زیر عمل گردید:

الف- همه چند جمله ایها یا (L) zj zj های مساوی صفر الگوی (۱۳) را بطور یکسان به دو وقفه افزایش دادیم و بی معنی بودن^{۳۴} آنها سنجیده شد. (آزمون های شماره ۱ تا ۳ در جدول ۴).

ب- همه چند جمله ای های غیر صفر (حداقل با دو وقفه) در هر ردیف باندازه یک وقفه کاهش و با معنی بودن^{۳۵} آنها آزمون گردید (آزمونهای ۸ تا ۱۰ در جدول ۴). این عمل کمتر از حد برازش نمودن^{۳۶} الگو نامیده می شود.

ج- همه چند جمله ای های غیر صفر در هر ردیف به اندازه یک وقفه افزایش یافت و بی معنی بودن آنها آزمون شد (آزمون های ۴ تا ۷ در جدول ۴). این عمل را بیش از حد برازش نمودن الگو^{۳۷} می نامند.

با توجه به اینکه فرضیه شماره ۱۰ در جدول (۴) را نمی توان رد کرد برای انجام آزمونهای علیت گرانجر این فرضیه هم در الگو (۱۳) تحمیل شده و بعنوان الگوی نامقید برای آزمونهای علیت گرانجر معادله سرمایه در جدول (۵) در نظر گرفته شده است.

۳.۳.۴. آزمونهای گرانجر برای تعیین ارتباط علی بین متغیرها: این آزمونها همانطوری که قبلاً هم گفته شد، فرضیه صفر بودن همه چند جمله ای های غیر صفر غیر قطری^{۳۸} را آزمون می کند، نتایج این آزمونها در جدول (۵) آمده است.

جدول ۴

نتایج آزمونهای کفایت الگو

ردیف	فرضیه، H	آماره های لازم برای آزمون والد	آماره والد	آماره مشاهده شده از جدول	پذیرش یا رد فرضیه، H
۱	$\emptyset_{24}(L) - \emptyset_{24}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 20, K = 11$ $q = 2$	۰/۲۶۶	$X^2 / 1 (2) = 4/61$	پذیرش H
۲	$\emptyset_{41}(L) - \emptyset_{41}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 21, K = 5$ $q = 2$	۰/۹۱۱	$X^2 / 1 (2) = 4/61$	پذیرش H
۳	$\emptyset_{42}(L) - \emptyset_{42}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 21, K = 5$ $q = 2$	۰/۱۷۵	$X^2 / 1 (2) = 4/61$	پذیرش H
۴	$\emptyset_{11}^v(L) - \emptyset_{11}^r(L)$ $\emptyset_{12}^v(L) - \emptyset_{12}^r(L)$ $\emptyset_{13}^v(L) - \emptyset_{13}^r(L)$ $\emptyset_{14}^v(L) - \emptyset_{14}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 29, K = 11$ $q = 4$	۰/۴۱۲	$X^2 / 1 (3) = 6/25$	پذیرش H
۵	$\emptyset_{21}^v(L) - \emptyset_{21}^r(L)$ $\emptyset_{22}^v(L) - \emptyset_{22}^r(L)$ $\emptyset_{23}^v(L) - \emptyset_{23}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 29, K = 12$ $q = 3$	۰/۴۷۹	$X^2 / 1 (3) = 6/25$	پذیرش H
۶	$\emptyset_{31}^v(L) - \emptyset_{31}^r(L)$ $\emptyset_{32}^v(L) - \emptyset_{32}^r(L)$ $\emptyset_{33}^v(L) - \emptyset_{33}^r(L)$ $\emptyset_{34}^v(L) - \emptyset_{34}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 29, K = 14$ $q = 4$	۱/۱۵۵	$X^2 / 1 (4) = 7/78$	پذیرش H
۷	$\emptyset_{22}^v(L) - \emptyset_{22}^r(L)$ $\emptyset_{23}^v(L) - \emptyset_{23}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 21, K = 5$ $q = 2$	۰/۴۴۹	$X^2 / 1 (2) = 4/61$	پذیرش H
۸	$\emptyset_{13}^v(L) - \emptyset_{13}^r(L)$ $\emptyset_{14}^v(L) - \emptyset_{14}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 21, K = 8$ $q = 2$	۶/۰۷۷	$X / 5 (2) = 5/991$	رد H در $a = 0/05$
۹	$\emptyset_{22}^v(L) - \emptyset_{22}^r(L)$ $\emptyset_{23}^v(L) - \emptyset_{23}^r(L)$ $\emptyset_{24}^v(L) - \emptyset_{24}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 21, K = 9$ $q = 3$	۲/۰۰۴	$X^2 / 1 (3) = 11/34$	رد H در $a = 0/01$
۱۰	$\emptyset_{31}^v(L) - \emptyset_{31}^r(L)$ $\emptyset_{32}^v(L) - \emptyset_{32}^r(L)$ $\emptyset_{33}^v(L) - \emptyset_{33}^r(L)$ $\emptyset_{34}^v(L) - \emptyset_{34}^r(L)$	$SSR_{UR} = 5422$ $SSR_R = 5573$ $T = 21, K = 10$ $q = 4$	۳/۰۰۹	$X^2 / 1 (4) = 7/187$	پذیرش H

جدول ۵
آزمونهای علیت گرانجر

ردیف	فرضیه H _i	آماره های لازم برای آزمون والد	آماره والد	آماره مشاهده شده از جدول	پذیرش یا رد فرضیه H _i
۱	$\emptyset_{12}^1(L) = 0$	SSR _{UR} = ۹۱۵/۶۲ SSR _R = ۱۰۸۲/۷ T = ۳۰ . K = ۸ q = ۱	۴/۰۱۵	$X^T_{1-0}(1) = ۳/۸۴$	رد H _i a = ۰/۰۱
۲	$\emptyset_{13}^1(L) = 0$	SSR _{UR} = ۹۱۵/۶۲ SSR _R = ۱۶۲۹/۳ T = ۳۰ . K = ۸ q = ۳	۶/۵۰	$X^T_{1-0}(3) = ۶/۲۵$	رد H _i a = ۰/۰۱
۳	$\emptyset_{14}^1(L) = 0$	SSR _{UR} = ۹۱۵/۶۲ SSR _R = ۱۲۰۵/۴۹ T = ۳۰ . K = ۸ q = ۲	۴/۳۹	$X^T_{1-0}(2) = ۶/۲۵$	رد H _i a = ۰/۰۱
۴	$\emptyset_{21}^1(L) = 0$	SSR _{UR} = ۵۵۷۳/۶۴ SSR _R = ۹۰۶۸/۸۴ T = ۳۰ . K = ۹ q = ۳	۳/۴۸۲	$X^T_{1-0}(3) = ۴۰۶۱$	رد H _i a = ۰/۰۱
۵	$\emptyset_{22}^1(L) = 0$	SSR _{UR} = ۵۵۷۳/۶۴ SSR _R = ۲۳۳۱۰/۲۹ T = ۳۰ . K = ۹ q = ۳	۲۲/۲۸	$X^T_{1-0}(3) = ۱۱/۳۴$ X^T	رد H _i a = ۰/۰۱
۶	$\emptyset_{21}^2(L) = 0$	SSR _{UR} = ۱۲۰/۷۰ SSR _R = ۲۱۶/۴۲ T = ۳۰ . K = ۶ q = ۲	۹/۵۲	$X^T_{1-0}(2) = ۹/۲۱$	رد H _i a = ۰/۰۱
۷	$\emptyset_{22}^2(L) = 0$	SSR _{UR} = ۱۲۰/۷۰ SSR _R = ۱۲۰/۸۶ T = ۳۰ . K = ۶ q = ۱	۰/۰۳	$X^T_{1-0}(2) = ۲/۷۱$	رد H _i a = ۰/۰۱
۸	$\emptyset_{22}^3(L) = 0$	SSR _{UR} = ۱۲۰/۷۰ SSR _R = ۱۴۷/۶۴ T = ۳۰ . K = ۶ q = ۱	۵/۳۶	$X^T_{1-0}(1) = ۳/۸۴$	رد H _i a = ۰/۰۱
۹	$\emptyset_{22}^4(L) = 0$	SSR _{UR} = ۷۱/۶۴ SSR _R = ۷۹/۲۳ T = ۳۲ . K = ۳ q = ۱	۳/۰۷۲	$X^T_{1-0}(1) = ۲/۷۱$	رد H _i a = ۰/۰۱

۵. نتیجه گیری

در جدول (۵)، نتایج حاصل از آزمونهای علت و معلولی بین متغیرهای الگو، یعنی رشد اقتصادی، رشد صادرات، رشد موجودی سرمایه و رشد نیروی کار نشان داده شد که نتایج بصورت روشن تر در جدول (۶) آمده است.

جدول ۶

نتایج علی حاصل از مدل های VAR

روابط علی مستقیم	روابط علی غیر مستقیم
$X \Rightarrow Y$	X: بواسطه Y $K \rightarrow$
$K \Leftrightarrow Y$	Y: بواسطه K $X \rightarrow$
$K \Rightarrow X$	K: بواسطه L $Y \rightarrow$
$K \Leftrightarrow L$	K: بواسطه Y $L \rightarrow$
	K: بواسطه X $Y \rightarrow$
	K: بواسطه X $L \rightarrow$

\Rightarrow : علت مستقیم

\Leftrightarrow : ارتباط علی بازخور

\rightarrow : ارتباط علی غیر مستقیم

نتایج نشان داده شده در جدول (۶) را بصورت زیر می توان بیان کرد.

رشد صادرات علت رشد اقتصادی و رشد سرمایه علت رشد صادرات است. بین متغیرهای رشد موجودی سرمایه و رشد اقتصادی و همچنین بین رشد عوامل تولید یعنی رشد نیروی کار و سرمایه ارتباط علی بازخور وجود دارد. از ارتباطات علی مستقیم بیان شده چند ارتباط غیر مستقیم بصورت زیر نتیجه شده است:

۱- رشد موجودی سرمایه بواسطه رشد صادرات، علت غیر مستقیم رشد محصول است.

۲- رشد صادرات از طریق رشد اقتصادی، علت غیر مستقیم رشد موجودی

سرمایه است.

۳- رشد اقتصادی از طریق رشد موجودی سرمایه، علت غیر مستقیم رشد نیروی

کار است.

۴- رشد نیروی کار از طریق رشد موجودی سرمایه، علت غیر مستقیم رشد اقتصادی

است.

۵- رشد اقتصادی از طریق رشد موجودی سرمایه، علت غیر مستقیم رشد صادرات

است.

۶- رشد نیروی کار از طریق رشد موجودی سرمایه، علت غیر مستقیم رشد صادرات است.

همانگونه که بیان شد، دو متغیر رشد موجودی سرمایه و رشد صادرات، علت رشد اقتصادی است ولی رشد نیروی کار علت رشد اقتصادی نیست، بنابراین داده های ایران از نظریه رشد کلاسیکهای جدید پیروی می کند. بنابراین رشد نیروی کار بصورت مستقیم هیچ اثری در رشد اقتصادی ندارد، بدلیل اینکه، نرخ بیکاری بالا است و حتی قسمت زیادی از جمعیت شاغل نیز دچار پدیده ای به نام بیکاری پنهان می باشند، بنابراین اگر نیروی کار رشد کند، احتمالاً فقط بیکاری یا بیکاری پنهان بیشتر خواهد شد و در تولید کشور اثر چندانی نخواهد داشت.

علت بودن رشد اقتصادی برای رشد موجودی سرمایه، نشان می دهد که موجودی سرمایه، عامل درونزای رشد بوده است و تطابق داده ها را با اصل شتاب سرمایه گذاری تأیید می کند.

تأیید فرضیه رشد متکی به صادرات (رشد صادرات علت رشد اقتصادی است)، مهمترین نتیجه ای است که این مقاله بدنبال آن است. رشد متکی به صادرات ما را به این نتیجه مهم می رساند که صادرات در ایران موجب رشد اقتصاد گردیده و سیاست توسعه صادرات برای کشور ما، سیاست مناسبی خواهد بود. با ذکر این مطلب که باید بیشتر روی صادرات غیر نفتی تأکید کنیم تا تنوع صادرات کشورمان زیاد شود و از حالت تک محصولی بیرون آییم. رشد متکی به صادرات فرضیات زیر را در ایران تأیید می کند:

- چون کشور ما با محدودیتهای ارزی روبروست، رشد صادرات محدودیت ارز خارجی را به وسیله تسهیل واردات کالاهای سرمایه ای کم کرده و باعث رشد اقتصاد می گردد.

- رشد بخش صادرات عوارض جانبی مثبتی از قبیل بزرگتر شدن بازار تقاضای کالاهای قابل صادرات و همچنین رقابت بیشتر که باعث پایین آمدن هزینه تولید کالاهای صادراتی می شود، بدنبال می آورد.

- رشد صادرات، انتقال تکنولوژی را آسان نموده و باعث رشد بهره وری عوامل تولید می شود.

از آنجا که بین عوامل تولید فقط رشد موجودی سرمایه علت رشد صادرات است، نتیجه می گیریم که اطلاعات کشورمان با قضیه ریبزینسکی مطابقت دارد. بعنوان مثال اگر صادرات نسبتاً سرمایه بر باشد - چون عمده صادرات کشور را نفت و گاز تشکیل می دهد، در این بخش احتمالاً فراوانی سرمایه نسبت به نیروی کار بیشتر می باشد زیرا استخراج، پالایش و حمل و

نقل نفت و گاز به سرمایه بیشتری تا نیروی کار نسبت به سایر بخشها نیاز دارد - در صورتیکه قیمت‌های نسبی ثابت باشد، با افزایش موجودی سرمایه، بخش صادرات بزرگتر و بخش جایگزینی واردات کوچکتر می‌گردد و بالعکس، اگر نیروی کار افزایش پیدا کند، صادرات کشور کاهش می‌یابد و بخش جایگزینی واردات بزرگتر می‌شود.

یادداشت‌ها

1. Vector Autoregression
2. Perpetual Inventory Method
3. Hicks
4. Total Factor Productivity (TFP)
5. Exportable
6. Non - Traded
7. The Accelerator Theory of Investment
8. Thomas Malthus
9. Beacker and Lewis
10. Demand - Led growth
11. Fertility
12. Hecksher - Ohlin
13. Rybezynski
14. Labor Intensive
15. Leontief
16. Methodology
17. Lag Operator
18. Unit Root
19. Mackinnon
20. Dickey - Fuller (DF)
21. Augmented Dickey - Fuller (ADF)
22. First Differenced
23. Lag Length
24. Regress
25. Specific Gravity Criterion
26. Caines et al . (1981)
27. Seemingly Unrelated Regressions (SUR) Equations
28. Kmenta and Gilbert (1968)
29. Maximum Likelihood Estimates
30. Wald Test
31. Unrestricted Equation
32. Restricted Equation
33. Adequacy
34. Non - Significance

35. Significance
36. Underfitting
37. Overfitting
38. Non - Zero off - Diagonal Polynomials

منابع

الف. منابع فارسی

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی (سالهای مختلف)، اداره حسابهای ملی.
- خوی، ا. (۱۳۷۳). تجارت بین المللی، استراتژی بازرگانی و توسعه اقتصادی، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- قارون، م. (۱۳۷۲). برآورد موجودی سرمایه بخشهای اقتصادی ایران (۷۰-۱۳۵۲)، تهران: روند بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- مرکز آمار ایران، سالنامه آماری، تهران: (سالهای مختلف).
- مهرگان، ن. (۱۳۷۳). ساختار اقتصادی صادرات ایران، ماهنامه بررسیهای بازرگانی، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، شماره ۹۱.
- مهرگان، ن. (۱۳۷۴). تبیین ساختار اقتصادی صادرات غیر نفتی کشور ماهنامه بررسیهای بازرگانی، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، شماره ۹۶.
- نیرومند، ح و بزرگ نیا، ا (مترجم). (۱۳۷۲). مقدمه ای بر تحلیل سری های زمانی، مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی، شماره ۱۳۲.

ب: منابع انگلیسی

- Balassa, B. (1978). *Exports and Economic Growth: Further Evidence*, *Journal of Development Economics*, 5, 9-181.
- Balassa, B. (1973). *Exports, Policy Choices, and Economic Growth in Developing Countries After the 1973 Oil Shock*, *Journal of Development Economics*, 18, 23-35.
- Becker, G.S. and Lewis, H.G. (1973). *On the Interaction Between the Quantity and Quality of Childern*, *Journal of Political Economy*, 81, 88-279.

- Caines, P.E., Keng, C.W. and Sethi, S.P. (1981). *Causality Analysis and Multivariate Autoregressive Modeling with an Application to Supermarket Sales Analysis*, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 3, 98-267.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427-431.
- Fajana, D. (1979). *Trade and Growth: The Nigerian Experience*, **World Development**, 7.
- Feder, G. (1982). *On Exports and Economic Growth*, **Journal of Development Economics**, 12, 59-73.
- Granger, C. W. J. (1967). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods*, **Econometrica**, 37, 424-38.
- Granger, G. W. J. (1980). *Testing for Causality: A Personal Viewpoint*, **Journal of Economic Dynamic and Control**, 1, 329-352.
- Hsiao, G. (1979). *Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data*, **Journal of American Statistical Association**, 74, 553-60.
- Hsiao, G. (1981). *Autoregressive Modeling and Money Income Causality Detection*, **Journal of Monetary Economics**, 7, 85-106.
- Jung, W.S. and Marshall, P. (1985). *Exports, Growth and Causality In - Developing Countries*, **Journal of Development Economics**, 18, 1-12.
- Kavoussi, R.M., (1984). *Export Expansion and Economic Growth*, **Journal of Development Economics**, 14, 241-250.
- Kmenta, J. and Gilber, R.F. (1968). *Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regression*, **Journal of the American Statistical Association**, 63, 1180-1220.
- Pindyck, R. S and Rubinfeld, D. L. (1991). **Econometric Models and Economic Forecasts**, Macgraw - Hill. Third Edition.
- Sharms, S.C., Norris, M. and Cheung, D.W.W. (1991). *Exports and Economic Growth in Industrialized Countries*, **Applied Economics**, 23, 697-708.
- Sims, C.A., (1972). *Money, Income, and Causality*, **American Economics Review**, 62, 540-552.
- Stewart, J. (1991). **Econometrics**, Philip Allen.
- Telser, L, G. (1964). *Interactive Estimation of a Set of Linear Regression Equations*, **American Statistical Association Journal**, 59, 845-862.

Tyler, W.G., (1981). *Growth and Export Expansion in Developing Countries*, **Journal of Development Economics**, 9, 121-30.

Zellner, A., (1962). *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias*, **Journal of the American Statistical Association**, 57, 348-68.