« بررسی رابطه علّی بین سرمایه گذاری ثابت و رشد اقتصادی ایران، یك تحلیل تجربی(۱۳۳۸-۱۳۷۳) »

دکتر احمد جعفری صمیمی

عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران(بابلسر)

چکیده:

مقاله حاضر رابطه علّی بین رشد اقتصادی و سرمایه گذاری ثابت، در اقتصاد ایران را، در سالهای ۱۳۳۸ - ۱۳۷۳ از دیدگاه تجربی مورد بررسی قرار می دهد. با توجه به این که برآورد الگوی رگرسیونی از روش حداقل مربعات معمولی نیازمند این است که متغیرهای مورد نظر پایدار باشند لذا در مقاله حاضر با ارائه آزمونهای مختلف در مورد پایداری در مورد متغیرها و روشهای تبدیل ناپایدار به پایدار ارتباط سببی بین رشد اقتصادی و سرمایه گذاری ثابت بررسی شده است.

از دیدگاه نظری در اقتصاد، معمولا سرمایه گذاری، عامل رشد اقتصادی تلقی می شود ولی نتایج تجربی تحقیق حاضر تاثیر سرمایه گذاری ثابت بر رشد اقتصادی و بر عکس تاثیر رشد اقتصادی بر سرمایه گذاری ثابت را در ایران تایید نمی کند.

مقدمه:

اقتصاد دانان و برخی از مورخین اقتصادی عموما بر این باورند که در بلند مدت، تحقق رشد سریع اقتصادی بدون افزایش سرمایه گذاری ثابت امکان پذیر نیست. ارتباط نزدیك بین رشد و سرمایه گذاری در

مطالعات برخی از اقتصاد دانان از جمله کوزنتس و مدیسون [۱] در گذشته مورد حمایت قرار گرفته است و در سالهای اخیر نیز مقالات بسیاری در این باره منتشر شده است که می توان آنها را به دلیل نقش یا اهمیتی که سامرز و هستون [۲] در این زمینه ایفا نموده اند مقالات نسل سامرز و هستون نامید.

آنچه که در این مورد هنوز با ابهام مواجه است رابطه ی سببی بین سرمایه گذاری ثابت و رشد اقتصادی است . تقریبا تمامی مطالعات انجام شده در سالهای پس از جنگ جهانی دوم با استفاده از اطلاعات مربوط به کشورهای مختلف نشان داده اند که بین نرخهای رشد و تشکیل سرمایه ی ثابت روابط آشکاری وجود دارد. اما آنها نتوانسته اند به سوالات زیر پاسخ دهند:

۱- آیا رشد اقتصادی می تواند تشکیل سرمایه ثابت را تشویق نماید؟

۲- آیا نرخهای بالای تشکیل سرمایه ثابت می تواند رشد سریع اقتصادی را ایجاد نماید؟

۳- آیا رشد و سرمایه گذاری ثابت،رابطه ی دو طرفه (اثرات بازخور) بایکدیگر دارند؟

٤- آیا رشد و سرمایه گذاری ثابت، در بلند مدت قادر نبوده اند که تاثیر مهمی بر یکدیگر داشته باشند؟

هدف مقاله ی حاضر این است که با توجه به اطلاعات سری زمانی، مربوط به دو متغیر در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۳، رابطه ی سببی بین تشکیل سرمایه ثابت و رشد اقتصادی را در کشورمان بررسی نماید.

برای این منظور ابتدا مروری اجمالی بر نظریه های رشد و کارهای تجربی با تاکید بر نقش سرمایه گذاری ارائه می شود. پس از آن به تحلیل های نظری و تجربی در زمینه رابطه سببی بین رشد اقتصادی و سرمایه گذاری می پردازیم. آنگاه اساس آزمون معروف گرانجر [۳] را برای بررسی ارتباط بین نرخ رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه ثابت مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهیم. سپس ماهیت متغیرهای مورد استفاده در سری زمانی و الگوی اقتصاد سنجی دلخواه را از نظر «آزمون پایداری» [٤] بررسی و «رابطه متقابل» [٥] بین آنها بررسی می نماییم. سرانجام از طریق باثبات نمودن متغیرهای مورد نظر و برآورد الگوی مناسب رابطه سببی بین رشد اقتصادی و سرمایه گذاری ثابت در ایران را تعیین می نماییم.

۲- مروری اجمالی بر نظریه های رشد و کارهای تجربی

یکی از مهمترین موضوعات مورد توجه در کشورهای در حال توسعه در سالهای پس از جنگ جهانی دوم، مسأله رشد اقتصادی بوده است. هدف اصلی نظریه های مربوط به رشد اقتصادی، بررسی عوامل تعیین کننده ی رشد در کشورهای مختلف بوده است.

اولین نظریه رشد اقتصادی که توسط هارود و دومار در سال ۱۹۳۹ ارائه شد به سادگی نشان داد که چگونه پس انداز می تواند نرخ رشد اقتصادی را تعیین نماید.[۶] از آن جایی که پس انداز یکی از منابع اصلی تامین مالی سرمایه گذاری در اقتصاد محسوب می شود، الگوی فوق نقش سرمایه گذاری در رشد اقتصادی را نیز مورد تاکید قرار داد. در تحقیقات بعدی با وجودی که به اهمیت و نقش نرخ رشد سرمایه (سرمایه گذاری) در بالا بردن نرخ رشد اقتصادی تاکید شد ولی عنوان شد که در بلند مدت این امکان وجود دارد که به خاطر محدودیت رشد عوامل غیرتولیدی مانند نیروی کار، نرخ رشد اقتصادی نیز با محدودیت مواجه شود. از اواسط دهه ۱۹۵۰ تا اواخر دهه ۱۹۶۰ یکی از موضوعات بسیار مهم مورد بحث اقتصاددانان ، مسأله رشد اقتصادی بوده است به طوری که در فاصله ی این سالها نظریات متعددی در زمینه ی رشد اقتصادی ارائه شد که معروفترین آنها نظریه رشد نوکلاسیکها بوده است.[۷] نوکلاسیکها به رهبری سولو[۸] نشان دادند که با فرض بازدهی به مقیاس ثابت در تولید، بدون پیشرفت فنی و عرضه کار برون زا، نرخ رشد اقتصادی توسط نرخ رشد نیروی کار تعیین می شود. وی با استفاده از یك تابع تولید در اقتصاد کلان نشان داد که چگونه نرخ رشد عوامل تولید (کار و سرمایه) در بلند مدت می تواند عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی باشند.

با وجودی که موضوع رشد اقتصادی در یك دوره تقریبا ۲۰ ساله پس از دهه ۱۹۶۰ مورد توجه قرار نگرفت ولی خوشبختانه از اواخردهه ۱۹۸۰ این موضوع بار دیگر یا معرفی نظریه جدید رشد درون زا، توسط پل رومر[۹] و کاربرد آن توسط سایر اقتصاددانان مانند لوکاس[۱۰]، لوین ورنلت[۱۱]، آلسینا و پروتی[۱۲] در دهه ۱۹۹۰ که در آن تاکید بیشتری بر بعضی از عوامل تعیین کننده رشد از قبیل تحقیق و توسعه، پیشرفت فنی، سرمایه انسانی و حتی عوامل غیر اقتصادی صورت گرفته است، موجب شده است که در حال حاضر بار دیگر موضوع رشد اقتصادی به عنوان یکی از مهمترین موضوعات مورد بحث اقتصاد دانان تلقی شود و حتی برخی از اقتصاد دانان معتقدند که تحقیقات نظری و تجربی در زمینه ی عوامل تعیین کننده ی رشد اقتصادی حتی در

چند دهه آینده نیز به شدت ادامه خواهد یافت. [۱۳]

نکته بسیار حائز اهمیت در مورد کارهای تجربی فوق و سایرین آن است که در تمامی آنها به نقش بسیار با اهمیت سرمایه گذاری به عنوان یکی از عوامل مهم تعیین کننده رشد اقتصادی، توجه شده است. برای مثال لوین ورنلت در سال ۱۹۹۲ دربررسی خود در مورد ۱۰۱ کشور در سالهای ۱۹۶۰-۱۹۸۹ نشان دادند که یك همبستگی مثبت و قوی بین رشد و سرمایه گذاری وجود دارد. آنها نتیجه گیری نمودند که سرمایه گذاری، نرخ رشد اقتصادی را افزایش می دهد.همچنین آشوئر [۱۴] در سال ۱۹۸۹ با استفاده از داده های سری زمانی ارتباط بسیار قوی و مثبت بین سرمایه گذاری و رشد را نشان داد. نایت، لوآیزا و ویلانوا [۱۵] نیز در سال ۱۹۹۳ با استفاده از داده های برش عرضی و سری زمانی برای ۹۸ کشور در دوره زمانی ۱۹۶۰-۱۹۸۵ نتیجه گیری نمودند که سرمایه گذاری تاثیر مثبت و معنی دار بر رشد اقتصادی داشته است.

با وجودی که در اغلب کارهای تجربی، در زمینه ی ارتباط سرمایه گذاری و رشد اقتصادی تاثیر سرمایه گذاری بر رشد بررسی شده است ولی باید گفت سرمایه گذاری و رشد می توانند ارتباط دوسویه و دو جانبه با یکدیگر داشته باشند. به عبارت دیگر رشد اقتصادی نیز می تواند به عنوان یکی از عوامل مهم تعین کننده ی سرمایه گذاری، مخصوصا سرمایه گذاری خصوصی، در اقتصاد تلقی شود. برای مثال گرین و ویلانوا [۱۶] در سال ۱۹۹۱ با استفاده از ترکیب اطلاعات برش عرضی و سری زمانی ۲۳ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۱۹۷۵- ۱۹۸۷ نشان دادند که نرخ رشد اقتصادی تاثیرمثبت و معنی داری بر سرمایه گذاری خصوصی در این کشورها داشته است.

لازم به توضیح است با وجودی که در تحلیلهای تجربی فوق، اغلب نقش عوامل مختلف تعیین کننده رشد اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است ولی همان طوری که لوین ورنلت [۱۷] بیان نموده اند در این زمینه هنوز یك الگوی نظری مورد قبول همگان برای انجام کارهای تجربی در مورد رشد اقتصادی وجود ندارد. با وجود این می توان کلیه کارهای تجربی انجام شده در زمینه عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی را به الگوی زیر که توسط لی مر [۱۸] پایه گذاری شده است نسبت داد:

$$y = a_I I + a_m M + a_Z Z + U$$

که در آن y نرخ رشد اقتصادی (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی) یا نسبت سرمایه گذاری ناخالص داخلی

(ثابت) به تولید ناخالص داخلی، I مجموعه یی از متغیرهایی می باشد که همواره در رگرسیون وجود دارند، M متغیر مورد نظر و Z نیز زیر مجموعه یی از متغیرهایی می باشد که در تحقیقات گذشته به عنوان متغیرهای توضیحی مهمی تلقی شده اند.

یکی از نکات بسیار مهم در الگوی فوق این است که متغیر y که در حقیقت نقش متغیر وابسته (درون زا)را در معادله فوق ایفا می کند می تواند نرخ رشد اقتصادی یا نسبت سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی تلقی شود. این موضوع نشان می دهد که دو متغیر فوق می توانند هردو به عنوان متغیرهای وابسته تلقی شوند هرچند که در تحقیقات مربوط به عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی y به عنوان متغیر مربوط به نرخ رشد اقتصادی و سرمایه گذاری به صورت یکی از متغیرهای موجود در مجموعه I تلقی می شود، در عوض، چنانچه در الگوی فوق متغیر وابسته y را به عنوان نسبت سرمایه گذاری ناخالص به تولید ناخالص داخلی در نظر بگیریم آنگاه متغیر نرخ رشد اقتصادی یکی از متغیرهای موجود در مجموعه I خواهد بود. بنابراین می توان گفت که سرمایه گذاری می تواند به عنوان یك متغیر، توضیحی مهم برای رشد اقتصادی و برعکس رشد اقتصادی نیز به عنوان یك متغیر مهم تشریح کننده ی نوسانات سرمایه گذاری در اقتصاد تلقی شود.

آنچه که هنوز با ابهام مواجه است این است که آیا یك کشور می تواند از طریق افزایش سرمایه گذاری ثابت رشد خود را افزایش دهد یا این که سیاستهای دیگری وجود دارد که موجب افزایش رشد شده و در نتیجه آن سرمایه گذاری نیز تشویق می شود؟ در بخش بعدی به طور اختصار تحلیل های نظری و تجربی در زمینه ی رابطه سببی بین رشد سرمایه گذاری را مرور می نماییم.

۳- مروری بر تحلیل های نظری و تجربی در زمینه رابطه سببی بین رشد و سرمایه گذاری

باید گفت که رابطه سببی بین سرمایه گذاری و رشد اقتصادی یك موضوع جدید نمی باشد. حتی کوزنتس که به نقش بسیارحیاتی سرمایه گذاری ثابت در رشد معتقد بود بیان نمود«مواردی مشاهده شده است که افزایش رشد اقتصادی قبل از افزایش سرمایه گذاری به وقوع پیوسته است.[۱۹]

علاوه بر این مطالعات بلند مدت آبراموویتز[۲۰] و دنیسون[۲۱] نشان داده است که بخش قابل توجهی از

رشد اقتصادی از طریق تشکیل سرمایه ایجاد نمی شود. این موضوع باعث شد تا برخی از تحقیقات در این زمینه به نقش متغیرهای مختلف اقتصادی و سیاسی و سیاست اقتصادی از قبیل میزان تجارت و کنترل ارز، سرمایه گذاری خارجی، ثبات سیاسی و سیاست پولی و مالی تاکید نمایند.

همان طوری که در بخش قبل نیز عنوان شد مطالعات انجام شده در زمینه ی رشد اقتصادی نشان داده اند که بین سرمایه گذاری و نرخ رشد ارتباط وجود دارد و بهمین دلیل اغلب اقتصاد دانان مانند لانگ و سامرز [۲۲] نتیجه گیری می نمایند که نرخ تشکیل سرمایه عامل تعیین کننده ی رشد اقتصادی یك کشور است. با وجود این باید گفت که ارتباط شدید سرمایه گذاری با رشد به هیچ وجه رابطه سببی بین آنها را توجیه نمی کند. به عبارت دیگر همان طوری که قبلا نیز عنوان شد این امکان وجود دارد که جهت ارتباط بین دو متغیر فوق از رشد به سرمایه گذاری باشد به طوری که رشد اقتصادی سریعتر سبب افزایش سرمایه گذاری شود. یکی از کانالهایی که می تواند تاثیر رشد بر سرمایه گذاری را توجیه نماید از طریق تاثیر رشد بر پس انداز بر سرمایه گذاری می باشد که تحقیقات تجربی آنرا مورد تاکید قرار دادند. برای مثال در سال ۱۹۸۳ استرم [۲۳] با مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه عوامل تعیین کننده ی پس انداز، نشان داد که رشد درآمد یا بهره وری به عنوان یکی از مهمترین و موثرترین عوامل بوده است. همچنین اندو[۲۴] در سال ۱۹۸۶ و هایاشی[۲۵] در سال ۱۹۸۶ در تشریح عوامل موثر بر نرخهای بالای پس انداز در ژاپن نشان دادند که رشد اقتصادی یکی از عوامل مهم بوده است. رابطه موجود بین رشد و پس انداز از یك طرف و ارتباط بسیار شدید سرمایه گذاری و پس انداز که ابتدا توسط فلدستاین و هوریوکا[۲۷] در سال ۱۹۸۰ و سپس توسط دولی، فرانکل و ماتیسون [۲۸] در سال ۱۹۸۷ و اخیرا توسط فلاستاین و یك چتا [۲۹] در سال ۱۹۹۱ مورد بحث قرار گرفته است ، از طرف دیگر باعث شده است که تاثیر رشد بر سرمایه گذاری- از طریق تاثیر رشد بر پس انداز- مورد حمایت قرار گیرد.

در زمینه ی بررسی رابطه سببی بین رشد و سرمایه گذاری تنها مطالعه یی که تاکنون انجام شده است تحقیقی است که توسط پلوستورم، زجان و لیپزی [۳۰] در اواخر سال ۱۹۹۳ صورت گرفته است. آنها با توجه به اطلاعات مربوط به ۱۰۰ کشور جهان فاصله سالهای ۱۹۶۵ تا ۱۹۸۵ نشان دادند که بین دو متغیر فوق یك ارتباط یك طرفه از رشد به سرمایه گذاری و نه برعکس وجود داشته است به طوری که افزایش رشد اقتصادی

موجب افزایش نرخ تشکیل سرمایه ثابت در این کشورها شده است.

لازم به توضیح است که چون هدف اصلی مقاله حاضر بررسی رابطه سببی بین سرمایه گذاری ثابت و رشد اقتصادی در ایران می باشد، لذا از آن جایی که تحلیل نظری قادر نیست این رابطه را بدون ابهام پاسخ دهد، بنابراین تمرکز اصلی مقاله بر تحلیل تجربی در زمینه ی رابطه ی سببی بین سرمایه گذاری و رشد معطوف شده است.

٤- آزمون سببی گرانجر

براساس آزمون ارائه شده توسط گرانجر در سال ۱۹۶۹، متغیر x هنگامی بر متغیر دیگری مانند Y تاثیر می گذارد (سبب تشریح بهتر آن می شود) که Y از طریق مقادیر گذشته X و Y در مقایسه با فقط مقادیر گذشته Y به گونه ی بهتری بتواند برآورد و پیش بینی شود.

از دیدگاه تجربی برای استفاده از آزمون گرانجر در مورد بررسی ارتباط سببی بین دو متغیر (رشد اقتصادی و سرمایه گذاری ثابت) لازم است تا معادلات زیر برآورد شوند:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + U_t \qquad (1)$$

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 IY_{t-1} + U_t \qquad (2)$$

$$IY_t = \gamma_0 + \gamma_1 IY_{t-1} + \gamma_2 IY_{t-2} + U_t \qquad (3)$$

$$IY_t = \gamma_0 + \gamma_1 IY_{t-1} + \gamma_2 IY_{t-2} + \gamma_3 Y_{t-1} + U_t \qquad (4)$$

که در آن Y_t نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱، IY_t نسبت سرمایه گذاری ثابت به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و t دوره زمانی (سال) می باشد.[۳۱] دو معادله (۱) و (۲) در حقیقت تاثیر سرمایه گذاری ثابت بر نرخ رشد اقتصادی را بررسی می کند. به عبارت دیگر چنانچه قدرت تشریحی و برآورد الگوی (۲) در مقایسه با الگوی (۱) به صورت معنی دار بهبود یافته باشد،[۳۲] در این صورت می توان نتیجه گرفت که سرمایه گذاری ثابت در رشد اقتصادی تاثیر داشته است(سرمایه گذاری ثابت سبب رشد اقتصادی شده است). همچنین دو معادله(۳) و (٤) تاثیر رشد اقتصادی بر سرمایه گذاری ثابت را بررسی می کند. اگر قدرت تشریحی و برآورد الگوی (٤) در مقایسه با الگوی (۳) به صورت معنی دار بهبود یابد، آنگاه می توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی بر سرمایه گذاری ثابت تاثیر داشته است (رشد

اقتصادی سبب سرمایه گذاری ثابت شده است).

۵-بررسی ماهیت متغیرهای سری زمانی از نظر پایداری

قبل از این که بخواهیم با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و الگوی رگرسیون خطی الگوی (۱) -(٤)را برآورد نماییم در این صورت باید از خاصیت با ثبات بودن متغیرها و در نتیجه ثابت بودن واریانس متغیر وابسته که یکی از فروض مهم روش حداقل مربعات است مطمئن شویم. به عبارت دیگر در سالهای اخیر این موضوع که نتایج رگرسیونهای با متغیرهای «بی ثبات» و «ناپایدار» [۳۳] بی معنی می باشند مورد تاکید محققین زیادی قرار گرفته است.[۳٤]

برای بررسی موضوع باثباتی (پایداری) و بی ثباتی (ناپایداری) یك سری زمانی فرض کنید تابع زیر بیان کننده مسیر زمانی Y باشد: (ε_t جمله خطا می باشد)

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = (0, \sigma^2 \varepsilon)$$

در چنین حالت اگر $\rho = 1$ باشد دراین صورت $Y_t = \Sigma \varepsilon_{t-j}$ بوده و این متغیردر این حالت ناپایداراست. [۳۵]

در این حالت می گوییم که این متغیر دارای ریشه واحد [۳٦] بوده و فرآیند فوق به فرآیند «گام تصادفی» [۳۷] نیز معروف است. در مقابل و چنانچه $|\rho| < 1$ باشد، در این صورت متغیر فوق ناپایدار بوده و در طول زمان حالت انفجاری خواهد داشت. سرانجام چنانچه $0 < \rho < 1$ باشد، در این شرایط متغیر فوق را متغیر با ثبات و یا پایدار می گوییم.

برای آزمون ناپایداری می توان از آزمون ریشه واحد به صورت زیر استفاده نمود:

$$Y_t = PY_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0: p = 1$$

$$H_1: P < 1$$

ویا با کم نمودن Y_{t-1} از طرفین معادله فوق می توان نوشت:

$$\Delta Y_t = (P-1) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0: p-1 = 0$$

$H_1 : P-1 < 1$

آزمون دارا بودن ریشه واحد به صورت فوق که به آزمون دیکی- فولر[38] معروف است به شکلهای زیر با اضافه نمودن یك تابع خطی از زمان (روند زمانی) و تفاضلات دیگر به آزمون «دیکی فولر گسترش یافته» [39] شهرت یافته است.

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{P} \theta_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + (P+1) \sum_{i=1}^{P} \theta_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

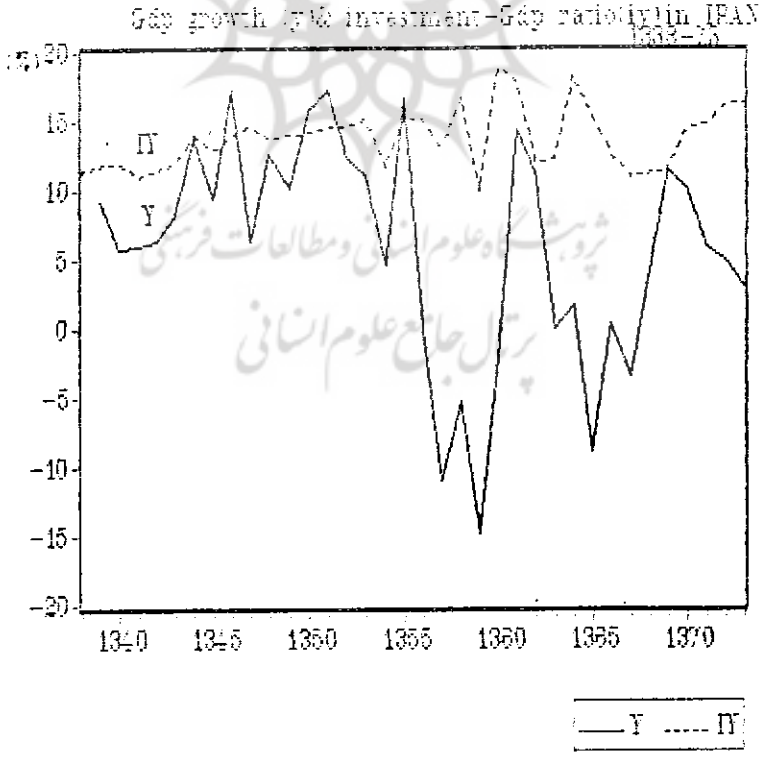
لازم به توضیح است در شرایطی که با توجه به آزمون ریشه ی واحد، وجود ریشه ی واحد در مورد متغیرها و در نتیجه بی ثباتی و ناپایداری متغیرها مورد تایید قرار گرفت ادامه یك الگوی رگرسیونی که از این متغیرها تشکیل شده است فقط هنگامی می تواند معنی دار باشد که بین این متغیرها و نوعی «همبستگی متقابل» [40] وجود داشته باشد. در غیر این صورت رابطه رگرسیونی فوق به هیچ وجه معنی دار نبوده و لازم است با استفاده از روشهای مختلف متغیرها را از حالت ناپایدار به وضعیت پایدار تبدیل نمود.

برای تشریح مفهوم همبستگی متقابل، فرض کنید دو متغیر X_t و Y_t هر دو دارای فرآیند گامهای تصادفی بوده و بنابراین با ثبات نیستند. در این شرایط می توان نتیجه گرفت که یك ترکیب خطی از این دو متغیر نیز یك فرآیند گام تصادفی باشد. با وجود این، دو متغیر فوق در طول زمان که دو سری زمانی را تشکیل می دهند ممکن است دارای خصوصیتی باشند که یك ترکیب خطی معین از آنها باثبات و پایدار باشد. برای مثال ممکن است a ای وجود داشته باشد به طوری که ترکیب خطی $X_t - aY_t$ باثبات باشد. در این شرایط گفته می شود که دو سری زمانی (X_t و Y_t) دارای همبستگی متقابل با یکدیگر می باشند و در طول زمان در بلند مدت از یکدیگر چندان دور نمی شوند.

همان طوری که قبلا نیز بیان شد در صورتی که سری های زمانی ناپایدار باشند و علاوه بر این با استفاده از آزمون مناسب، وجود همبستگی متقابل بین آنها رد شود، در این صورت لازم است متغیرهای ناپایدار به پایدار تبدیل شوند. برای از بین بردن ناپایداری متغیرها روشهای متفاوتی وجود دارد که در این مقاله از دو روش تفاضل گیری اولیه بین متغیرها و روش الگوی خود رگرسیونی (AR)[41]، میانگین متحرك (MA) [42] و یا ترکیب آنها (ARMA)[43] با استفاده از نمودار خود همبستگی و همبستگی پیاپی بر اساس روش

باکس و پیرس [۴۴] و باکس و جنکینس [۴۵] الگوی مناسبی برای متغیرهای مورد نظر استفاده نموده ایم.

جدول (۲) پیوست آزمون پایداری متغیرهای موجود در الگو یعنی نرخ رشد اقتصادی (Y) و نسبت سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی (IY) را با توجه به آزمون دیکی- فولر نشان می دهد. از ارقام موجود در این جدول مشاهده می شود که وجود ریشه ی واحد و در نتیجه ناپایدار بودن سری های زمانی در هر دو حالت با روند زمانی (T) و بدون روند زمانی (N) را در سطح ۵ درصد نمی توان رد نمود. [۴۶] بنابراین همان طوری که قبلا نیز بیان شد برای این که الگوهای رگرسیون (۱)-(٤) با معنی دار باشد لازم است تا آزمون وجود همبستگی متقابل بین متغیرها را بررسی می نماییم. جدول (۳) پیوست آزمون همبستگی متقابل انگل- گرانجر در مورد الگوی (۲) و الگوی (٤) را نشان می دهد. همان طوری که از اطلاعات موجود در مورد آزمون همبستگی متقابل مشاهده می شود با توجه به این که t محاسباتی حتی در سطح ۱۰ درصد نیز در ناحیه بحرانی قرار نمی گیرد لذا وجود همبستگی متقابل بین متغیرهای موجود در الگوهای فوق رد می شود و در نتیجه تخمین الگوها به شکل فوق همان طوری که قبلا نیز بیان شد معنی دار نیست.



نمودار(۱) روند رشد اقتصادی (Y) و نسبت سرمایه گذاری ثابت به تولید ناخالص (IY) داخلی ایران (۱۳۳۸-۱۳۷۳) درصد

لذا لازم است با استفاده از روشهای مناسب متغیرهای الگو را پایدار نمود . در این مقاله از دو روش استفاده شده است:

روش اول: با استفاده از الگوی مناسب ARMA,MA, AR

با توجه به اطلاعات مربوط به نمودار خود همبستگی دو متغیر IY و Y که در جدولهای (٤) و (٥) پیوست آمده است و با توجه به روش باکس و پیرس و باکس و جنکینس ابتدا دو متغیر فوق را باثبات نموده و در حقیقت متغیرهای مناسب مورد نظر را برای تخمین الگوهای (١)-(٤) تعیین نمودیم.[٤٧]

روش دوم: با استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد نظر

اطلاعات موجود در جدول (٧) پیوست نشان می دهد که از طریق تفاضلات مرتبه اول به راحتی دو متغیر با ثبات می شوند. آزمون ریشه واحد در مورد این دو متغیر که : DY و DIY نام گذاری شده است این موضوع را تایید می نماید. بنابراین به کمك این روش نیز با پایدار نمودن متغیرهای مورد نظر اکنون می توان الگوهای (١)- (٤) را برآورد نموده و در نتیجه موضوع مورد نظر مقاله، یعنی رابطه ی سببی بین نرخ رشد اقتصادی و سرمایه گذاری ثابت را بررسی نمود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

٦- آیا سرمایه گذاری ثابت سبب رشد اقتصادی شده است؟

نمودار (١) روند نوسانات نرخ رشد اقتصادی و نسبت سرمایه گذاری ثابت به تولید ناخالص داخلی کشور در سالهای ١٣٣٨-١٣٧٣ را نشان می دهد. برای بررسی تاثیر سرمایه گذاری ثابت بر رشد اقتصادی ایران در دوره مورد نظر الگوهای (١) و (٢) که در آن از هر دو روش با ثبات نمودن متغیرها که در قسمتهای قبلی بیان شد استفاده شده است برآورده شده[٤٨] و کمیتهای آماری R^2 و آماره F به یادداشت ٣٢ رجوع نمایید. برای بررسی این که سرمایه گذاری گذشته قادر است قدرت پیش بینی و تشریحی الگو را اضافه نماید در جدول (١) آورده شده است.

جدول (۱) نتایج تجربی بررسی تاثیر سرمایه گذاری ثابت
در رشد اقتصادی ایران (۱۳۳۸- ۱۳۷۳)

کمیت آماری	روش اول باثبات نمودن متغیرها	روش دوم باثبات نمودن متغیرها
R^2 الگوی(۱)	۰/۵۱۸۸۸۵	۰/۰۶۶۶۲۴
R^2 الگوی(۲)	۰/۵۳۶۲۸۷	۰/۰۸۰۹۳۷
F محاسباتی	۱/۰۸۸۳	۰/۴۳۶
آماره F^* درسطح۵درصد	۴/۱۸	۴/۲

* در روش اول درجه آزادی F برابر ۱ و ۲۹ و در روش دوم ۱ و ۲۸ می باشد.

اطلاعات موجود در جدول (۱) نشان می دهد که در روش اول با وجودی که اطلاعات تاریخی گذشته نرخ رشد اقتصادی (۲ سال قبل) تقریبا می تواند بطور نسبتا متوسطی نرخ رشد اقتصادی جاری را برآورد نماید ولی سرمایه گذاری با یك وقفه قادر نبوده است که قدرت پیش بینی و برآورد الگورا به گونه یی معنی دار بهبود بخشد. روش دوم با ثبات نمودن متغیرها نشان می دهد که اطلاعات تاریخی گذشته ی نرخ رشد اقتصادی برآورد کننده بسیار ضعیفی برای تشریح نرخ رشد اقتصادی جاری بوده است ولی مانند روش اول سرمایه گذاری گذشته قادر نبوده است قدرت پیش بینی و تشریحی الگو را به صورت معنی داری بهبود دهد. لذا نتایج تحقیق حاضر این موضوع را که سرمایه گذاری ثابت سبب رشد اقتصادی ایران در سالهای ۱۳۳۸- ۱۳۷۳ شده است، تایید نمی کند.

۷- آیا رشد اقتصادی ایران سبب افزایش سرمایه گذاری ثابت شده است؟

به منظور بررسی تاثیر رشد اقتصادی بر سرمایه گذاری ثابت در دوره مورد نظر الگوهای (۳) و(٤) با استفاده از دو روش با ثبات نمودن متغیرها برآورد شده است.

جدول (۲) نتایج تجربی بررسی تاثیر رشد اقتصادی بر سرمایه گذاری ثابت در ایران را نشان می دهد.

جدول (۲) نتایج تجربی بررسی تاثیر رشد اقتصادی بر سرمایه گذاری ثابت در ایران (۱۳۳۸- ۱۳۷۳)

کمیت آماری	روش اول باثبات نمودن متغیرها	روش دوم باثبات نمودن متغیرها
R^2 الگوی(۳)	۰/۳۱۶۵۷	۰/۳۲۱۲۲۵
R^2 الگوی(٤)	۰/۳۲۳٤۲	۰/۳۷۵۷۰۸
F محاسباتی	۰/۳۰۳۷	۲/۵۳۱
آماره F^* درسطح۵درصد	٤/۱۷	٤/۱۸

* در روش اول درجه آزادی F برابر او۳۰ و در روش دوم برابر ۱ و ۲۹ می باشد.

اطلاعات موجود در جدول (۲) نیز نشان می دهد در هر دو روش با توجه به این که F محاسباتی از آماره F^* در سطح ۵ درصد کمتر می باشد لذا این موضوع که رشد اقتصادی گذشته سبب افزایش سرمایه گذاری ثابت در سالهای ۱۳۳۸- ۱۳۷۳ شده است را نمی توان تایید نمود. به عبارت دیگر با وجودی که تاریخ گذشته سرمایه گذاری ثابت برآورد کننده نسبتا ضعیفی از سرمایه گذاری ثابت جاری می باشد ولی نرخ رشد اقتصادی با یك وقفه قادر نبوده است که قدرت تشریحی الگو را به گونه یی معنی دار بهبود بخشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۸- نتیجه گیری

هدف اصلی مقاله ی حاضر بررسی تجربی رابطه سببی بین سرمایه گذاری ثابت و نرخ رشد اقتصادی ایران در سالهای ۱۳۳۸- ۱۳۷۳ بود.به منظور برآورد الگوهای مناسب پس از مروری اجمالی بر نظریه های رشد و کارهای تجربی و تحلیل های نظری و تجربی در زمینه رابطه سببی بین رشد اقتصادی و سرمایه گذاری ابتدا با استفاده از آزمونهای مختلف ماهیت متغیرهای مورد نظر را از نظر پایداری مورد بررسی قرار دادیم. از آن جایی که موضوع ناپایداری متغیر مورد تایید قرار گرفت برای این که بتوانیم رگرسیون های معنی داری را برآورد نماییم با استفاده از دو روش متغیرهای ناپایدار را با ثبات نموده و سپس با برآورد الگوهای رگرسیونی از روش حداقل مربعات معمولی آزمون مربوط به وجود رابطه سببی بین نرخ رشد اقتصادی و

سرمایه گذاری ثابت را بررسی نمودیم.

با وجودی که به دلیل محدود بودن حجم نمونه و عدم کارایی آزمونهای مختلف آماری در مورد سری های زمانی درشرایط پایین بودن حجم نمونه که این باعث می شود تا نتیجه گیری را با احتیاط بیان نمود ولی نتایج آماری بررسی تجربی تحقیق حاضر نشان می دهد که در دوره مورد نظر نوسانات مربوط به سرمایه گذاری ثابت و نرخ رشد اقتصادی کشور به هیچ وجه به طور معنی داری بر دیگری تاثیر نداشته است . لذا وجود رابطه سببی بین دو متغیر فوق از هر طرف مورد تایید قرار نگرفت.

پانوشتها:

۱- رجوع شود به : MADDISON (1982), KUZNETS (1973)

۲- رجوع شود به : SUMMERS,R,AND A. HESTON(1991)

۳- رجوع شود به : GRANGER,C.W(1969)

4- STATIONARY TEST

5- COINTEGRATION

6- HARROD, R.F(1939)

۷- برای مرور نظریات رشد اقتصادی ارائه شده در فاصله سالهای فوق به مقاله بسیار جامع و کامل هان و ماتیوس در سال ۱۹٦٤ مراجعه شود. HAHN & MATTEWS (1964)

8- SOLOW,R (1956)

9- ROMER,P. (1988)

10- LUCAS, R.E(1988)

11- LEVINE, R, AND D. RENELT (1992)

12- ALESINA AND PEROTT1(1994)

13- STERN, N. (1991)

14- ASCHAUER, D. (1989)

15- KNIGHT, M,LOAYZA,N,AND VILLANUE VA, D. (1993)

16- GREENE,J; AND VILLANUEVA, D. (1991)

17- LEVINE & RENELT (1992, P 943)

18- LEAMER,E (1983)

۱۹- رجوع شود به: KUZNETS(1973),P129

20- ABRAMOVITZ,M. (1956)

21- DENISION, E. (1967)

22- DE LONG AND SUMMERS (1991,1992)

23- STRUM,P (1983)
24- ANDO
25- HAYASHI

۲۶- رجوع شود به: BLOMSTROM, M; R. LIPSE Y, AND M. ZEJAN (1993), P3

27- FELDSTEIN, M, AND C. HORIOKA (1980)
28- DOOLY, M; J. FRANKEL; AND D. MATHIESON (1987)
29- FELDSTEIN, M; AND P. BACCHETTA (1991)
30- BLOMSTROM, M; R. LIPSEY; AND M. ZEJAN (1993)

۳۱- اطلاعات آماری مورد استفاده در این مقاله در جدول (۱) در پیوست آمده است.

۳۲- برای این منظور از آزمون F که به صورت زیر تعریف می شود، استفاده می نماییم.

$$F_{۲,n-k} = \frac{\frac{R_۲^۲ - R_۱^۲}{۱ - R_۲^۲}}{n-k}$$

که در آن $R_۲^۲$ ضریب تعیین الگوی دوم، $R_۱^۲$ ضریب تعیین در الگوی اول، n حجم نمونه و k تعداد پارامترها در الگوی دوم می باشد.

33- NON- STATIONARY

۳۴- برای اطلاعات بیشتر در این زمینه رجوع شود به: GRANGER, C.W; AND NEWBOLD, P(1986)

۳۵- زیرا می توان نوشت $V(Y_t) = t\sigma_\varepsilon^۲$، لذا واریانس Y_t ثابت نیست و با افزایش t به سمت به نهایت، واریانس نیز افزایش یافته و به سمت بی نهایت میل خواهد کرد.

36- UNIT- ROOT
37- RANDOM- WALK
38- DICKEY- FULLER TEST

۳۹- AUGMENTED DICKEY- FULLER TEST (ADF). لازم به توضیح است که با استفاده از TSP به راحتی می توان با استفاده این آزمون، فرایند ریشه واحد و ناپایداری متغیرهای سری زمانی در الگوهای اقتصاد سنجی را مورد بررسی قرار داد. همچنین برای توضیحات بیشتر در زمینه آزمون ریشه واحد رجوع شود به : BLOUGH(1990);

DICKEY, D. AND, FULLER, W.A (1981)
FULLER, W.A (1976)
PHILLIPS, P.C.B AND PERRON. P(1988)

۴۰- COINTEGRATION. لازم به توضیح است که در مورد وجود یك رابطه بلند مدت بین متغیرها در یك الگوی رگرسیون (همبستگی متقابل) آزمونهای مختلفی وجود دارد. معرفترین آنها که در این مقاله نیز مورد استفاده قرار گرفته است آزمون همبستگی متقابل انگل و گرانجر می باشد. که با استفاده از نرم افزار TSP7 به راحتی قابل استفاده است. برای توضیح بیشتر در این زمینه رجوع شود به :

ENGLE, R.F. AND GRANGER, C.W (1987)

۴۱- AUTOREGRESSIVE MODEL (AR) . اگر y_t به صورت انحراف متغیر y_t از میانگین آن باشد، در اینصورت فرم کلی الگوهای خود رگرسیونی به صورت زیر می باشد:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + ... + a_p y_{t-p} + U_t$$

به الگوی فوق به خاطر این که شبیه یك معادله رگرسیون چند متغیره y_t بر y_{t-1} ، y_{t-2} می باشد الگوی خود رگرسیونی می گویند. الگوی فوق به خاطر تعداد P وقفه AR(P) نامیده می شود.

۴۲- الگوی میانگین متحرك و یا MOVING AVERAGE MODEL (MA) از نوع زیر می باشد:

$$y_t = \varepsilon_t - \beta_1\varepsilon_{t-1} - \beta_2\varepsilon_{t-2} - \cdots - \beta_q\varepsilon_{t-q}$$

که در آن ε_t جمله خطا (از نوع صدای سفید WHITE NOIZE) و در نتیجه y_t یك ترکیب خطی از متغیرهای تصادفی از نوع فرق می باشد.

۴۳- به این الگوها، الگوی خود رگرسیونی میانگین متحرك (ARMA) می گویند. فرم کلی این الگو به صورت زیر می باشد:

$$y_t = a_1 y_{t-1} - a_2 y_{t-2} - \cdots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \beta_1\varepsilon_{t-1}$$

$$\beta_2\varepsilon_{t-2} - \ldots - \beta_q\varepsilon_{t-q}$$

برای توضیح بیشتر در زمینه الگوهای فوق به کتابهای اقتصاد سنجی و تحلیل سری های زمانی رجوع نمایید. برای مثال رجوع شود به:

RAMANATHAN,R (1992), PP492 - 508.

۴۴- باکس و پیرس (Box & Pierce) برای تعیین فرم مناسب الگوهای AR, MA, ARMA با توجه به نمودار ضرایب همبستگی (CORRELOGRAM) معیاری پیشنهاد نمودند که بر اساس آن نه تنها لازم است خود همبستگی مرتبه اول جملات خطا را مشاهده کرد بلکه با مشاهده خود همبستگی مرتبه های بالا (وقفه بیشتر) می توان مناسب بودن فرم الگوی پیشنهادی را ارزیابی نمود. آنها پیشنهاد نمودند که باید آماره Q که برابر با $n\sum_{k=1}^{m} r_k^2$ می باشد را محاسبه که در آن r_k خود همبستگی یا وقفه k و n تعداد مشاهدات و m تعداد وقفه ها می باشد. آنها نشان دادند که Q بطور مجانبی دارای توزیع کای دو(X^2) با درجه آزادی m-p-q دارد که در آن p و q در حقیقت مرتبه های اجزای AR و MA می باشد. لازم به توضیح است که لانگ و باکس (LJUNG AND BOX) آماره Q را برای حجم نمونه نسبتا کم تعدیل نموده و آماره Q به صورت:

$$Q^{\circ} = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}(n-k)^{-1} r^2_k$$

Q را به جای آماره Q معرفی نمودند.

البته سایر محققین از جمله دیویس و نیویولد (DAVIES & NEWBOLD) آماره Q و Q° را به دلیل دارا

بودن توان پایین مورد انتقاد قرار دادند. برخی از تحلیل گران سری های زمانی به جای آزمونهای فوق از آزمون ضریب لاگرانژ (LM= LAGRANGE MULTIPLIER) که توسط هوسکینگ (HOSKING) معرفی شده است استفاده می نمایند. برای اطلاعات بیشتر در هر زمینه رجوع شود به:

LJUNG, G.M AND G.E BOX (1978); DAVIES, N. AND P.NEWBOLD J.R.M(1980), (1979) HOSKING

٤٥- باکس و جنیکینس (BOX AND JENKINS) نیز پیشنهاد نمودند که برای پایدار نمودن سری زمانی الگوی مناسبی که دارای کمترین انحراف معیار خطا برای متغیر وابسته (STANDARD ERROR OF ESTIMATE) را داشته باشد تعیین نمود.

٤٦- البته در مورد IY با روند زمانی سری در مقطع ٥ درصد دارای ریشه واحد نمی باشد هرچند که در سطح ١ درصد وجود ریشه واحد حتی در این حالت را نمی توان رد نمود.

٤٧- برای این متغیرها که YHAT و IYHAT نامیده شده است و به ترتیب از طریق فرایند (٣و٢و١) MA و (٢و٢) ARMA برآورد شده اند آزمون ریشه واحد در جدول (٦) پیوست نشان می دهد که با روند زمانی زمانی حتی در سطح ١ درصد دو متغیر فوق دارای ریشه واحد نمی باشند.

٤٨- با توجه به این که اکنون کلیه متغیرهای سری زمانی با ثبات شده اند، لذا استفاده از روش حداقل مربعات معمولی که در این مقاله استفاده شده است مشکلی ایجاد نخواهد کرد.

فهرست منابع:

- بانك مرکزی ایران- نماگرهای اقتصادی- اداره بررسی های اقتصادی- شماره (٢)- ١٣٧٤.

- سازمان برنامه و بودجه- مجموعه اطلاعاتی (سری زمانی آمار حسابهای ملی، پولی و مالی) دفتر اقتصاد کلان- ١٣٧٣.

Abramoviz, M."Resources and output trends in the United States since 1870" American Economic Review, 46, May 1956.

Alesina, A, and R. Perotti, "The Political Economy of Growth: A Critical survey of the recent Literature", The world Bank economic Review, 8,1994, PP 351-72.

Aschauer, D. "Is Public Expenditure Productive?" Journal of Monetary Economics, 23, 1989, PP 177-200.

Blomstrom, M; R. Lipsey; and M. Zejan, "Is Fixed investment the key to

Economic Growth?" NBER Working Paper, no 4436, Aug 1993.

Blough, S.R. "Unit Roots, Stationarity and persistence in finite sample macroeconometrics," Discussion paper, Johns Hopkins University 1990.

Box, G.E., and Jenkins, G.M. "Time series analysis, forecasting, and control. san Francisco: Holden Day , 1970.

Box, G.E., and pierce, D.A. "Distribution of residual autocorrelation in autoregressive integrated moving average time series models." Journal of American statistical association, Vol 65, 1970,PP:1509-26.

Davies, N. and P.Newbold, "Some power studies of A portmanteau test of time series model specification. "Biometrika, Vol 66,1979,PP 153- 55.

de Long, B; and L. Summers, "Equipment Investment and Economic Growth", Quarterly Journal of Economics,106, May 1991.

de Long, B. and L.Summers, "Equipment Investment and Economic Growth: how strong is the Nexus? Brookings Papers on Economic Activity, no 2, 1992.

Denison, E. "Why Economic Growth Rates Differ? : Postwar Experience in nine Western Countries, Washington, D.C: Brookings, 1967.

Dickey, D.A., and Fuller, W.A. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. "Econometrica Vol 49. July 1981, PP 1057-1072.

Dooly, M; J.Frankel; and D. Mathieson, International Capital Mobility: what Do Saving- Investment Correlations Tell us? International Monetary Fund Staff Papers , 34, 1987.

Engle, R.F and Granger, C.W. J, "Cointegration and error correction representation. estimation and testing," Econometrica, Vol 55, 1987, PP 251-276.

Feldstein, M; and P.Bacchetta, "national saving and international investment," in b.Douglas Bernheim and J.B. shoven, national saving and economic performance, Chicago: University of Chicago Press, 1991.

Feldstein, M; and C.Horioka, "Domestic Saving and International Capital Flows, "Economic Journal, 90, June 1980.

Fuller, W.A. Introduction to statistical time series (New york) wiley. 1976.

Granger, C.W.J."Investigating causal by econometric models and cross spectural methods", econometrica, July 1969,PP 424-438.

Granger, C.W, and Newbold,p. forecasting economic time series orlando: Academic press, 1986.

Greene,J; and D.Villanueva,"Private Investment in Developing Countries , an Empirical Analysis, " IMF Staff Papers, 33, March, 1991.

Hahn, F; R.Mattews, "the Theory of Economic Growth: Economic Journal, 74,1964,PP 779-902.

Harrod, R.F, " an Essay in Dynamic Theory. Economic Journal, 49,1939, PP 14-33.

Hosking, J.R."Lagrange multiplier tests of time series models", Journal of Royal statistical society, Vol 42, 1480,PP 170-181.

Kinight, M; N.Loayza; and D.villanueva, Testing the neoclassical Theory of Economic Growth: A panel Data Approach, IMF Staff Papers, 40, 1993, PP 512- 41.

Kuznets, s., population, capital, and growth, selected essays, New york: Norton, 1973.

Leamer, E. "Let's Take the Con out of Econometrics," American Economic Review , March 1983,PP 31-43.

Ljung, G.M and G.E.Box."on a measure of lack of fit in time series models", Biometrika, Vol 65,1978,PP 297-303.

Levine, R; and D.Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross- Country Growth Regression, "American Economic Review ,82, 1992,PP 942-63.

Lucas, R."on the Mechanics of Economics of Economic Development", Journal of Monetary Economics, Vol 22, 1988, PP 3-42.

Maddison, A.Phases of capitalist development, oxford: oxford University

press, 1982.

Philips, p.C.B and perron.P, "testing for a unit root in time series regression:"Biometrika, Vol 75, 1988, PP 335-346.

Ramanathan, R, Introductory econometrics with applications, second edition, Harcourt publishers N.Y. 1992.

Romer, P. "increasing Returns and Long Run Growth", Journal of Political Economy, 94, 1986,PP 1002-1057.

Solow, R. "A Contribution to the Theory of Economic Growth," Quarterly Journal of Economics, 70, 1956,PP 65-94.

Sturm, P. "Determinants of Saving: Theory and Evidence", OECD Economic Studies, no 1, Autumn 1983.

Summers, R and A.Heston, "the penn world table (mark5): an extended set of international comparisons, 1950- 1988", Quarterly Journal of economics, Vol 106, May 1991.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جداول پیوست

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۱) اطلاعات مربوط به رشد اقتصادی و سرمایه گذاری ثابت ناخالص در ایران

۱۳۷۳-۱۳۳۸

OBS	Y	IY	DY	DIY	YHAT	IYHAT
1338	NA	11.40593	NA	NA	NA	14.45634
1339	9.180000	11.85498	NA	0.449051	9.610066	14.45634
1340	5.830000	12.06337	-3.350000	0.208389	6.872782	13.03431
1341	6.030000	10.99383	0.200000	-1.069540	4.817627	12.14594
1342	5.350000	11.53757	0.320000	0.543740	5.527807	13.45624
1343	8.220000	11.96868	1.870000	0.431110	6.411257	12.78088
1344	13.91000	14.11604	5.690000	2.147360	7.699753	13.89988
1345	9.400000	12.90835	-4.510000	-1.207690	10.61568	13.23857
1346	17.34000	13.94903	7.940001	1.040680	9.513304	13.99413
1347	6.360000	14.66243	-10.98000	0.713400	12.00796	13.54030
1348	12.61000	13.79982	6.250000	-0.862610	6.692072	14.09911
1349	10.19000	14.00309	-2.420000	0.203270	8.937646	13.60436
1350	15.69000	14.22859	5.500000	0.225500	7.529526	14.21169
1351	17.34000	14.61420	1.650001	0.385611	13.56674	13.74060
1352	12.43000	14.64129	-4.910000	0.027090	13.27365	14.26241
1353	11.17000	15.20337	-1.260000	0.562079	10.97248	13.79103
1354	4.710000	11.79902	-6.460000	-3.404350	6.879405	14.25918
1355	16.69000	15.34992	11.98000	3.550900	4.192341	13.76655
1356	-0.020000	15.14143	-16.71000	-0.208490	11.48703	14.59412
1357	-10.97000	12.92652	-10.95000	-2.214910	5.805057	13.72701
1358	-5.240000	16.74891	5.730000	3.822389	-5.423051	14.49936
1359	-14.88000	10.02947	-9.640000	-6.719439	-9.342096	13.97937
1360	-2.130000	13.09054	12.75000	9.061069	-4.556056	14.22268
1361	14.43000	17.81740	16.56000	4.727140	3.752009	14.55171
1362	11.44000	12.14958	-2.990001	-5.667820	10.78305	13.69440
1363	0.040000	12.23727	-11.40000	0.087690	13.54339	14.14295
1364	1.750000	18.36723	1.710000	6.129959	3.015491	14.54226
1365	-8.800000	15.39303	-10.55000	-2.974199	-2.956699	14.43703
1366	0.410000	12.67301	9.210000	-2.720020	-4.202268	13.61740
1367	-3.500000	11.08797	-3.910000	-1.585040	4.179762	14.32755
1368	4.240000	11.26677	7.740000	0.228801	1.610523	13.91049
1369	11.53000	11.44688	7.290000	0.180110	4.469736	14.74635
1370	10.12000	14.64761	-1.410000	3.200930	7.944194	14.34241
1371	5.920000	14.78558	-4.200000	0.137770	12.29584	15.07605
1372	5.000000	16.28425	-0.920000	1.498671	6.408187	14.33066
1373	3.000000	16.37480	-2.000000	0.090549	1.934277	14.97701

Y : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ (درصد)

IY: نسبت سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (درصد)

$\Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$

$\Delta IY = IY_t - IY_{t-1}$

YHAT = MA برآورد Y با استفاده از الگوی

IHAT = ARMA برآورد Y با استفاده از الگوی

منبع : برای Y و IY رجوع شود به سازمان برنامه بودجه (۱۳۷۳) و بانک مرکزی ایران (۱۳۷۴)

جدول (۲) آزمون دیکی - فولر برای بررسی پایداری سری زمانی مورد نظر

```
 Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) Y
==========================================
 Dickey-Fuller t-statistic          -2.7927
 MacKinnon critical values:  1%     -4.2605
                             5%     -3.5514
                            10%     -3.2081
==========================================
```

```
 Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) Y
==========================================
 Dickey-Fuller t-statistic          -1.9513
 MacKinnon critical values:  1%     -2.6344
                             5%     -1.9514
                            10%     -1.6211
==========================================
```

```
 Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) IY
==========================================
 Dickey-Fuller t-statistic          -3.9357
 MacKinnon critical values:  1%     -4.2505
                             5%     -3.5468
                            10%     -3.2056
==========================================
```

```
 Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) IY
==========================================
 Dickey-Fuller t-statistic           0.0514
 MacKinnon critical values:  1%     -2.6321
                             5%     -1.9510
                            10%     -1.6209
==========================================
```

جدول (۳) آزمون انگل - گرانجر برای بررسی وجود همبستگی متقابل بین متغیرهای الگو

```
 Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)
=============================================
          --Cointegrating Vector--
           IY              1.000000
           IY1            -0.106324
           IY2             0.075742
           Y1              0.036692
           TREND          -0.042692
          ------------------------
 Dickey-Fuller t-statistic              -3.8567
 MacKinnon critical values:  1%         -5.7218
                             5%         -4.9016
                            10%         -4.5060
=============================================
```

```
 Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)
=============================================
          --Cointegrating Vector--
           Y               1.000000
           Y1             -0.557996
           Y2              0.071403
           IY1             0.769457
           TREND           0.129426
          ------------------------
 Dickey-Fuller t-statistic              -3.8305
 MacKinnon critical values:  1%         -5.7477
                             5%         -4.9175
                            10%         -4.5178
=============================================
```

جدول (۴) نمودار همبستگی Y و آزمون Q و Q^* به منظور بررسی فرایند مناسب ARMA

```
IDENT Y
Date: 7-08-1996 / Time: 6:29
SMPL range: 1339 - 1373
Number of observations: 35
```

Autocorrelations	Partial Autocorrelations		ac	pac
. |*******	. |*******	1	0.541	0.541
. |****	. | .	2	0.320	0.038
. |* .	. |** .	3	0.082	-0.149
. * | .	. |** .	4	-0.081	-0.117
. | .	. |*** .	5	0.021	0.211
. |** .	. |** .	6	0.127	0.146
. |** .	. | .	7	0.156	-0.033
. |* .	. |* .	8	0.099	-0.105
. |* .	. |* .	9	0.055	0.058
. * | .	. |** .	10	-0.109	-0.131
. ** | .	. |* .	11	-0.146	-0.054
.*** | .	.|*** .	12	-0.256	-0.217
**** | .	. |* .	13	-0.284	-0.097
.*** | .	. | .	14	-0.204	0.022
. ** | .	. |* .	15	-0.174	-0.047
. * | .	. | .	16	-0.081	-0.005
. * | .	. |* .	17	-0.089	-0.063
. * | .	. |* .	18	-0.047	0.106
. * | .	. | .	19	-0.100	-0.030
. * | .	. | .	20	-0.089	-0.011
. ** | .	. |* .	21	-0.117	-0.078
. * | .	. |* .	22	-0.053	0.078
. | .	. |* .	23	-0.022	-0.044
. | .	. |* .	24	-0.004	-0.060
. | .	. |* .	25	0.009	-0.106
. | .	. | .	26	-0.007	0.023
. | .	. |* .	27	-0.019	-0.053
. | .	. | .	28	-0.021	-0.015
. | .	. |* .	29	-0.014	-0.066
. | .	. |* .	30	0.005	0.047
. | .	. | .	31	0.006	-0.020
. | .	. | .	32	-0.000	-0.027
. | .	. | .	33	-0.001	-0.027
. | .	. | .	34	-0.004	-0.002

Box-Pierce Q-Stat	26.83	Prob	0.8041	SE of Correlations	0.169
Ljung-Box Q-Stat	37.46	Prob	0.3134		

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۵) نمودار خود همبستگی IY و آزمون Q و Q^* به منظور تعیین فرایند مناسب ARMA

IDENT IY
Date: 7-08-1996 / Time: 6:32
SMPL range: 1338 - 1373
Number of observations: 36

Autocorrelations	Partial Autocorrelations		ac	pac
. |** .	. |** .	1	0.146	0.146
. | .	. | .	2	-0.001	-0.023
. |* .	. |** .	3	0.112	0.119
. |* .	. | .	4	0.048	0.014
. | .	. | .	5	-0.015	-0.021
.* | .	. *| .	6	-0.090	-0.099
.** | .	. *| .	7	-0.121	-0.106
. | .	. |* .	8	0.029	0.064
. |* .	. |* .	9	0.073	0.082
.* | .	. *| .	10	-0.078	-0.068
. | .	. | .	11	-0.013	0.005
. |* .	. |* .	12	0.090	0.059
. | .	. | .	13	0.011	-0.019
. | .	. | .	14	-0.006	-0.001
.* | .	. *| .	15	-0.049	-0.049
.* | .	. | .	16	-0.048	-0.037
.* | .	. *| .	17	-0.039	-0.051
.* | .	. *| .	18	-0.086	-0.056
.** | .	. *| .	19	-0.143	-0.090
.* | .	. | .	20	-0.056	-0.027
. | .	. | .	21	-0.027	-0.023
.** | .	. *| .	22	-0.134	-0.115
.* | .	. *| .	23	-0.084	-0.055
. | .	. | .	24	0.030	0.035
. |* .	. | .	25	0.041	0.031
. |* .	. | .	26	0.045	0.036
. |* .	. |* .	27	0.074	0.071
. |* .	. |* .	28	0.081	0.051
. |* .	. | .	29	0.043	-0.021
. | .	. *| .	30	-0.021	-0.041
.* | .	. | .	31	-0.060	-0.030
.* | .	. *| .	32	-0.089	-0.091
.* | .	. *| .	33	-0.067	-0.054
.* | .	. | .	34	-0.063	-0.026
. | .	. | .	35	-0.035	-0.009

Box-Pierce Q-Stat 6.59 Prob 1.0000 SE of Correlations 0.167
Ljung-Box Q-Stat 22.27 Prob 0.9531

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۶) آزمون دیکی - فولر برای بررسی پایداری سری زمانی برآورد شده با توجه به فرایند ARMA

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) YHAT		
Dickey-Fuller t-statistic		-4.2686
MacKinnon critical values:	1%	-4.2605
	5%	-3.5514
	10%	-3.2081

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) YHAT		
Dickey-Fuller t-statistic		-2.4191
MacKinnon critical values:	1%	-2.6344
	5%	-1.9514
	10%	-1.6211

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) IYHAT		
Dickey-Fuller t-statistic		-4.7060
MacKinnon critical values:	1%	-4.2505
	5%	-3.5468
	10%	-3.2056

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) IYHAT		
Dickey-Fuller t-statistic		0.0854
MacKinnon critical values:	1%	-2.6321
	5%	-1.9510
	10%	-1.6209

جدول (۷) آزمون دیکی - فولر برای بررسی پایداری تفاضلات اولیه Y و IY (به ترتیب (ΔIY,ΔY)

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) DY

Dickey-Fuller t-statistic		-4.3986
MacKinnon critical values:	1%	-4.2712
	5%	-3.5562
	10%	-3.2109

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) DY

Dickey-Fuller t-statistic		-4.5528
MacKinnon critical values:	1%	-2.6369
	5%	-1.9517
	10%	-1.6213

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) DIY

Dickey-Fuller t-statistic		-7.0158
MacKinnon critical values:	1%	-4.2605
	5%	-3.5514
	10%	-3.2081

Augmented Dickey-Fuller UROOT(N,1) DIY

Dickey-Fuller t-statistic		-7.1916
MacKinnon critical values:	1%	-2.6344
	5%	-1.9514
	10%	-1.6211