

# تحلیل متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی

هاشم نیکومرام\*

مقاله حاضر به تحلیل چگونگی اثربخشی عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی پرداخته است و سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹ را مورد بررسی قرار داده است. شواهد، نشان‌دهنده اثربخشی رشد سرمایه‌گذاری و اشتغال بر رشد اقتصادی است. به نظر می‌رسد که انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و سیاستهای اقتصادی نقش بسیار مهمی در تأثیرپذیری رشد اقتصادی خواهد داشت. نتایج، حکایت از عدم تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری دولتی از نرخ سود سپرده‌های بانکی بلندمدت دارد و در عوض نشان‌دهنده تأثیرپذیری بالای این متغیر از درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی است. سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی نقشی اساسی در افزایش تولید دارند به نحوی که نتایج تجربی نشانگر اثربخشی بیشتر سرمایه‌گذاری دولتی نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر رشد اقتصادی ایران است.

\*. دکتر هاشم نیکومرام؛ عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی و معاون پژوهشی واحد علوم و تحقیقات.

نتایج آزمونهای علیت نشان‌دهنده مسیر علی یک‌طرفه از جانب سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد اقتصادی است در حالی که این بحث در مورد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی، مسیری معکوس را نشان می‌دهد.

### کلید واژه‌ها:

ایران، رشد اقتصادی، برنامه توسعه، تورم، جمعیت، سیاست مالی، مدل اقتصادسنجی

## مقدمه

ارتباط تنگاتنگ میزان توسعه‌یافتگی و درجه صنعتی بودن کشورها این برداشت را بوجود آورده‌است که برای دستیابی به هدف نهایی توسعه‌یافتگی به ناچار باید بر مرکب رشد اقتصادی سوار شد. این تفکر به اندازه کافی از پشتوانه منطقی برخوردار است؛ چرا که رشد اقتصادی با گسترش ظرفیتهای تولیدی و زیرساختهای اقتصادی بازارهای متنوع در اقتصاد باعث ایجاد یک حرکت همگراساز به سوی توسعه‌یافتگی می‌گردد.

این مهم در سایه افزایش جهت‌دار سرمایه‌گذاری میسر می‌گردد. افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد، بستگی تام به تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری دارد، همچنین پیش‌شرط مقابله با بیکاری نیز گسترش سرمایه‌گذاری است و نقش بازار سرمایه در این میان از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است؛ چرا که بازار سرمایه جایگاه جذب منابع مالی در مصارف سرمایه‌گذاری می‌باشد.

با ذکر این مقدمه کوتاه، این مطالعه تلاشی خواهد بود جهت تبیین رابطه متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی.

### ۱. بررسی سهم تشکیل سرمایه ثابت از تولید ناخالص داخلی

رخدادهای مهم سیاسی - اقتصادی کشور همچون؛ افزایش قیمت نفت، پیروزی انقلاب اسلامی، وقوع جنگ تحمیلی و تحریم اقتصادی در سه دهه اخیر، و نیز اجرای برنامه‌های توسعه اقتصادی، تغییرات زیادی را در تولید ناخالص داخلی کشور و اجزای آن سبب گردیده‌است. در این راستا، سهم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از تولید داخلی نیز نوسانات زیادی داشته‌است؛ به طوری که سهم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از ۱۳/۸ درصد، بین سالهای ۱۳۴۸-۵۴، به ۲۳/۷ درصد در فاصله سالهای ۱۳۵۴-۵۷ افزایش یافته‌است؛ که البته نقش افزایش ناگهانی

درآمدهای نفتی طی دوره ۵۳-۵۷، در این افزایش، امری انکارناپذیر است. در سالهای بعد از انقلاب متوسط سهم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در تولید ناخالص داخلی کاهش یافته است، به طوری که طی دوره ۱۳۵۸-۶۷ متوسط سهم رقمی معادل ۱۷/۶ درصد بوده است که این رقم طی برنامه‌های توسعه اقتصادی دوره (۱۳۶۸-۷۸) به ۱۳/۹ درصد کاهش یافته است. بنابراین می‌توان گفت متوسط سهم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص قبل از انقلاب ۱۷/۵ درصد بوده است که بعد از انقلاب به ۱۵/۷ کاهش یافته است. همانطور که در جدول شماره (۱) ملاحظه می‌گردد، سهم تشکیل سرمایه ثابت طی سالهای بعد از شوک نفتی افزایش چشمگیری داشته و این روند صعودی تا پیروزی انقلاب اسلامی ادامه داشته است و دقیقاً از سال ۱۳۶۵، شوک نفتی کاهش قیمت نفت، سهم تشکیل سرمایه روند نزولی را طی کرده و مجدداً از شروع برنامه اول توسعه اقتصادی رو به بهبود گذاشته است. نکته حائز اهمیت دیگر اینکه همانطور که در جدول شماره (۱) نیز مشاهده می‌گردد، طی سالهای ۵۷، ۵۹، ۶۰، ۶۴، ۶۵، ۶۶، ۶۷. هرگاه درآمدهای نفتی کشور کاهش محسوس داشته، حداکثر با وقفه‌ای یک ساله موجب کاهش سهم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در تولید ناخالص داخلی کشور گردیده است که در واقع نشان‌دهنده وابستگی بالای این متغیر به درآمدهای حاصل از صادرات نفت است. البته وقوع جنگ تحمیلی و خسارت ناشی از آن نیز در تشدید روند نزولی سهم تشکیل سرمایه در طی دوره زمانی مورد بحث بی‌تأثیر نبوده است.

## جدول ۱. مقایسه روند درآمدهای نفتی و سهم تشکیل سرمایه

ثابت ناخالص از تولید ناخالص داخلی ۱۳۵۲-۱۳۷۸

میلیون دلار

سال	درآمدهای نفت	سهم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از تولید ناخالص داخلی
۱۳۵۲	۸۳۱۸	۱۴/۶
۱۳۵۳	۲۱۰۱۴	۱۵/۲
۱۳۵۴	۲۰۰۲۴	۲۱/۸
۱۳۵۵	۲۴۱۷۹	۲۵/۳
۱۳۵۶	۲۰۹۰۴/۷	۲۵/۱
۱۳۵۷	۱۵۶۶۰	۲۲/۹
۱۳۵۸	۲۴۹۷۰	۱۶/۷
۱۳۵۹	۱۲۲۹۳	۲۰
۱۳۶۰	۱۰۹۵۹	۱۹/۱
۱۳۶۱	۲۲۰۸۲	۱۷/۸
۱۳۶۲	۲۱۵۸۷	۲۲/۱
۱۳۶۳	۱۷۰۸۷	۲۲/۲
۱۳۶۴	۱۴۱۷۵	۱۸/۴
۱۳۶۵	۷۱۷۱	۱۵/۴
۱۳۶۶	۱۱۹۱۶	۱۲/۷
۱۳۶۷	۱۰۷۰۹	۱۱
۱۳۶۸	۱۳۰۸۰/۹	۱۱/۳
۱۳۶۹	۱۹۳۰۵/۲	۱۱/۴
۱۳۷۰	۱۸۶۶۰/۷	۱۴/۶
۱۳۷۱	۱۹۸۶۷/۷	۱۴/۸
۱۳۷۲	۱۸۰۷۹/۸	۱۴/۵
۱۳۷۳	۱۹۴۲۷/۵	۱۴/۷
۱۳۷۴	۱۸۲۵۳/۷	۱۴/۷
۱۳۷۵	۲۲۳۷۶/۷	۱۵/۲
۱۳۷۶	۱۸۲۸۱	۱۴/۷
۱۳۷۷	۱۳۱۱۸	۱۳/۵
۱۳۷۸	۱۱۹۱۶	۱۴/۳

## ۲. بررسی روند گذشته و جاری اشتغال

تعداد شاغلین کل کشور در سال ۱۳۴۵، برابر ۷۱۱۵/۸ هزار نفر بوده که با متوسط نرخ رشد سالانه‌ای معادل ۲/۱ درصد به ۸۷۹۹/۴ هزار نفر در سال ۱۳۵۵ افزایش یافته‌است. افزایش سطح اشتغال در این دوره، عمدتاً به‌واسطه رشد سریع تولید است، به نحوی که تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل به‌طور متوسط سالانه ۱۲/۴ افزایش یافته‌است. به بیان دیگر، بهره‌وری نیروی کار به‌طور متوسط سالانه ۱۰/۳ درصد افزایش یافته‌است. نازل بودن رشد نیروی کار در مقایسه با رشد تولید به‌واسطه افزایش سریع هزینه نسبی نیروی کار و استفاده از تکنیک‌های تولید سرمایه‌بر بوده‌است. سرمایه سرانه در این دوره به‌طور متوسط سالانه ۱۳/۷ درصد افزایش یافته‌است که در واقع، دلیلی برای رشد سریع بهره‌وری نیروی کار به‌واسطه استفاده از تکنیک‌های سرمایه‌بر است. شایان ذکر است، وقوع شوک نفتی در سالهای ۱۳۵۳-۵۴ بر افزایش نرخ رشد تولید تأثیر بسیار زیادی داشته‌است. در دوره ۱۳۵۵-۶۵، تعداد کل شاغلین با متوسط نرخ رشد سالانه‌ای معادل ۲/۳ درصد به ۱۱۰۰۱/۵ هزار نفر افزایش یافته‌است. همان‌طوری که ملاحظه می‌شود، نرخ رشد اشتغال در این دوره نسبت به دوره قبل افزایش نشان می‌دهد، در حالی که به‌دلیل وقوع انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی و تحریم‌های اقتصادی انتظار می‌رفت اشتغال رشد چندانی نداشته‌باشد. با این همه در این دوره تولید ناخالص داخلی به‌طور متوسط سالانه با ۲ درصد کاهش مواجه بوده که بر افزایش اشتغال تأثیر منفی گذاشته‌است. از طرف دیگر، سرمایه سرانه نیز به‌طور متوسط سالانه ۲ درصد کاهش یافته‌است که بر افزایش اشتغال تأثیر مثبت گذاشته‌است. بنابراین، یکی از دلایل افزایش اشتغال در این سالها به استفاده از تکنیک‌های کاربر مربوط می‌باشد. علاوه بر این، افزایش نیروهای دفاعی کشور به‌واسطه شرایط خاص جنگ تحمیلی نیز به افزایش اشتغال مربوط است. در این دوره بهره‌وری کار به‌طور متوسط سالانه ۴/۳

درصد کاهش یافته، که در مقایسه با کاهش سرمایه سرانه بیشتر از حد معمول است. در دوره ۱۳۶۵-۷۰، تعداد شاغلین کل کشور با متوسط نرخ رشد سالانه‌ای معادل ۳/۵ درصد، به ۱۳۰۹۶/۶ هزار نفر ارتقا یافته‌است. تولید ناخالص به‌طور متوسط سالانه ۴/۴ درصد افزایش یافته که در واقع، دلیل اصلی افزایش اشتغال نیز محسوب می‌شود. به عبارت دیگر، استفاده از تکنیکهای کاربر در دوره ۶۵-۷۰ همچنان ادامه داشته‌است. در سالهای ۱۳۷۰-۷۵، تعداد کل شاغلین با متوسط نرخ رشد سالانه‌ای معادل ۲/۲ درصد به ۱۴۵۷۱/۶ هزار نفر افزایش یافته‌است. تولید ناخالص داخلی به‌طور متوسط سالانه ۴/۱ درصد افزایش یافته و بر افزایش اشتغال، تأثیر مثبت گذاشته‌است. سرمایه سرانه به‌طور متوسط سالانه ۵/۹ درصد افزایش یافته که این امر بر افزایش اشتغال تأثیر منفی گذاشته‌است. بهره‌وری نیروی کار به‌طور متوسط سالانه ۱/۹ درصد افزایش یافته که در مقایسه با رشد سرمایه سرانه قابل توجه نیست. بنابراین در این دوره، استفاده از تکنیکهای سرمایه‌بر رواج زیادی پیدا کرده‌است که به واسطه افزایش هزینه نسبی نیروی کار است.

### ۳. تحلیل وضعیت نرخهای بهره بانکی در ایران

در نظام‌های بانکداری متداول، استفاده از نرخ بهره به‌عنوان یک ابزار سیاست پولی مؤثر مورد توجه قرار گرفته‌است و اولین استدلالی که برای این منظور می‌شود ایجاد رونق و رشد اقتصادی و تجهیز پس‌اندازهای مردم با استفاده از مکانیزم افزایش نرخ بهره است.

ابزاری که در حال حاضر در کشورمان و در میان اقتصاددانان مطرح است، نرخ بهره واقعی مثبت است؛ چرا که تورم طی سالهای اخیر همواره نرخ واقعی بهره را منفی نموده‌است. جبران این مسئله در قالب افزایش نرخ بهره طی سالهای اخیر مطرح شده‌است؛ چرا که با افزایش نرخ بهره می‌توان پس‌اندازها را در جهت تجهیز منابع

سرمایه‌گذاری هدایت کرد و یا در واقع کاهش ارزشی پول را که به دنبال تورم به وجود می‌آید، جبران نمود. البته نکته حائز اهمیت اینک؛ تنها ابزار ایجاد انگیزه در پس‌اندازکنندگان افزایش نرخ سود نیست. اما مهمتر اینکه آیا صاحبان پس‌انداز، متناسب با سایر فعالان اقتصادی سهم خود را دریافت می‌نمایند؟ یا خیر؟ و یا آیا تناسب بین سود تولیدکننده و پس‌اندازکننده رعایت شده‌است؟ در راستای گفتار بالا دو جهت‌گیری مطرح شده‌است. اولین جهت‌گیری، مربوط به طرفداران افزایش نرخ سود سپرده بانکی می‌باشد. این گروه معتقد هستند، که در نتیجه منفی بودن نرخ سود سپرده‌ها حجم سرمایه‌گذاری به واسطه روند نزولی جذب پس‌اندازها جهت تأمین منابع سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و علاوه بر آن امکان سهمیه‌بندی برای منابع مالی موجود - به دلیل افزایش تقاضا به دلیل پائین بودن نرخ سود - به وجود می‌آید. به این ترتیب، بانکها دیگر نمی‌توانند بر مبنای نرخ بازدهی سرمایه‌گذارها نسبت به پرداخت تسهیلات اقدام کنند. طرفداران این نظریه معتقدند در چنین شرایطی با کاهش حجم سرمایه‌گذارها، روند تخصیص بهینه منابع مالی مختل می‌گردد و اگر صاحب سپرده دریافت کند در طول مدتی که سپرده‌ای نزد بانک است، به او سودی کمتر از ارزش واقعی سپرده‌اش در زمان تودیع تعلق می‌گیرد، تمایل بیشتری خواهد یافت که سپرده خود را از بانک خارج کرده و در سایر گزینه‌های رسمی و غیررسمی موجود که سودی بالاتر را به او وعده می‌دهند، به ودیعه بگذارد. نتیجه چنین رویکردی روشن است؛ بانکها از مهمترین منبع تأمین مالی خود محروم می‌شوند و روند سرمایه‌گذاری برای خرید کالاهای مصرفی - به ویژه هنگام شرایط تورمی - افزایش می‌یابد. این مسئله به تشدید تورم در جامعه و کاهش نرخ رشد اقتصادی منجر خواهد شد.

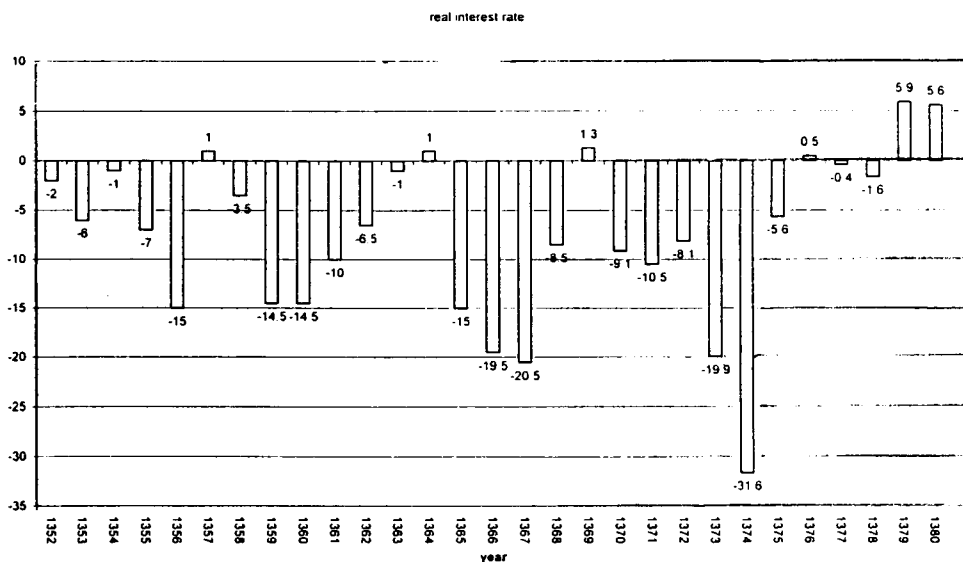
به اعتقاد طرفداران این نظریه، در چنین شرایطی بازارهای غیررسمی، سفته‌بازی و دلالتی به شدت گسترش می‌یابد و امکان اعمال سیاستهای پولی و کنترل این بازارها از سوی دولت مرکزی کاهش می‌یابد.



اما از سوی دیگر طرفداران نظریه کاهش سود بانکی چنین استدلال می‌کنند که نرخ سودهای کنترل شده و پایین تر از نرخهای واقعی بازار، می‌تواند سبب افزایش تقاضا برای سرمایه‌گذاری شود، به اعتقاد آنان کاهش نرخ سود - گرچه کاهش حجم سپرده‌گذاری در بانکها را به همراه دارد - می‌تواند زمینه افزایش تقاضا برای خرید کالاها و در نتیجه افزایش قیمت‌ها و به حرکت درآوردن چرخهای تولید از یک سو و کاهش هزینه سرمایه‌گذاری را از سوی دیگر فراهم آورد، که این امر؛ افزایش حجم سرمایه‌گذاری را در جامعه مهیا خواهد ساخت.

طرفداران این نظریه نتیجه می‌گیرند که افزایش سرمایه‌گذاری افزایش تولید و اشتغال و در نتیجه افزایش درآمدها در سطح جامعه را در پی دارد. در حالی که افزایش نرخ سود سپرده، نتیجه‌ای جز کاهش سرمایه‌گذاریها و تشدید مشکلات مرتبط به اشتغال در سطح کشور را به همراه ندارد.

### نمودار ۱. نرخهای بهره واقعی ۱۳۵۲-۱۳۸۰



نمودار شماره (۱) نشان‌دهنده وضعیت نرخهای بهره واقعی در سالهای ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۰ در اقتصاد ایران می‌باشد.

#### ۴. تبیین مدل رشد برای اقتصاد ایران

در این قسمت به بررسی عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی ایران می‌پردازیم. برای این منظور از تابع تولید سولو-سوان-که برای محاسبه سه نوع از جریان سرمایه اصلاح شده است - استفاده می‌کنیم، که به نحوی حجم سرمایه فیزیکی خصوصی، دولتی و نیز سرمایه انسانی در آن، به شکل زیر معرفی شده است.

$$Y_t = A_t (K_t^p)^\alpha (Kt^g)^\beta (Zt)^\gamma \quad (1)$$

که در آن  $Y$  تولید؛  $A$  سطح تکنولوژی مربوطه با  $K^g$ ،  $K^p$  به ترتیب سرمایه فیزیکی خصوصی و دولتی و  $Zt$  نشانگر حجم نیروی کار می‌باشد و  $t$  شاخص زمان است.

در این مدل با استعانت از مدل بارو (۱۹۹۰) امکان اثرگذاری سرمایه‌های دولتی و خصوصی بر رشد اقتصادی مدنظر قرار گرفت. در ثانی در بیشتر مدل‌های رشد فرض می‌شود که  $\alpha = \beta = \pi$  بنابراین عبارت  $(K^p)^\alpha (K^g)^\beta$  در معادله (۱) جای خود را به  $K^\pi$  می‌دهد که  $K$  در اینجا کل حجم فیزیکی سرمایه است. با فرض  $\alpha + \beta + \gamma \geq 1$  مدل رشد بالا می‌تواند یک مدل رشد قابل قبول را ارائه دهد. مدل پیش‌گفته حتی بدون داشتن عامل تکنولوژی و رشد جمعیت برونزای داده شده می‌تواند به وسیله انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و تغییرات در سیاست‌های اقتصادی، موجبات تحریک سیستم اقتصادی را فراهم آورد.

نکته قابل توجه اینکه اگر  $\alpha + \beta + \gamma = 1$  باشد، تابع تولید معادله (۱) به مدل

$Y=AK$  تغییر می یابد (بارو ۱۹۹۰ و دوبلو ۱۹۹۱) در این معادله  $K$  متغیری است که شامل جمع سرمایه های تولیدی، شامل؛ انسانی و فیزیکی می باشد.

پارامترهای  $\alpha$ ،  $\beta$ ،  $\gamma$  در معادله (۱)، بیانگر کشش ستاده های سرمایه های خصوصی، دولتی و انسانی است.

شرایط رقابت کامل معادله (۱) نشان دهنده بازده ثابت نسبت به مقیاس است به گونه ای که  $\gamma - (\alpha + \beta) = 1$ ؛ بنابراین هرکدام از عوامل تولید با بازگشت نزولی به مقیاس مواجهند. همچنین تحت شرایط رقابت کامل سهم سرمایه کل و نیروی کار از درآمد به وسیله  $(\alpha + \beta)$  و  $\gamma$  مشخص می شود.

براساس اطلاعات حسابهای ملی و درآمد ملی برای کشورهای در حال توسعه (مدیسیون ۱۹۸۷) سهم کل سرمایه و نیروی کار برابر  $\frac{1}{14}$  و  $\frac{3}{14}$  تخمین زده شده است.

همچنین با توجه به فرض مدل های رشد درونزا، وقتی که پیامدهای خارجی مثبت در اقتصاد وجود داشته باشد و یا از قبل سرمایه گذاری در نیروی انسانی صورت گرفته باشد (لوکاس ۱۹۸۸ و بیکر، مورخی و تامورا ۱۹۹۰) و یا سرمایه گذاری فیزیکی اتفاق افتاده باشد (ارومر ۱۹۸۶ و ۱۹۸۷ و ۱۹۹۴)، یا آزادسازی تجاری وجود داشته باشد (گراس من و هلپ من ۱۹۹۱) آنگاه  $\alpha + \beta + \gamma \geq 1$  است. رومر در سال ۱۹۸۷ درباره کشش ستاده های سرمایه  $(\alpha + \beta)$  بحث کرده و آن را نزدیک به عدد ۱ می داند تا  $\frac{1}{14}$ .

بنابراین در مدل رشد دارای پیامد خارجی بازگشت نزولی نسبت به مقیاس، برای سرمایه آهسته تر از مدل های رقابت کامل است. «گراس من و هلپ من» (۱۹۹۱) بیان می کنند که در مدل های دارای پیامدهای خارجی رشد اقتصادی می تواند به وسیله ادامه فرایند انباشت داده هایی که پیامدهای خارجی مثبت را موجب می گردند، به وجود آید.

معادله (۱) می‌تواند برای نرخهای رشد در طول زمان به صورت زیر بیان گردد:

$$(۲) y = a + \alpha k^p + \beta k^g + \gamma Z$$

معادله (۲) که نشان‌دهنده رشد اقتصادی بلندمدت است، شامل اطلاعاتی برای میزان موجودی سرمایه است.

متأسفانه این اطلاعات برای کشور ایران به‌طور رسمی موجود نیست. معادله (۲) می‌تواند به وسیله ساده‌سازی بعضی از فروض در مورد موجودی سرمایه فیزیکی، به یک شکل قابل تخمین تبدیل شود. معادله رشد برای حجم سرمایه دولتی و خصوصی - که تبدیل ساده‌ای از معادله انباشت دارایی دائمی است - به شکل زیر ارائه می‌شود.

$$(۳-الف) \frac{\Delta k_t^p}{k_{t-1}^p} = \frac{I_t^p}{k_{t-1}^p} - SP ,$$

$$(۳-ب) \frac{\Delta k_t^g}{k_{t-1}^g} = \frac{I_t^g}{k_{t-1}^g} - sg ,$$

که  $I^p$ ،  $I^g$  سرمایه‌گذاریهای خصوصی و دولتی هستند. (هر دو بیانگر مقادیر واقعی هستند) و  $SP$  و  $sg$  نیز نرخهای نسبی استهلاک سرمایه خصوصی و دولتی است. فرض کنید:

$$(۴-الف) k^p = \theta py$$

$$(۴-ب) k^g = \theta gy$$

که  $\theta p$  و  $\theta y$  ضرایب ثابتی هستند. معادله (۲) را می‌توان به فرم زیر بازنویسی کرد:

$$(5) Y = a + \alpha' \left[ \frac{I_t^p}{Y_{t-1}} \right] + \beta' \left[ \frac{I_t^g}{Y_{t-1}} \right] + \gamma Z$$

که؛

$$a' = (a - \alpha sp - \beta sg) \quad , \quad \alpha' = \frac{\alpha}{\theta p} \quad , \quad \beta' = \frac{\beta}{\theta g}$$

معادله (۵) می‌تواند با اطلاعات موجود برآورد گردد. طبق نظر تاسمی و وانگ (۱۹۹۴) تولید ناخالص داخلی واقعی، به‌عنوان تولید شناخته می‌شود. متغیرهای IG و IP نیز از آمار مربوط به حسابهای ملی ایران استخراج گردیده‌است.

## ۵. نتایج تجربی برآورد مدل

شکل تجربی معادله (۵) به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$(6) OG_t = a' + \alpha' PIY_t + \beta' GIY_t + \gamma ALG_t + \varepsilon_t$$

که OG<sub>t</sub> نشان‌دهنده رشد تولید است؛ PIY نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی واقعی به تولید ناخالص داخلی واقعی با وقفه است؛ GIY نیز نسبت سرمایه‌گذاری واقعی دولتی به تولید ناخالص داخلی واقعی با وقفه است؛ ALG رشد نیروی کار (LG) است و  $\varepsilon_t$  نیز جزئی از خطای تصادفی است.

روش تحقیق تجربی این بخش به این شکل است که: ابتدا آمارهای سری

زمانی مورد مطالعه قرار می‌گیرند، سپس وجود و جهت رابطه علی میان تولید و سرمایه‌گذاری مورد بحث قرار گرفته و سرانجام؛ نتایج رگرسیون ارزیابی شود. رگرسیون اولیه بیانگر معنی دار بودن اثرات سرمایه‌گذاریهای خصوصی و دولتی و انسانی بر رشد اقتصادی است.

### ۱.۵. سری زمانی اطلاعات

برای اجتناب از مشکل رگرسیون جعلی در تحلیل رگرسیون، متغیرهای سری زمانی که در تحلیل‌های رگرسیون مورد استفاده قرار می‌گیرند، ابتدا به وسیله آزمون ریشه واحد دیکی فولر افزوده (ADF) و آزمون پرون تحت دو فرضیه مختلف مورد آزمون قرار می‌گیرند.

**فرض اول:** بر طبق نظر راینهارت و ویکهام (۱۹۹۴)، در سری‌های زمانی هیچ شکست ساختاری وجود ندارد.

**فرض دوم:** گفته می‌شود که یک شکست مقطعی در هر دو؛ یعنی هم میانگین و هم روند زمانی وجود دارد (پرون ۱۹۸۹)، شکل آزمون ADF به کار گرفته شده به صورت زیر است:

$$(\gamma) \Delta W_t = M + Bt + \alpha W_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i W_{t-i} + \varepsilon_t$$

در اینجا  $W$ ، متغیر مورد نظر است. معادله  $(\gamma)$  وجود میانگین غیرصفر را به صورت قطعی ثابت می‌پذیرد. میزان وقفه‌ها به وسیله روش general-to-specific مشخص گردیده که در آن وقفه‌های بالا وارد مدل گردیده و سپس وقفه‌های بی‌معنی به صورت متوالی حذف شده‌است. آزمون آماری ADF نشان می‌دهد که هر سه متغیر (GIY, PIY, OG) نایستا هستند، اما زمانی که یک شکست ساختاری در یک دوره

از زمان به مدل اضافه کنیم این متغیرها  $I(0)$  یا انباشته از درجه صفر خواهند گردید. همچنین نرخ رشد نیروی کار (ALG) به وسیله تست ریشه واحد آزمون گردید. همان گونه که در جدول ۱ ملاحظه می شود، این متغیر ایستا بوده، به صورت  $I(0)$  می باشد.

جدول ۱. آزمونهای ریشه واحد

Alternative hypothesis: nountroot regression: $\Delta w_t = \alpha + \beta_1 \Delta w_{t-1} + \dots + \beta_k S \Delta w_{t-k} + \epsilon_t$				
نام سری	رودت و عرض از مبدأ	نقطه عرض از مبدأ	طول وقفه بهینه	مقادیر آماره ADF
OG	√		۱	-۳.۰۴
ALG	√		۱	-۳.۷۱
GIY	√		۱	-۱.۹۵
PIY	√		۱	-۳.۱۴
مقادیر بحرانی مک کینون: با عرض از مبدأ N=38 {5% critical value -2/43 {10% critical value -2/6				
مقادیر بحرانی مک کینون: با روند زمانی و عرض از مبدأ N=38 {5% critical value -3/52 {10% critical value -3/19				
Alternative hypothesis : one time structural break occuvring at tb . Alternative hypothesis: $Y_t = M_1 + (M_2 - M_1)DU + \beta t + \epsilon_t$ $W_t = M_1 + \beta_1 t + (M_2 - M_1)Dt + (\beta_2 - \beta_1)Dt_2 + \epsilon_t$				
where $DU = Dt = 0$ if $t \leq tb$ and $DU = 1, Dt = t$ if $t \geq tb$				
مقادیر بحرانی در سطح ۱٪	$\lambda$	آماده آزمون	Tb3	نام سری
-3/76	0/5	-4/13	1357	OG
-3/72	0/4	-4/26	1353	GIY
-4/22	0/4	-5/46	1353	PIY

## ۲.۵. آزمون علیت بین تولید و سرمایه گذاری

در این قسمت وجود جهت رابطه علی میان متغیر رشد اقتصادی از یک طرف و متغیرهای سرمایه گذاری PIY و GIY از طرف دیگر را آزمون می کنیم.

جهت معرفی چنین عملی، کارگرانجر (۱۹۶۹) را به صورت زیر ملاحظه

می کنید:

$$(الف) \quad OG_t = b + \sum_{i=1}^M bi(OG_{t-i}) + \sum_{i=1}^M ci(PIY_{t-i}) + \varepsilon_{1t}$$

$$(ب) \quad PIY_t = d + \sum_{i=1}^t di(OG_{t-i}) + \sum_{i=1}^v fi(PIY_{t-i}) + \varepsilon_{2t}$$

$$(ج) \quad OGT = go + \sum_{i=1}^s gi(OG_{t-i}) + \sum_{i=1}^m hi(GIY_{t-i}) + \varepsilon_{3t}$$

$$(د) \quad GIY_t = I.T \sum_{i=1}^u li(OG_{t-i})_t + \sum_{i=1}^z Mi(GIY_{t-i}) + \varepsilon_{4t}$$

در معادلات فوق  $\varepsilon$  ها؛ جزء اختلال تصادفی هستند. اگر برای مثال سرمایه گذاری خصوصی علت گرانجری رشد اقتصادی گردد. آنگاه فرضیه صفر که بیانگر این است که مجموع ضرایب:  $(I = 1, 2, \dots, n)$  در معادله (الف) برابر صفر است، رد می گردد. همچنین اگر رشد اقتصادی در مدل علیت گرانجر سبب سرمایه گذاری خصوصی گردد، آنگاه فرضیه صفری که بیان می دارد مجموع ضرایب  $d_i$  ( $i = 1, 2, \dots, t$ ) برابر صفر است، رد می شود. نتایج آزمونهای علیت گرانجر در جدول ۲ نمایش داده شده است. باتوجه به آن ملاحظه می گردد که ارتباط میان سرمایه گذاری دولتی و رشد اقتصادی وجود دارد و جهت آن نیز از طرف سرمایه گذاری دولتی به رشد اقتصادی است.

همانطور که از نتایج جدول شماره (۲) مشاهده می گردد رشد اقتصادی می تواند موجب افزایش سرمایه گذاری بخش خصوصی گردد؛ چرا که با افزایش قدرت اقتصادی نهادهای اقتصادی تقویت شده و در نتیجه، میل به گسترش بخش



خصوصی و به‌طور کلی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش می‌یابد.

جدول ۲

دلالیت آزمون	آماره F	حداکثرواقفه موردنیاز	فرضیه H.
PIY علت گرانبجری رشد اقتصادی نمی‌باشد	۱/۸۳	۳	$\sum_{i=1}^m e_i = 0$
رشد اقتصادی علت گرانبجری PIY می‌باشد	۲/۴۴*	۳	$\sum_{i=1}^w dj = 0$
GIY علت گرانبجری رشد اقتصادی می‌باشد.	۲/۶۸**	۳	$\sum_{i=1}^v gi = 0$
رشد اقتصادی علت گرانبجری GIY نمی‌باشد	۱/۱۲	۳	$\sum_{i=1}^u li = 0$

تذکر: \* به نشان معنی‌دار بودن آماره در سطح احتمال ۹۰ درصد است.  
\*\* به نشان معنی‌دار بودن آماره آزمون در سطح احتمال ۹۵ درصد است.

از سوی دیگر سرمایه‌گذاری بخش دولتی در ایران همواره طی سالیان گذشته منشاء رشد اقتصادی قرار گرفته‌است؛ زیرا سرمایه‌گذاری دولتی به شکل وسیعی تحت تأثیر درآمدهای نفتی است و همواره، هرگاه این درآمد روند صعودی به خود گرفته‌است، اقتصاد به سمت افزایش ظرفیت تولیدی حرکت نموده و در نتیجه، یکی از منابع اصلی رشد اقتصادی در ایران طی سالهای گذشته و حال، رشد درآمدهای نفتی و به تبع آن رشد سرمایه‌گذاری دولتی بوده‌است.

در مورد تأثیر سرمایه‌گذاری دولتی، همانطور که نتایج آزمون موجود در جدول شماره (۲) نیز نشان می‌دهد، رشد اقتصادی علت افزایش سرمایه‌گذاری دولتی نیست

چراکه سرمایه‌گذاری دولتی متغیری برون‌زاست و تحت تأثیر درآمدهای نفتی می‌باشد.

### ۳.۵. نتایج رگرسیون

همان‌گونه که دیدیم متغیرهای مورد استفاده در معادله (۶) ایستا هستند. بنابراین برآورد مدل رشد با استفاده از روش OLS بلامانع است. نتایج برآورد مدل به شرح زیر می‌باشد:

$$OG = -15/5 + 0/35 PIY + 0/77 GIY + 1/8 LG - 1/5 D2$$

$$\begin{matrix} (se: 5/97) & (se: 0/19) & (se: 0/3) & (se: 0/68) & (se: 4/16) \\ (t=-2/59) & (t=1/84) & (t=2/29) & (t=2/73) & (t=-2/04) \end{matrix}$$

$$R-squ: 0/63 \quad D.W = 2/03 \quad S.E.REG: 4/4 \quad F = 9/34 (0/000)$$

مطابق نتایج ذکر شده، ضریب سرمایه‌گذاری خصوصی  $\alpha$  معادل ۳۵ درصد و ضریب سرمایه‌گذاری دولتی  $\beta$  معادل ۷۷ درصد و ضریب نیروی کار نیز معادل ۱/۸ برآورد می‌گردد.

بنابراین اثر یک افزایش در نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی واقعی به تولید ناخالص داخلی واقعی (PIY) بر رشد اقتصادی مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد با معنی است.

$D_2$  نیز متغیر مجازی است که مقادیر آن برای سالهای شوک افزایش قیمت نفت؛ یک و برای بقیه سالها صفر می‌باشد و همانطور که مشاهده می‌گردد، به لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌نماید.

به علاوه، یک افزایش در نسبت سرمایه‌گذاری دولتی واقعی، بر تولید ناخالص داخلی واقعی GIY نیز اثر مثبتی در رشد اقتصادی دارد. این اثر همچنین در سطح

اطمینان ۹۹ درصد بامعنی است، همچنین اثر بخشی آن بیشتر از اثر نسبت سرمایه گذاری بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی واقعی است، افزایش یک درصد PIY، منجر به افزایش ۳۵ درصد رشد می‌گردد و در مقابل افزایش یک درصدی GIY، منجر به افزایش ۷۷ درصد رشد خواهد شد.

برای محاسبه ارزشهای  $\alpha$  و  $\beta$  در معادله (۶) باید ارزشهای  $\theta_p$  و  $\theta_g$  را داشته باشیم که این مقدار برای کشورهای در حال توسعه محاسبه نگردیده است ولیکن ارزشهای تقریبی مجموع  $(\alpha + \beta)$  که بیانگر اثر رشد کل سرمایه روی تولید است، می‌تواند از برآورد  $(\alpha' + \beta')$  به دست آید.

باید توجه داشت که  $\alpha + \beta = \alpha' \theta_p + \beta' \theta_g$  است. از آنجا که ضریب نیروی کار  $1/117$  برآورد گردید؛ اگر شرایط تابع بازدهی نزولی یا ثابت نسبت به مقیاسی وجود داشته باشد. در نتیجه نسبت کل سرمایه تولید  $(\theta_p + \theta_g = \theta)$  کمتر از یک رد خواهد شد. «کارنهر و داراش‌دار» (۱۹۹۳) راهنماییهای خوبی را در مورد میانگین نسبت سرمایه کل به تولید ناخالص داخلی واقعی  $(\theta)$  برای کشورهای در حال توسعه در دوره ۹۰-۱۹۶۰ ارائه می‌کند. آنها این میانگین را معادل  $1/5$  تخمین زده‌اند که اگر فرض گردد  $\theta = 1/5$  و  $\theta_p = \theta_g = \frac{3}{4}$  است، آنگاه میزان سرمایه معادل  $0/184$  خواهد بود که نزدیک به پیش‌بینی «رومر» ۱۹۸۷ مبنی بر نزدیک بودن این مقدار به یک می‌باشد.

براساس برآوردهای مدل رگرسیون پیش گفته ضرایب سرمایه گذاری خصوصی و دولتی حدود  $0/26$  و  $0/57$  خواهد بود. با میزان سرمایه  $0/184$  و  $\alpha + \beta = \gamma > 1$  فرضیه  $H_0$  در مورد بازده ثابت نسبت به مقیاس در سطح معنی دار ۵ درصد رد خواهد شد. همچنین اگر فرض گردد که  $\theta_p = \theta_g = \frac{3}{4}$ ، با تابع تولید کل نشان داده شده در معادله (۱)، بیانگر بازده افزایش نسبت به مقیاس است؛ در حقیقت بازگشت غیر نزولی به مقیاس تأیید شده است که توسط مدل‌های (لوکاس ۱۹۸۸، ربلو ۱۹۹۱ و رومر ۱۹۸۶) حاصل می‌گردد.

یک تفسیر این نتایج چنین است که در سطح کلان، جریان پیامدهای خارجی از انباشت سرمایه‌های فیزیکی و انسانی وجود دارد که به وسیله مدل‌های رشد (بیکر، مورفی و تامورا ۱۹۸۰ و رومر ۱۹۸۶ و ۱۹۸۷ و ۱۹۹۴، گراس من و هلپ من ۱۹۹۱ و لوکاس ۱۹۸۸) پیشنهاد شده است.

#### ۴.۵. قاطعیت مدل رشد

جهت آزمون میزان اثرگذاری سایر متغیرهای مورد مطالعه بر رشد اقتصادی، متغیرهای توضیحی جدیدی به معادله (۶) اضافه می‌گردد. این متغیرها عبارتند از: GXDF؛ درصد تغییرات متغیر اختلاف بین نرخ نهایی آزاد و صادراتی ارز، GEX؛ درصد تغییرات نرخ ارز بازار آزاد، Gyoil؛ درصد تغییرات درآمد نفتی، GBCNON؛ درصد تغییرات اعتبارات و تسهیلات اعطایی بانکهای تجاری به بخش خصوصی و GTGIB؛ درصد تغییرات اعتبارات و تسهیلات اعطایی بانکهای تجاری به بخش دولتی است.

نکته مهم اینکه؛ قبل از برآورد مدلها در مورد انباشتگی متغیرهای موردنظر مطابق همان متدلوژی پیش گفته عمل گردید و نتایج، حکایت از  $I(0)$  بودن متغیرهای GEX، GXDF، GIDIB و GYOIL دارد.

البته متغیر GBCNON نیز با اضافه کردن یک شکست ساختاری در یک مقطع از زمان  $I(0)$  خواهد بود. نتایج رگرسیونها با توجه به اضافه کردن متغیرهای مورد بحث به شرح زیر است.

$$OG = -12/3 + 0/22PIY + 0/79GIY + 2/14ALG + 0/0005GXDF - 9/62DY$$

$(se: 6/22)$	$(0/22)$	$(0/38)$	$(0/77)$	$(0/0004)$	$(4/51)$
$(t: 1/98)$	$(1/03)$	$(2/05)$	$(1/75)$	$(0/11)$	$(-2/12)$

$$R-Squ: 0/63 \quad D.W = 2/1 \quad S.E.Reg: 0/54 \quad F = 6/9 \quad (0/000)$$

$$OG = -12/32 + 0.22PIY + 0.58GIY + 2/24ALG - 0.3GEX - 6/6DY$$

$$\begin{matrix} (se=5/78) & (0/2) & (0/34) & (0/79) & (0/04) & (4/8) \\ (t=-2/12) & (1/09) & (1/68) & (2/82) & (-0/93) & (-1/38) \end{matrix}$$

$$R-Squ = 0/60 \quad D.W = 2/0 \quad S.E.Reg = 4/74 \quad F = 5/3 \quad (0/001)$$

همانطور که ملاحظه می‌گردد، هیچ‌یک از متغیرهایی که برای اثرگذاری تغییرات نرخ ارز در مدل تعریف گردید، از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. البته این مسئله شاید به علت واریانس کم مشاهدات در این دو متغیر باشد، اما به هر صورت علامت منفی GEX - هرچند بسیار محدود و بی‌معنی به لحاظ آماری - نشان‌دهنده اثر منفی تغییرات نرخ ارز بازار آزاد بر رشد اقتصادی است.

مدل بعدی، اثربخشی درآمدهای نفتی را بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که

نتایج رگرسیون مذکور به شرح زیر است:

$$OG = -17/69 + 0/45PIY + 0/74GIY + 1/3ALG + 0/05GYOIL - 7/94DY$$

$$\begin{matrix} (se=5/15) & (0/17) & (0/28) & (0/66) & (0/01) & (3/83) \\ (t=-2/42) & (2/58) & (2/62) & (1/96) & (2/29) & (0/206) \end{matrix}$$

$$R-Squ = 0/72 \quad D.W = 1/84 \quad S.E.Reg = 3/95 \quad F = 9/3 \quad (0/000)$$

همانطور که ملاحظه می‌شود ضریب متغیر تغییرات درآمدهای نفتی به لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین هرچند مقدار ضریب به لحاظ عددی پایین است اما این متغیر به‌طور غیرمستقیم و از طریق متغیرهای PIY، GIY، اثر نهایی را بر روی رشد اقتصادی می‌گذارد و این نکته‌ای حائز اهمیت است.

معادله بعدی، اثربخشی رشد اعتبارات و تسهیل اعطای بانکهای تجاری به بخش خصوصی را نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌گردد، ضریب مربوطه در سطح اعتماد ۹۵ درصد، معنی‌دار بوده و به لحاظ مقدار ضریب نیز از سهم بالایی برخوردار است، این مطالب در واقع نشان‌دهنده و یا تأییدی در مورد تأثیر نرخ بهره بر

سرمایه گذاری بخش خصوصی در ماشین آلات است، بنابراین نتایج به شرح زیر است:

$$OG = -18/6 + 0/22 PIY + 0/8 GIY + 1/62 ALG + 0/28 GBCNON$$

$$\begin{matrix} (se=5/74) & (0/18) & (0/29) & (0/67) & (0/14) \\ (t=-3/23) & (1/18) & (2/68) & (2/4) & (1/95) \end{matrix}$$

$$-9/65 D2$$

$$\begin{matrix} (3/9) \\ (-2/2) \end{matrix}$$

$$R-Squ = 0/68 \quad D.W = 2/04 \quad S.E.Reg = 4/26 \quad F = 9/3 \quad (0/000)$$

معادله آخر اثربخشی رشد اعتبارات و تسهیلات اعطایی بانکهای تجاری به بخش دولتی (GTGIB) را بر رشد اقتصادی نشان می دهد. همانطور که مشاهده می گردد، متغیر مورد بحث به لحاظ آماری معنی دار نیست. نتایج رگرسیون به شرح زیر است:

$$OG = -15/76 + 0/35 PIY + 0/77 GIY + 1/88 ALG + 0/06 GTGIB$$

$$\begin{matrix} (se:6/14) & (0/19) & (0/31) & (0/7) & (0/02) \\ (t:-2/56) & (1/8) & (2/46) & (2/69) & (0/32) \end{matrix}$$

$$-8/26 D2$$

$$\begin{matrix} (4/33) \\ (-1/96) \end{matrix}$$

$$R-Squ = 0/63 \quad D.W = 2/03 \quad S.E.Reg = 4/56 \quad F = 7/54 \quad (0/000)$$

## نتیجه گیری

بدین ترتیب، این مقاله در راستای تحلیل چگونگی اثربخشی عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی صورت پذیرفته است و دوره مورد بررسی سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ را در بر می گیرد. شواهد نشان دهنده اثربخشی رشد سرمایه گذاری و اشتغال بر رشد اقتصادی می باشد. به نظر می رسد که انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و همچنین

سیاست‌های اقتصادی نقش بسیار مهمی در تأثیرپذیری رشد اقتصادی خواهدداشت. نتایج کلی به شرح زیر است:

- افزایش اشتغال و به‌خصوص توسعه سرمایه انسانی، نقش بسیار مهمی در افزایش تولید ایفا می‌کند، همچنین این اثر عمدتاً از طریق افزایش بهره‌وری نیروی کار، اثربخشی بیشتری را نیز خواهدداشت.

- سرمایه‌گذارهای خصوصی و دولتی، نقشی اساسی در افزایش تولید ایفا می‌نمایند. تحلیل‌های تجربی نشانگر اثربخشی بیشتر سرمایه‌گذاری دولتی نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد، که عمدتاً تحت تأثیر درآمدهای نفتی است. این نکته لزوم توجه بیشتر دولت به ترکیب سرمایه‌گذاری و فعالیت کردن بخش خصوصی را طلب می‌نماید.

- با توجه به مطالب پیش گفته، واقعی نمودن و یا به عبارتی، رقابتی نمودن نرخ بهره به‌عنوان جریان فعال‌کننده بخش خصوصی در جهت سرمایه‌گذاری، از اهمیت بسیاری برخوردار است.

- آزمون‌های علیت انجام شده، نشان‌دهنده مسیر علی یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. در حالی که مسیر علی در بخش سرمایه‌گذاری دولتی، یک‌طرفه و از جانب این متغیر بر روی رشد اقتصادی است.

## کتابنامه:

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. «مجموعه آماری حسابهای ملی ایران»، ۱۳۷۹-۱۳۳۸.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. «نماگرهای اقتصادی شماره‌های مختلف».
۳. «برنامه کلان پنج ساله دوم: ۱۳۷۷-۱۳۷۳»، سازمان برنامه و بودجه، خرداد ۱۳۷۲.
۴. تقوی، مهدی. اقتصاد کلان یک برداشت ریاضی، تهران: انتشارات علمی و فرهنگی، ۱۳۷۷.
۵. گزارش اقتصادی سالهای مختلف، سازمان برنامه و بودجه.
۶. مستندات برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، تهران: سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۶۸.
۷. مستندات برنامه سوم اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، تهران: جلد ششم، ۱۳۷۹.
۸. والی‌زاده، ابوالحسن و رجیبی، محمود. بررسی تأثیر کاهش نرخ سود بانکی بر سرمایه‌گذاری. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی، اردیبهشت ۱۳۸۱.
9. Barro, Robert J. "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.98, part 2 (October 1990):3-25.
10. Becker, Gary S, Kevin M.Murphy, and Robert F.Tamura. "Human Capital, Fertility, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.98, part 2 (October 1990):12-37.
11. Benjamin, Nancy, C, Shantayanan Deverajin, and Robert J, Weiner. "The 'Dutch' Disease in a Developing Country, Oil Reserves in Cameroon", *Journal of Development Economics*, Vol.30 (January 1989):71-92.
12. De Gregorio, Jose. "Economic Growth in Latin America", *Journal of Development Economics*, Vol.39 (July 1992):59-84.
13. Edwards, Sebastian. "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior. Theory and Evidence from Developing Countries", *Journal of Development Economics*, Vol.29 (November 1988):311-41.
14. Fischer, Stanley. *Macroeconomics, development, and Growth, in NBER Macroeconomics Annual 1991*. ed. By Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer. Cambridge, Massachusetts: MIT Press., 1991.
15. Ghura, Dhaneshwar, and Michael T.Hadjimichaal. "Growth in Sub-saharan Africa", *International Monetary Fund, Staff Papers*, Vol.43 (September 1990): 605-634.
16. Granger, C.W.J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and



- Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol.37 (July 1969): 424-438.
17. Guiley, David k, and peter Schmidt. "Extended Tabulations for Dickey-fuller Tests", *Economics Letters*, Vol.31 (December 1989): 355-357.
18. Grossman, Gene M, and Elhanan Hepeman. "Trade, Knowledge Spillovers, and Growth", *Furoneam Economic*, Vol.25, 1991.
19. And Carmen Reinhart. "Private Investment and Economic Growth in Developing Countries", *World Development*, Vol.18 (January 1990): 19-27.
20. Knight, Malcolm D, Norman Loayza and Delano Villanueva. "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: A Panel Data Aproach", *International Monetary Fund*, Staff Papers, Vol.40 (September 1993): 12-41.
21. Kormendi, Rogerc, and Phillip G.Meguire. "Macroeconomic Determinats of Growth: Cross Country Evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol.16 (September 1985): 141-163.
22. Levine. Ross E, and David Renelt. "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressioned", *American Economic Review*, Vol.82 (September 1992): 942-963.
23. Lucas, Robert E, Jr. "On the Mechaniqe Development", *Journal of Monteray Economics*, Vol.22 (July 1988): 3-42.
24. Maddison. Angus. "Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitaive Assessment", *Journal of Economic Litraure*, Vol.25 (June 1987): 649-698.
25. Mankiw, N. Gregory, david Romer, and David N.Weil. "A contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.107 (May 1992): 407-437.
26. Nehru, Vikram, and Ashohk Dhareshwar. "A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology, and Results", *Revista de Analisis Economico*, Vol.8 (June 1993): 37-59.
27. Eric V. Swanson, and Ashutosh Dubey. "A New Database on Human Capital Stock: Sources, Methodology, and Results", *World Bank Policy Research, Working Paper*, No.WPS 1124 (Washington. World Bank), 1993.
28. Perron, Pierre. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometric*, Vol.57 (November 1989): 1361-1401.
29. Phillips, and P.Perron. "Testing for Unit Routin time Series Regression", *Biometrica*, Vol.75, (1988): 735-766.
30. Tebelo. Sergio. "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political*

*Economy*, Vol.99 (June 1991): 500-521.

31. Reinhart, Carmen M, and Peter Wickham. "Commodity Prices: Cyclical Weakness or Secular Decline?.", *International Monetary Fund*, Staff Papers, Vol.41 (June 1994): 157-213.

32. Romer. Paul M. "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.94 (October 1986): 1002-1037.

33. "Endogenous Technical Change", *Journal of Political Economy*, Vol.98 (October 1990): 71-103.

34. "The Origins of Endogenous Growth". *Journal of Economic Perspectives*, Vol.8 (Winter 1994): 3-22.

35. Tallman, Ellis W, and Ping Wang. "Human Capital and Endogenous Growth: Evidence from Taiwan", *Journal of Monetary Economics*, Vol 34 (August 1994): 101-124.