

موجودی سرمایه بخش خصوصی و رشد درونزا (مطالعه موردی ایران)

تاریخ دریافت: ۸۷/۷/۱۸

تاریخ تأیید: ۸۷/۵/۱۲

ابوالفضل شاه آبادی*

چکیده:

هدف این مقاله بررسی تجربی عوامل موثر بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۰ می باشد. نتایج تحقیق از مدل رشد درونزا حمایت کرده و دلالت دارد بر آنکه: (۱) موجودی سرمایه بخش خصوصی تأثیر قابل توجه و مهمی بر رشد اقتصادی دارد (۲) موجودی سرمایه بخش دولتی نقش مثبتی بر رشد اقتصادی دارد (۳) توسعه سرمایه انسانی نقش مهمی در بسط تولید ایفاء می کند (۴) اثرات خارجی ایجاد شده توسط انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی مثبت است. (۵) اتخاذ سیاستهای اقتصادی که موجب افزایش قابلیت رقابت داخلی و خارجی و... می گردد، سبب افزایش رشد اقتصادی می شود. واژگان کلیدی: رشد اقتصادی درونزا، موجودی سرمایه بخش خصوصی و دولتی، سرمایه انسانی و سیاستهای اقتصادی.

با نگاهی گذرا به نظریه های اقتصاددانان کلاسیک مانند آدام اسمیت، ریکاردو، مالتوس و بعد از آن نئوکلاسیکها و همچنین سایر اقتصاددانان مانند سولو، کالین کلارک، راگنار نورکس، گونار میردال، روزنشتاین رودن، رومر، لوکاس، هلیمن، گروسمن و... متوجه اهمیت تشکیل سرمایه ثابت در رشد و توسعه اقتصادی می شویم. اقتصاددانانی مانند پل باران، موریس داب، سمیرامین و... کمبود سرمایه و عدم تشکیل آن در اقتصادهای در حال توسعه را عامل اصلی عقب ماندگی آنها می دانند. در اکثر مدل‌های رشد چه مدل‌های رشد برونزا و چه مدل‌های رشد درونزا تشکیل سرمایه و سرمایه‌گذاری از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و خصوصاً در مدل‌های درونزا به دلیل در نظر گرفتن اثرات خارجی مثبت ناشی از انباشت سرمایه که منجر به حذف و یا کاهش اثر بازدهی نزولی می‌شود، این نقش به مراتب قابل توجه تر می‌باشد.

این مقاله بطور تجربی عواملی که بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۰ تأثیرگذار بوده را مورد بررسی قرار داده است. شماری از مقالات به تخمین معادله رشد اقتصادی کشورها پرداخته‌اند. بیشتر این مطالعات با استفاده از مدل رشد نئوکلاسیکها با در نظر گرفتن سرمایه انسانی تخمین زده شده است، زیرا کاربرد مدل رشد نئوکلاسیکی ساده و آسان است. با این حال شماری از محدودیتهای این مدل موجب توسعه مدل‌های رشد درونزا گردیده است. محدودیت مهم مدل رشد نئوکلاسیکی اینکه در وضعیت پایدار، رشد اقتصادی تنها به رشد جمعیت و پیشرفت تکنولوژیکی برونزا بستگی دارد که هر دو برونزا فرض شده و دیگر اینکه سیاستهای اقتصادی بر رشد اقتصادی در وضعیت پایدار تأثیر ندارد. در مقابل مدل‌های رشد درونزا مکانیزمی را فراهم می‌کند که از طریق آن تغییر در سیاستهای اقتصادی، سرمایه انسانی و انباشت سرمایه فیزیکی بخش خصوصی می‌تواند حتی در غیاب پیشرفت تکنولوژیکی و رشد جمعیت، موجب ایجاد پایداری در رشد اقتصادی گردد. به عبارت دیگر می‌توان بیان داشت مدل‌های رشد درونزا بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس عوامل تولید را در نظر می‌گیرند (Lucas - 1988 and Romer - 1986).

رومر فرض می‌کند که تغییر تکنولوژیکی درونزا است و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی موجب افزایش سطح تکنولوژی در کل اقتصاد می‌شود. اثرات خارجی مثبت همراه با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی سبب می‌شود، تابع تولید دارای بازدهی فزاینده

نسبت به مقیاس باشد. در این مدل افزایش در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی موجب افزایش رشد اقتصادی در وضعیت پایدار می‌گردد. لوکاس (Lucas, 1988) فرض می‌کند، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی دارای اثرات نشتی است که موجب افزایش رشد اقتصادی در وضعیت پایدار می‌گردد. همچنین هلمپن و گروسمن (Grossman and Helpman - 1991) نیز بیان می‌کنند می‌توان انتظار داشت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی سبب ایجاد حلقه مابین تکنولوژی وارداتی و رشد اقتصادی می‌شود.

این مقاله اولاً به تفکیک، به بررسی تأثیر عوامل موجودی سرمایه بخش خصوصی و دولتی بر رشد اقتصادی پرداخته و ثانیاً براساس مدلهای رشد درونزا بیکر، مورفی و تآمورا (Romer - 1990)، (Becker, Murphy and Tamura - 1990) به بررسی نقش سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی پرداخته و همچنین به بررسی تأثیر برخی از سیاستهای اقتصادی از طریق تغییر در موجودی سرمایه بخش خصوصی بر رشد اقتصادی می‌پردازد.

در ادامه پس از ارائه تصویر مختصری از وضعیت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی، به بررسی تئوریک مدل رشد اقتصادی و سپس سعی به ارائه مدل مناسب نموده و با استفاده از تکنیکهای متداول اقتصادسنجی اقدام به تخمین اثر متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی، سرمایه انسانی، واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و برخی از سیاستهای اقتصادی بر رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۲۸-۱۳۸۰ کشور نموده‌ایم. زیرا در صورت پاسخگویی به این سؤالها می‌توان اقدام به ارائه سیاستهای اقتصادی مناسب‌تر نمود.

۱- تحلیل نوسانات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی در اقتصاد ایران:

آمار موجود حاکی از آن است که نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی (GDP) تقریباً در چهاردهه اخیر از روند نوسانی برخوردار بوده است و نسبت به کشورهای دیگر در سطح مطلوبی نمی‌باشد به گونه‌ای که نسبت مذکور از ۲۸ درصد در سال ۱۳۵۵ به هفت درصد در سالهای ۱۳۶۷ و ۱۳۷۷ و ده درصد در سالهای ۱۳۷۰-۱۳۷۵ تغییر یافته است.

بررسی وضعیت سرمایه‌گذاری از حیث سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی با توجه به تمرکز کار تحقیق بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رابطه سرمایه‌گذاری

دولتی بر آن حائز اهمیت است. چرا که بیان چگونگی نوسانات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بررسی همزمان سرمایه‌گذاری بخش دولتی می‌تواند، در تشخیص مسأله مهم باشد و می‌توان بیان داشت که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران تحت تأثیر عوامل متعدد از جمله سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و ... دولت دچار نوسانات شدید بوده است. بطوریکه متوسط رشد سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی در دوره ۱۳۵۰-۱۳۴۱، ۱۳۶۰-۱۳۵۱ و ۱۳۵۶-۱۳۳۹ به ترتیب ۹، ۵/۶ و ۱۲/۸ درصد بوده اما پس از پیروزی انقلاب اسلامی به دلیل ایجاد جو عدم اطمینان امنیت اقتصادی و فرار سرمایه بسیاری از سرمایه‌داران و هم چنین وقوع جنگ تحمیلی و کاهش سرمایه‌گذاریهای زیربنایی از سوی دولت که نقش مؤثری می‌توانند، در بازدهی و سودرسانی سرمایه‌گذاریهای بخش خصوصی داشته باشد، سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی به شدت کاهش یافت. بطوریکه متوسط رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹) در دوره ۱۳۶۷-۱۳۵۹، ۱۳۷۵-۱۳۶۸، ۱۳۸۰-۱۳۷۶ و ۱۳۸۰-۱۳۵۷ به ترتیب ۸/۲-، ۹، ۲/۹ و ۰/۲- درصد می‌باشد.

متوسط رشد سرمایه‌گذاری بخش دولتی در دوره ۱۳۵۰-۱۳۴۱، ۱۳۶۰-۱۳۵۱ و ۱۳۵۶-۱۳۳۹ به ترتیب ۶، ۶/۶ و ۱۶/۴ درصد بوده، اما پس از پیروزی انقلاب اسلامی و خصوصاً با شروع جنگ تحمیلی و افزایش بی رویه جمعیت و افزایش هزینه‌های جاری دولت، سرمایه‌گذاری این بخش در دوره‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹، ۱۳۷۵-۱۳۶۸، ۱۳۸۰-۱۳۷۶ و ۱۳۸۰-۱۳۵۷ به ترتیب ۲/۱۱-، ۴/۹- و ۳/۹- درصد بوده است. مسلماً کاهش درآمدهای ارزی و مخارج سنگین جنگ و کسریهای شدید بودجه در سالهای بعد از انقلاب اسلامی از یک سو و انعطاف ناپذیری هزینه‌های جاری بخش دولتی باعث کاهش هزینه‌های عمرانی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بخش دولتی گردید.

سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از کل سرمایه‌گذاری در طی دوره‌های ۱۳۵۰-۱۳۴۱، ۱۳۶۰-۱۳۵۱ و ۱۳۵۷-۱۳۳۹ به ترتیب ۶۱/۷، ۴۹/۴ و ۵۹/۳ درصد بوده و ما شاهد کاهش سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در دوره قبل از انقلاب بوده ولی سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کل سرمایه‌گذاری در دوره‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹، ۱۳۷۵-۱۳۶۸، ۱۳۸۰-۱۳۷۶ و ۱۳۸۰-۱۳۵۷ به ترتیب ۵۲/۸، ۶۱، ۶۷ و ۵۷/۴ می‌باشد. به عبارت دیگر می‌توان بیان داشت سهم سرمایه‌گذاری بخش دولتی در کل سرمایه‌گذاری کشور در طی سالهای پس از پیروزی انقلاب اسلامی و وقوع جنگ تحمیلی کاهش یافته

جدول شماره ۱: روند برخی از متغیرهای کلان اقتصادی طی دوره‌های پنج ساله

دوره	متوسط رشد کل سرمایه‌گذاری ناخالص	متوسط رشد سرمایه‌گذاری ناخالص بخش دولتی	متوسط رشد سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی	نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی به کل سرمایه‌گذاری ناخالص	نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی به کل ناخالص ناظری	نسبت کل سرمایه‌گذاری ناخالص به تولید ناخالص ناظری	نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی به تولید ناخالص ناظری
۱۳۳۱-۱۳۵۰	۱۱/۷	۱۶	۹	۶۱/۷	۱۸/۲	۲۹/۹	۱۲/۶
۱۳۵۱-۱۳۶۰	۶	۶/۶	۵/۶	۴۹/۴	۲۳	۴۷	۲۴/۲
۱۳۶۱-۱۳۷۰	۴/۲	-۵	۶/۵	۵۵/۵	۲۱/۵	۳۷/۳	۱۵
۱۳۷۱-۱۳۸۰	-۱/۴	۲/۵	-۱۶	۶۲/۴	۱۸/۳	۲۶/۲	۹/۲
۱۳۳۱-۱۳۸۰	۵/۱	۵	۵/۱	۵۷/۶	۲۰/۲	۳۵/۱	۱۵/۳
۱۳۳۹-۱۳۵۶	۱۴/۴	۱۶/۴	۱۲/۸	۵۹/۳	۲۰/۶	۳۶/۱	۱۶
۱۳۵۷-۱۳۸۰	-۱/۷	-۳/۹	-۱۲	۵۷/۴	۱۹/۸	۳۳/۷	۱۴/۱
۱۳۵۹-۱۳۶۷	-۷	-۱۱/۳	-۸	۵۲/۸	۲۱/۴	۳۸/۷	۱۸/۶
۱۳۶۸-۱۳۷۵	۹/۸	۹/۴	۲/۹	۶۱	۱۷/۴	۲۹/۳	۹/۴
۱۳۷۶-۱۳۸۰	۱/۵	-۱	۹	۶۷	۲۱/۷	۲۶/۸	۸/۳

مقادیر متغیرهای بر اساس قیمت ثابت سال پایه ۱۳۶۹ می‌باشد

ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی و نامگرای اقتصادی

۲- مباحث تئوریک:

این مقاله از تابع تولید تکمیل یافته (Solow-Swan) استفاده می‌کند، بطوریکه سه نوع انباشت سرمایه (سرمایه فیزیکی بخش خصوصی، سرمایه فیزیکی بخش دولتی و سرمایه انسانی) در معادله تولید در نظر گرفته شده است.

$$Y_t = A_t (K_t^P)^{\alpha} (K_t^G)^{\beta} (Z_t)^{\gamma} \quad Z_t = H_t L_t \quad (1)$$

Y محصول، A تکنولوژی، K.P و K.G به ترتیب انباشت سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی؛ L نیروی کار، H سرمایه انسانی و t بیانگر زمان است.

به دو دلیل عمده نیاز به تعدیل چارچوب استاندارد مدل می‌باشد. ابتدا با استفاده از مدل رشد درونزای بارو (Barro-1990)، اجازه داده می‌شود، اثرات متفاوت انباشت سرمایه

فیزیکی بخش خصوصی و دولتی بر روی رشد اقتصادی در نظر گرفته شود، زیرا بیشتر مدل‌های رشد اقتصادی فرض می‌کنند $\alpha = \beta = \mu$ می‌باشد که در این صورت $(KP)^a (KG)^B$ در معادله یک جایگزین K^a شده و K بیانگر کل انباشت سرمایه فیزیکی است. دوم مدل‌های رشد درونزا تأکید دارند، انباشت سرمایه انسانی موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه سبب افزایش رشد اقتصادی در وضعیت پایدار می‌گردد (Lucas 1985 و Romer 1990 and Becker, Murphy and Tamura 1990). براساس مدل‌های رشد درونزا با فرض $\alpha + \beta + \gamma \geq 1$ حتی در غیاب رشد جمعیت و پیشرفت تکنولوژیکی برونزا، رشد ایجاد شده می‌تواند حفظ شود و اگر $\alpha + \beta + \gamma = 1$ تابع تولید به فرم مدل‌های رشد درونزای $Y = AK$ تبدیل می‌شود. (Rebelo 1991; Barro 1990).

پارامترهای α ، β و γ در معادله (۱) بیانگر کشش محصول نسبت به انباشت سرمایه فیزیکی بخش خصوصی، دولتی و سرمایه انسانی می‌باشد. در صورتی که با استفاده از مدل‌های رشد درونزا فرض وجود اثرات خارجی مثبت در اقتصاد، ناشی از سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی (لوکاس ۱۹۸۸، بیکر، مورفی و تامورا ۱۹۹۰) یا سرمایه‌گذاری فیزیکی (رومر ۱۹۸۶، ۱۹۸۷، ۱۹۹۴) یا افزایش باز بودن تجارت بین‌الملل (گروسمن و هلپمن ۱۹۹۱) وجود داشته باشد، در آن صورت $\alpha + \beta + \gamma \geq 1$ خواهد بود. رومر (۱۹۸۷) بیان می‌کند کشش محصول نسبت به سرمایه فیزیکی $(\alpha + \beta)$ نزدیک به یک می‌باشد و در مدل‌های رشد با وجود اثرات خارجی مثبت، بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس برای سرمایه وجود ندارد. همچنین گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱) نیز خاطر نشان می‌سازند در مدل‌های رشد با وجود اثرات خارجی، رشد اقتصادی می‌تواند بوسیله ادامه در انباشت نهاده‌های تولید که اثرات خارجی مثبت ایجاد می‌کنند، حفظ شود.

معادله یک را می‌توان جهت تخمین بصورت لگاریتمی نوشت:

$$g = \alpha + \alpha K^P + \beta K^G + \gamma Z \quad (2)$$

حروف کوچک بیانگر نرخ رشد هر متغیر است.

معادله (۲) بیانگر روابط بلندمدت رشد اقتصادی است که می‌توان با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی تخمین زد.

قبل از آزمون و ارائه نتایج توجه به نکات زیر جهت اطلاع ضروری می‌باشد:

۱- در این مطالعه، جامعه آماری عبارت است از آمارهای کلان مربوط به تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی، موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی، نیروی کار شاغل، شاغلین تحصیلکرده (شاغلین دارای تحصیلات بالاتر از دیپلم)، نرخ ارز موثر واقعی، نرخ بهره واقعی، ارزش افزوده بخش نفت و واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای که اطلاعات مزبور بصورت سری زمانی و به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ می باشد.

۲- دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۳۸-۱۳۸۰ می باشد.

۳- موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی توسط فرمول زیر محاسبه گردیده است:

$$K_t = K_0 + \sum_{i=1}^t (IG - DE)_i \quad (2)$$

K_t ، K_0 ، IG و DE به ترتیب ارزش خالص موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ در سال t ، ارزش موجودی سرمایه اولیه در ابتدای دوره، ارزش سرمایه گذاری ناخالص در دوره t و ارزش میزان استهلاك در دوره t می باشد.

۴- جهت محاسبه $K.P$ و $K.G$ با استفاده از آمار سرمایه گذاری خالص بخش دولتی و خصوصی در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۸۰ معادله (۴) را تخمین زده و سپس با محاسبه آنتی لگاریتم عرض از مبداء برآورده شده و با تقسیم آنتی لگاریتم عرض از مبداء بر β تخمینی، $K.P$ و $K.G$ محاسبه گردیده است.

$$\ln I = \alpha + \beta T \quad (4)$$

شایان ذکر است $K.P$ ، $K.G$ ، $\ln I$ ، T ، α و β به ترتیب بیانگر موجودی سرمایه بخش خصوصی در ابتدای دوره، موجودی سرمایه بخش دولتی در ابتدای دوره، لگاریتم سرمایه گذاری خالص، زمان، عرض از مبداء و پارامتر می باشد.

۵- با توجه به اینکه شاغلین تحصیلکرده نسبت به شاغلین غیرتحصیلکرده دارای کارائی بالاتر می باشند. سرمایه انسانی بصورت زیر محاسبه گردیده است.

$$H = L_1 + \alpha L_2 \quad (5)$$

که H ، L_1 و L_2 به ترتیب سرمایه انسانی، شاغلین غیرتحصیلکرده، شاغلین تحصیلکرده و ضریب اهمیت شاغلین تحصیلکرده نسبت به شاغلین غیرتحصیلکرده می باشد.

۶- جهت در نظر گرفتن تأثیر سیاستهای اقتصادی بر موجودی سرمایه بخش خصوصی و رشد اقتصادی از متغیر نرخ ارز مؤثر واقعی با وقفه (۱-REGR) به عنوان ابزار سیاست ارزی، نرخ بهره واقعی (R) بعنوان ابزار سیاست پولی و متغیر نسبت ارزش افزوده بخش نفت به تولید ناخالص داخلی (OILSHR) بعنوان در نظر گرفتن تأثیر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و موجودی سرمایه بخش خصوصی استفاده گردیده است.

۷- از آنجا که واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به عنوان نهاده تولید نقش مؤثری بر رشد اقتصادی داشته، لذا متغیر واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای نیز به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده است.

۸- متغیر موهومی DR جهت در نظر گرفتن تأثیر انقلاب اسلامی بر متغیر رشد اقتصادی استفاده شده است.

۳- نتایج تجربی مدل:

برای تعیین این که آیا موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی، موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی، سرمایه انسانی و بعضی از متغیرهای سیاستی بر تولید تأثیرگذار است یا نه؟ ما سعی می‌کنیم معادله تولید را با استفاده از داده‌های سالانه دوره ۱۳۲۸ تا ۱۳۸۰ و با استفاده از تکنیک همگرایی متقابل یوهانسن و حداقل مربعات معمولی مورد برآزش قرار دهیم. برای جلوگیری از تخمین رگرسیون جعلی، نخست پایایی متغیرهای معادله تولید مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. یعنی روشن سازیم که برای رسیدن هر جمله به حالت ثابت چند بار باید از آن تفاضل گیری کنیم.

جهت بررسی پایایی هر یک از متغیرها از آزمون ADF استفاده می‌کنیم که در آن تعداد وقفه‌ها بوسیله معناداری جملات معادله تولید تعیین می‌شود و شامل جمله روند نیز می‌باشد. آزمون ADF بکار برده شده برای متغیرهای دارای تفاضل مرتبه اول در جدول (۳) آمده است. از جداول شماره (۲) و (۳) پیداست که تمام متغیرها دارای مرتبه صفر یا بعد از تفاضل مرتبه اول با ثبات می‌شوند. نتایج آزمونهای ریشه واحد بیانگر این که متغیرها از نوع درجه صفر و یک هستند. بنابراین می‌توان اقدام به تخمین رگرسیون معادله تولید نمود.

گام بعدی برآورد معادله تولید با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های همگرایی متقابل است. نتایج روش یوهانسن بیانگر آنکه متغیرها در مدل برآستی همگرا هستند و نشان می‌دهد که آنها رابطه بلند مدتی با هم دارند. در ضمن علامت ضرایب برآورد شده مطابق با تئوری است.

ویژگی مدل مزبور آنکه ضریب متغیرهای توضیحی سرمایه انسانی (LLT)، موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی (LKP)، موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی (LKG) و واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای (LM) به ترتیب بیانگر کششهای جزئی تولید نسبت به آن عامل با فرض ثابت بودن عوامل دیگر است.

در جدول شماره (۴) بعنوان نمونه نتایج آزمون همگرایی متقابل یوهانسن معادله تولید با وجود متغیرهای توضیحی LKP، LkG، LLT و متغیر موهومی DR آمده است. از جدول (۴) پیداست فرضیه صفر مبنی بر عدم همگرایی متقابل یعنی $\tau = 0$ رد می‌شود، چرا که آماره‌های محاسبه شده از مقادیر بحرانی بزرگتر هستند. اما فرضیه صفر $\tau \leq 1$ و $\tau \leq 2$ بردارهای همگرایی را نمی‌توان مردود دانست. پس یک بردار همگرایی متقابل در میان متغیرهای معادله تولید وجود دارد. قدم بعدی گزارش بردارهای همگرایی به همراه ارزشهای متعلقه شان است. در بیان این بردارها روش معمول این است که ضریبها را بر اساس متغیر تولید ناخالص داخلی (LFGDP) نرمال می‌کنیم و ضرایب نرمال شده را در داخل پرانتز موجود در زیر ضرایب نرمال نشده معرفی می‌کنیم.

با دقت روی ضرایب نرمال شده در جدول شماره (۴) روشن می‌شود که متغیرهای LKP، LkG و LLT در بردار یک دارای ضرایب مثبت و مطابق با تئوری است و بیانگر این که موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی، موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی و سرمایه انسانی تاثیر مثبت بر روی تولید دارد، در ضمن متغیر موهومی DR (قبل از انقلاب برابر با صفر و بعد از انقلاب برابر با یک) دارای ضریب منفی می‌باشد. بنابراین نتایج تخمین بیانگر آنکه متغیرها در مدل برآستی همگرا و رابطه بلندمدت با هم دارند. براساس نتایج تخمین، مجموع ضرایب تخمینی α ، β و γ بزرگتر از یک می‌باشد. جهت بررسی اهمیت اثر موجودی سرمایه بخش خصوصی بر رشد اقتصادی ایران، متغیرهای توضیحی درصد تغییر در نرخ ارز مؤثر واقعی (RERG) بعنوان شاخص

رقابت خارجی، واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای (LM) به عنوان یکی از عوامل تولید (بدلیل وابستگی تولید داخل به واردات)، نرخ بهره واقعی R بعنوان شاخص سیاست پولی و سهم ارزش افزوده بخش نفت به تولید ناخالص داخلی (OILSHR) بیانگر تاثیر درآمدهای نفتی در معادله تولید استفاده شده است.

نتایج رگرسیونها با وجود متغیرهای اضافی و سیاستی (LM, OILSHR, R, RERG) و بدون متغیرهای مذکور در جدول شماره (۶) ارائه شده است. (Kormandi and Meguire - 1985) مطرح کردند در صورتیکه با اضافه کردن متغیر سیاستی به معادله تولید ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی تغییر چندانی نیابد، می‌توان بیان داشت تأثیر متغیر سیاستی بر رشد اقتصادی از طریق افزایش کارایی استفاده از منابع (از کانال موجودی سرمایه بخش خصوصی) می‌باشد.

ردیف یک جدول (۶) بیانگر نتایج تخمین معادله تولید با حضور متغیرهای LK, LK, LLT می‌باشد. نتایج تخمین بیانگر تاثیر مثبت متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی؛ موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی است. در ضمن ضریب تخمینی متغیر سرمایه فیزیکی بخش دولتی نسبت به سرمایه فیزیکی بخش خصوصی بزرگتر می‌باشد. با حذف متغیر LKP از معادله تولید در ردیف دو شاهد افزایش ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی و کاهش اندک ضریب متغیر سرمایه انسانی می‌باشیم.

ردیف سه جدول (۶) بیانگر نتایج تخمین معادله تولید با حضور متغیرهای LK, LK, LLT, OILSHR, LKP, LKG می‌باشد. نتایج تخمین بیانگر تاثیر مثبت و معنادار متغیر نسبت ارزش افزوده بخش نفت بر تولید ناخالص داخلی بر رشد اقتصادی است. با حذف متغیر LKP از معادله تولید در ردیف چهار شاهد افزایش اندک ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی و سرمایه انسانی و کاهش ضریب متغیر نسبت ارزش افزوده بخش نفت بر تولید ناخالص داخلی می‌باشیم.

ردیف پنج جدول (۶) بیانگر نتایج تخمین معادله تولید با حضور متغیرهای LK, LK, LLT, LKP, LKG (-1) DR, RERG می‌باشد. گرچه نتایج تخمین بیانگر تاثیر منفی متغیر نرخ ارز موثر واقعی بر رشد اقتصادی است ولی ضریب متغیر مذکور معنادار نمی‌باشد. با حذف متغیر LKP از معادله تولید در ردیف شش شاهد افزایش ضریب متغیر موجودی

سرمایه فیزیکی بخش دولتی و کاهش اندک ضریب متغیر سرمایه انسانی می باشیم. ردیف هفت جدول (۶) بیانگر نتایج تخمین معادله تولید با حضور متغیرهای LM, LKP, LKG, LLT می باشد. نتایج تخمین بیانگر تاثیر مثبت و معنادار متغیر واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای بر رشد اقتصادی است.

ردیف نه جدول (۶) بیانگر نتایج تخمین معادله تولید با حضور متغیرهای R, LKP, LKG, LLT می باشد. نتایج تخمین بیانگر تاثیر منفی نرخ بهره واقعی بر رشد اقتصادی است ولی متغیر مذکور بی معنا می باشد.

نتایج رگرسیونهای تخمینی دلالت دارد بر آنکه اثرات افزایش در موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی بر رشد اقتصادی با اهمیت می باشد و با ورود هر یک از متغیرهای سیاستی و متغیر واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای و نسبت ارزش افزوده بخش نفت به تولید ناخالص داخلی در معادله تولید تاثیری بر بزرگی و اهمیت ضریب تخمینی موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی نداشته و تنها می توان بیان داشت با حذف متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی از معادله تولید موجب افزایش ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی می گردد. همچنین می توان بیان داشت گسترش سرمایه گذاری بخش دولتی موجب افزایش نقش موجودی سرمایه بخش خصوصی می گردد:

در مجموع نتایج رگرسیون معادله تولید با در نظر گرفتن متغیرهای OILSHR و LM به ترتیب بیانگر تاثیر مثبت درآمدهای نفتی و واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای بر رشد اقتصادی (بدلیل وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی و واردات کالا) بوده و گرچه نتایج تخمین رگرسیونها با در نظر گرفتن متغیر R و RERG به ترتیب بیانگر تاثیر منفی افزایش نرخ بهره واقعی و نرخ ارز موثر واقعی بر رشد اقتصادی از طریق کاهش میزان سرمایه گذاری بخش خصوصی بر رشد اقتصادی می باشد. ولی ضریب تخمینی هر دو متغیر بی معنا می باشد. شاید بتوان بیان داشت، بدلیل کنترل شدید اقتصاد توسط دولت و تعیین نرخ ارز و نرخ بهره و تخصیص منابع ارزی و منابع سرمایه ای توسط دولت متغیرهای مذکور بر خلاف اقتصاد کشورهای توسعه یافته و تازه صنعتی شده نقشی در سرمایه گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی ندارد.

جدول شماره ۲: آزمون ریشه واحد متغیرهای معادله تولید (لگاریتم)

متغیر	روند	عرض ازمبداء	تعداد وقفه	آماره ADF محاسبه شده	مقدار بحرانی مکینون		
					%۱	%۵	%۱۰
LFGDP	T	C	۰	-۱/۲۴	-۴/۲	-۳/۵	-۳/۲
LKP	—	C	۱	-۳/۳۴	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LKG	—	C	۱	-۲/۱۹	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LL	T	C	۱	-۳/۲۲	-۴/۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹
LLT	T	C	۲	-۲/۷	-۴/۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹
LM	—	C	۲	-۲/۲۸	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱
RERG (-۱)	—	C	۱	-۳/۷۷	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱
R	T	C	۱	-۴/۵	-۴/۲	-۳/۵	-۳/۲
OILSHR	T	C	۱	-۱/۲۷	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱

جدول شماره ۳: نتایج آزمون ریشه واحد در خصوص تفاضل نخست

متغیرهای معادله تولید (لگاریتم)

متغیر	روند	عرض ازمبداء	تعداد وقفه	آماره ADF محاسبه شده	مقدار بحرانی مکینون		
					%۱	%۵	%۱۰
LFGDP	—	—	۲	-۲/۳۳	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LKP	—	C	۱	-۴/۹	-۳/۶	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LKG	—	—	۱	-۳/۰۹	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LL	T	C	۱	-۴/۷۱	-۴/۲	-۳/۵۳	-۳/۲
LLT	—	C	۱	-۳/۵۱	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LM	T	C	۲	-۴/۲۲	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۲
RERG (-۱)	—	—	—	—	—	—	—
R	T	C	۱	-۷	-۴/۲	-۳/۵	-۳/۲
OILSHR	—	—	۱	-۳/۵۶	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۲

جدول شماره ۴: آزمون حداکثر راست‌نمایی یوهانسن و تخمین ضرایب

معادله تولید

الف- آزمون نسبت راست‌نمایی همگرایی بر اساس C بیشینه مقدار ویژه ماتریس استوکاستیک				
۹۹ درصد مقدار بحرانی	۹۵ درصد مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقابل	فرضیه صفر
۵۴/۴۶	۴۷/۲۱	۶۹/۹	$I = 1$	$I = 0$
۳۵/۶۵	۲۹/۶۸	۲۸	$I = 2$	$I < 1$
۲۰/۰۴	۱۵/۴۱	۹/۴۸	$I = 3$	$I < 2$
۶/۶۵	۳/۷۶	-۰/۰۰۲	$I = 4$	$I < 3$

ب- برآورد بردار همگرایی (ضرایب داخل پرانتز بر اساس LFGDP نرمال شده است.)

بردار	LLT	LKG	LKP	LFGDP
۱	۲/۱۹ (-۲/۵)	۱/۶۸ (-۱/۹۴)	۱۲/۱۱ (-۱۸/۲۱)	-۱/۷۲ (۱)
۲	۱/۴۲ (-۱/۴۹)	۶/۶۹ (-۷/۰۴)	-۱۶/۰۱ (۱۶/۸۵)	-۱/۹۵ (۱)

تعداد بردار همگرایی با I نشان داده شده است.

جدول شماره ۵: برآورد بردارهای تعادلی همگرایی معادله تولید

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
LFGDP	۱/۰۲ (۱)	۱/۹۲ (۱)	۳/۳۹ (۱)	۱/۵۳ (۱)	۲/۱۶۵ (۱)	۱/۷۶ (۱)	-۱/۳۳ (۱)	-۱/۳۷ (۱)
LKP	—	-۱۲/۳۲ (-۱۲/۳۷)	—	-۱۱/۶۸ (-۲۲/۰۳)	—	-۱۲/۴۶ (-۱۹)	—	۱۶/۷۶ (-۱۲/۳۳)
LKG	-۲/۱۸ (-۲/۵۲)	-۱/۷۷۹ (-۱/۹)	-۲/۹۲ (-۵/۹۶)	-۲/۳۳ (-۱/۸۱)	-۲/۸۵ (-۲/۲۳)	-۲/۳۳ (-۵/۸)	۵/۹۳ (-۳/۱۵)	۲/۵۳ (-۱/۸۵)
LLT	-۱/۷۹ (-۲/۵۲)	-۲/۵۹ (-۲/۷۸)	-۲/۰۲ (-۳/۱)	-۲/۲۸ (-۳/۳)	—	—	-۳/۲۵ (-۲/۲۷)	۲/۸۶ (-۲/۸۱)
LM	—	—	—	—	-۱/۶۲ (-۲/۹)	۱/۷۷ (-۱)	—	—
RERG (-۱)	—	—	۱/۹۲ (۱/۹۲)	۱/۶۲ (۱/۱۹)	—	—	—	—
OILSHR	—	—	—	—	—	—	۲/۰۵ (-۲/۱۳)	۲/۲ (-۲/۴۸)
DR	۱/۴۳ (۰/۶۱)	۱/۳۷۲ (۱/۲۹)	—	—	۱/۱ (۵۱)	۱/۲۹۳ (۱/۳۸)	—	—
C	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

جدول شماره ۶: نتایج تخمین معادله تولید با استفاده از روش حداقل

مربعات معمولی

شماره رگرسیون	C	LKP	LKG	LLT	متغیر سیاستی	DR	AR(1)	R ²	D.W	F
۱	-۷/۰۸ (-۲/۱)	/۱۶ (۲/۵)	/۱۸ (۴/۶)	/۸۹ (۴/۶)	—	—	۸ (۹۱/۵)	/۹۹	۱/۹۵	۵۱۱
۲	-۶ (-۱/۷)	—	/۲۳ (۴/۱)	/۸۸ (۴)	—	—	/۸ (۱۰)	/۹۸	۱/۷	۴۸۱
					OILSHR					
۳	۱/۹۳ (/۳)	/۱۶ (۴/۲)	/۲ (۴/۱)	/۳۵ (۲/۹)	(۲/۹)	—	/۹ (۲۸/۲)	/۹۹	۲/۰۲	۴۹۹
۴	۲/۶۹ (/۳)	—	/۲۳ (۴/۲)	(/۷)	(۱/۹)	—	/۹۳ (۲۰)	/۹۸	۱/۸	۴۸۳
					LM		MA(1)			
۵	-۲۶/۸ (-۳)	/۸۱ (۱/۳)	۱/۰۴ (۷)	۱ (۷/۸)	-۰/۱ (۲/۵)	—	/۹۶ (۱۲)	/۹۹	۱/۶	۴۵۷
۶	-۱۳/۸ (-۷/۳)	—	/۹۶ (۶/۵)	/۸۵ (۱۰/۹)	/۱۵ (۶/۳)	—	/۹۳ (۱۲)	/۹۸	۱/۵	۴۲۱
					RERG(-1)					
۷	-۶/۳ (-۱/۵)	-۰/۱۳ (۲/۶)	/۱۸ (۲/۶)	/۸۶ (۲/۶)	-۰/۱ (-۵)	-۰/۶ (-۱)	/۸۳ (۱۱/۵)	/۹۹	۱/۹۵	۴۳۲
۸	-۳/۵ (-۱/۶)	—	/۲۲ (۴)	/۷۵ (۲/۲)	-۰/۲ (-۷)	-۰/۱۲ (-۲/۲)	/۸۸ (۱۲/۷)	/۹۸	۱/۷	۴۳۲
					R					
۹	-/۸ (-۲/۵)	/۱۶ (۳/۲)	/۱۸ (۴/۷)	/۹۳ (۵/۲)	-/۰۰۱ (-۸)	—	/۸ (۱۰)	/۹۹	۱/۹	۴۰۲
۱۰	-۶/۱ (-۱/۵)	—	/۲۳ (۳/۹)	/۸۹ (۳/۹)	-۶/۹ (-۰/۵)	—	/۸ (۹/۷)	/۹۸	۱/۷	۴۳۸

۴- آزمون علیت:

حال که وجود رابطه بلند مدت و موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی محرز شد، باید روشن شود که افزایش موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی سبب رشد اقتصادی بوده و یا رشد اقتصادی سبب افزایش موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی بوده و باعث ایجاد تحرکات و پویائی های کوتاه مدت در جهت ایجاد تعادل بلند مدت می شود. برای این منظور از مدل های تصحیح خطا^۱ ECM استفاده می نمایم. انگل و گرانجر نشان دادند، برای یک زوج از سری های $I(1)$ که دارای همگرایی هستند، همواره یک مدل دینامیک تصحیح خطا به شرح ذیل وجود دارد:

$$\Delta X_t = a_0 + b_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^M c_{.i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^N d_{.j} \Delta Y_{t-j} + \mu_{1t} \quad (۶)$$

$$\Delta Y_t = a_1 + b_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^M c_{.i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^N d_{.j} \Delta Y_{t-j} + \mu_{2t} \quad (۷)$$

نشانگر تفاضل اول، μ_1 و μ_2 اجزاء اخلاص و دارای ارزش انتظاری صفر هستند و ε_{t-1} و ε_{t-1} پارامتر تصحیح هستند که در واقع پسماند رگرسیون X_t و Y_t و بالعکس می باشند.

قبل از معرفی مدل های تصحیح خطا، پارامترهای تصحیح خطا در مدل مذکور لحاظ نمی گردید و تنها رابطه ساده گرانجر تخمین زده می شد. در معادلات (۶) و (۷) بیانگر وجود یک رابطه سببی بین X_t و Y_t مستلزم وجود یک ضریب غیر صفر از متغیرهای N و... و $j=1$ ΔY_{t-j} و ε_{t-1} است تا بتوان گفت Y_t سبب X_t است. اگر چنین باشد، مقادیر پیشین Y_t در کاهش متوسط مربع خطای پیش بینی تغییرات جاری در X_t مؤثر است. بنابراین در معادله (۶)، زمانی Y_t سبب X_t خواهد بود که یا ضریب تصحیح خطا یا تفاضل نخست متغیر Y_t یا مقادیر پیشین آن با معنا باشند. همچنین عدم ضریب زد صفر، برای حداقل یکی از متغیرها N و... و $j=1$ ΔX_{t-j} و ε_{t-1} در معادله (۷) بیانگر رابطه سببی از X_t به Y_t است. از آنجا که در مدل معمولی گرانجر که پارامتر تصحیح خطا به عنوان یک منبع احتمالی علیت لحاظ نمی گردد، از توان کمتری برای تبیین رابطه سببی نسبت به مدل تصحیح خطا برخوردار است.

بنابراین برای بیان رابطه سببی بین تولید و انباشت سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی مدل تصحیح خطا به شرح معادلات (۶) و (۷) را بکار می بریم. تعداد

بهینه تاخیرهای زمانی براساس به حداقل رساندن آماره (Final prediction Error) (FPE) متعلق به آکایک (AKAIK) انتخاب شده‌اند.

از جدول شماره (۷) پیداست، با توجه به این که آماره t مربوط به Ec_{t-1} $(-۳/۲)$ معنادار است. رابطه سببی یک طرفه‌ای از موجودی سرمایه بخش دولتی بر روی تولید وجود دارد. از جدول شماره (۸) نیز پیداست با توجه به اینکه آماره t مربوط به Ec_{t-1} $(-۱/۷۱, -۳/۵۲)$ معنادار است. می‌توان بیان داشت رابطه سببی دوطرفه‌ای مابین موجودی سرمایه بخش خصوصی و تولید وجود دارد. با استفاده از این مدلها از معناداری ضرایب تصحیح خطا رابطه سببی بلند مدت و از معناداری ضرائب تأخیر زمانی وجود رابطه سببی کوتاه مدت مستفاد می‌گردد.

جدول شماره ۷: تخمین بردار تصحیح خطا

متغیرهای مستقل	متغیرهای وابسته			
	$\Delta LFGDP$	ΔLKG	$\Delta LFGDP$	ΔLKG
C	۰.۳۲ (۲/۸۲)	-۰.۱۳ (-۱/۲)	۰.۳۳ (۲/۶)	-۰.۲ (-۱/۱۸۵)
Ec_{t-1}	-۰.۳۲ (-۲/۲)	-۰.۰۵ (-۱/۰.۲)	-۰.۳۳ (-۲/۹)	۰.۰۰۵ (۰.۷۳)
$\Delta LFGDP_{t-1}$	۰.۲۲ (۱/۱۷)	۰.۱۹۹ (۱/۲۳)	۰.۱۳۸ (۰.۷۵)	۰.۱۲۵ (۱/۱۱۴)
$\Delta LFGDP_{t-2}$	-۰.۵۲ (-۲/۱)	۰.۶۳ (۰.۵۱۵)	۰.۱۶۴ (۱/۸۸۶)	۰.۳۰۶ (۲/۶۶)
$\Delta LFGDP_{t-3}$	—	—	-۰.۱۵۳ (-۰.۹۳)	-۰.۳۳ (-۲/۳)
ΔLKG_{t-1}	۰.۸۲۵ (۲/۸۳)	۰.۲ (۰.۹۶)	۰.۸۴ (۲/۹۵)	۰.۱۲۶ (۱/۸۲۵)
ΔLKG_{t-2}	-۰.۲ (-۰.۷)	-۰.۰۹۱ (-۰.۳)	۰.۸۸ (۰.۲۸)	-۰.۴۹ (-۲/۵۵)
ΔLKG_{t-3}	—	—	۰.۴۳۶ (-۱/۵)	-۰.۶۲۷ (-۲/۲۲)

ملاحظات: اعداد داخل پرانتز نشانگر مقادیر مطلق نسبت‌های t و در هر معادله Ec_{t-1} جمله تصحیح خطا می‌باشد.

جدول شماره ۸: تخمین بردار تصحیح خطا

متغیرهای مستقل	متغیرهای وابسته			
	Δ FGDP	Δ LKP	Δ FGDP	Δ LKP
C	۱/۳۵ (۱/۸۱)	-۰/۰۲ (-۰/۵۵)	۱/۲۸ (۱/۷۶)	-۰/۰۷ (-۱/۴۳)
Ec_{t-1}	-۰/۳۰۵ (-۳/۵۲)	-۰/۰۴۹ (-۱/۷۱)	-۰/۴۲ (-۲/۷۸)	۹/۷۶ (۰/۰۰۲)
Δ FGDP _{t-1}	۱/۴۴۶ (۲/۵۵)	۱/۹۶ (۳/۳۹)	۱/۵۲۵ (۲/۶۸)	۰/۲۸ (-۳/۴۱)
Δ FGDP _{t-2}	۰/۸۸۶ (۱/۲۸)	-۱/۴۳ (-۲/۴۱)	۱/۲۲۳ (۱/۰۵)	-۰/۸۲ (-۱/۲۱)
Δ FGDP _{t-3}	—	—	-۱/۲۹ (-۱/۴۵)	-۰/۶۸ (-۱/۰۶)
Δ LKP _{t-1}	۱/۸۶ (۱/۳۷)	-۱/۳۳ (-۲/۴۱)	-۱/۲۵۳ (-۱/۳۶)	-۱/۲۹ (-۱/۳)
Δ LKP _{t-2}	۱/۷۱ (۱/۳۸)	-۰/۰۷۷۵ (-۱/۴۶)	۱/۶۷ (۱/۳۱)	-۱/۱۶ (-۱/۹۸)
Δ LKP _{t-3}	—	—	-۱/۲ (-۱/۳۶)	-۱/۳۹ (-۲/۱۸)

ملاحظات: اعداد داخل پرانتز نشانگر مقادیر مطلق نسبت‌های t و در هر معادله Ec_{t-1} جمله تصحیح خطا می‌باشد.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات: این مقاله با استفاده از مدل‌های رشد درونزا و آمارهای سری زمانی ۱۳۲۸-۱۳۸۰ به بررسی نقش انباشت سرمایه فیزیکی (بخش خصوصی و دولتی)، سرمایه انسانی و برخی از سیاست‌های اقتصادی و متغیر واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای و نسبت ارزش افزوده بخش نفت به تولید ناخالص داخلی بر رشد اقتصادی پرداخته است. قبل از برآورد ضرایب، ابتدا پایانی متغیرهای معادله مورد ارزیابی قرار گرفته و مشاهده شد که متغیرها از درجه صفر و یک پایا می‌باشند، لذا می‌توان اقدام به تخمین معادله تولید نمود و نگرانی از بابت وجود رگرسیونهای کاذب وجود ندارند و نتایج مطالعه می‌تواند بصورت زیر خلاصه شود. مجموع ضرایب تخمینی، موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی و

سرمایه انسانی بیش از یک می‌باشد. در ضمن ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی کمی بیش از ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی می‌باشد. هم چنین نتایج مطالعه بیانگر آنکه رشد اقتصادی در وضعیت پایدار در صورت بسط موجودی سرمایه فیزیکی و انسانی و واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و تغییرات در سیاستهای اقتصادی می‌تواند حفظ شود، در حالیکه در مدل‌های رشد نئوکلاسیکی رشد در وضعیت پایدار تنها از طریق رشد جمعیت و پیشرفت تکنولوژیکی برونزا صورت می‌گیرد.

موجودی سرمایه بخش خصوصی نقش جدی در بسط تولید دارد و نتایج تجربی بیانگر رابطه علیّی دو طرفه معناداری ما بین موجودی سرمایه بخش خصوصی و رشد اقتصادی می‌باشد، در ضمن نتایج بیانگر رابطه علیّی یک طرفه مابین موجودی سرمایه بخش دولتی و رشد اقتصادی می‌باشد. همچنین نتایج بیانگر آنکه هر چه سرمایه انسانی بیشتر باشد رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، زیرا سرمایه‌گذاری در منابع انسانی می‌تواند با بالا بردن سطح مهارت و تخصص نیروی کار و کارآمد کردن آن و افزایش قابلیت‌های آن موجب ارتقاء کیفیت تولید شده و موجبات بالا بردن کارایی استفاده از سرمایه‌های مادی و بکارگیری بهینه آنها شود.

در مجموع براساس نتایج تخمین‌های موجود در جدول (۶) می‌توان بیان داشت جهت دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و درونزا و کاهش وابستگی به درآمدهای حاصل از فروش ثروت (نفت) باید توجه جدی و اساسی به سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری فیزیکی بخش خصوصی، افزایش واردات با کیفیت بالاتر به نیت قاپیدن تکنولوژی، اتخاذ سیاستهای اقتصادی جهت ایجاد فضای رقابتی و تخصیص کاراتر منابع ارزی و سرمایه‌ای، استفاده بهتر از درآمدهای نفتی جهت سرمایه‌گذاریهای بخش دولتی (در زیر ساختها و توسعه سرمایه انسانی) و ایجاد ثبات اقتصادی جهت فراهم نمودن بستر مناسب برای سرمایه‌گذاریهای بخش خصوصی اقدام نمود. البته شایان ذکر است اتخاذ سیاستهای اقتصادی باید بگونه‌ای باشد تا ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بخشهای مولد و پربازده گردد.

پیوست:

لیست متغیرهای که در تخمین معادله تولید مورد استفاده قرار گرفته است:

LFGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹)
LKP	لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹)
LKG	لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹
LLT	لگاریتم سرمایه انسانی (با وزن دادن به شاغلین تحصیلکرده)
LM	لگاریتم واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹)
RERG(-1)	درصد تغییرات در نرخ ارز مؤثر واقعی با یک دوره وقفه
R	نرخ بهره واقعی
OILSHR	نسبت ارزش افزوده بخش نفت به تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹)
DR	متغیر موهومی (برای سالهای قبل از انقلاب مقدار صفر و برای سالهای بعد از انقلاب مقدار یک در نظر گرفته شده است)
C	ضریب ثابت



فهرست منابع و مأخذ

الف - منابع فارسی:

- ۱- ابریشمی، حمید و منظور؛ داود، «تحلیل مقایسه ای الگوهای رشد نئوکلاسیک و درونزا»، مجله تحقیقات اقتصادی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، شماره ۵۵، پاییز و زمستان ۱۳۷۸.
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «نماگرهای اقتصادی»، اداره بررسیهای اقتصادی، سالهای مختلف.
- ۳- بانک مرکزی ایران، «حسابهای ملی ایران»، اداره حسابهای اقتصادی، سالهای مختلف.
- ۴- ستاریفر، محمد، «بررسی نقش کلان متغیر سرمایه فیزیکی و انسانی و تکنولوژی بر توسعه»، رساله دکتری دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، ۱۳۷۲.
- ۵- شاه آبادی، ابوالفضل، «بررسی عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران»، فصلنامه علمی و پژوهشی نامه مفید، پاییز ۱۳۸۰.
- ۶- عسلی، مهدی، «برآوردی از سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱»، مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۰، بهمن ۱۳۷۵.
- ۷- فیروزجائی، نجار، «سرمایه گذاری خصوصی و رشد»، پایان نامه فوق‌لیسانس دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، ۱۳۷۱.
- ۸- گمرک جمهوری اسلامی ایران، «سالنامه آماری بازرگانی خارجی کشور»، سالهای ۱۳۲۸-۱۳۸۰.
- ۹- نوفرستی، محمد، «ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی» مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.
- ۱۰- هادیان، ابراهیم و صمد پور، نرگس، «عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران»، مجموعه مقالات هشتمین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، (زمستان ۱۳۷۷).

ب - منابع لاتین:

- 1 - Barro, Robert j., "Government spending in a simple Model of Endogenous Growth", *Journal of political Economy*, vol., 8, (october, part 2), (1990) pp. S103-25.
- 2 - Barro, R.J., "Determinants of economics Growth: Across country Empirical Study", Cambridge MA: Harvard Institute of International Development Discussion paper 579, (1997).
- 3 - Backer, Garys., Kevin M.Murphy, and Robert F.Tamura, "Human capital, fertility and Economic Growth", *Journal of political Economy*, vol. 98 (October, part 2), (1990), pp. S12-37.

- 4 - Denison, E.F., "sources of Economics Growth in the u.s",. CED, 1962.
- 5 - 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, pp. 311-41.
- 6 - Ghara, Dhaneshwar, and Michael T.Hadjimichael, "Growth in Sub-Saharan Africa", International Monetary Fund. Staff papers, vol. 43 (september), (1996), pp. 605-34.
- 7 - Ghura Dhaneshwar, "Private Investment and Endogenous Growth: Evidence from cameroon", IMF working paper, (1998), pp 97-165.
- 8 - Jones, C.J., "Time series Tests of Endogenous Growth Models". The Quarterly Journal of Economics. Vol. CX, (may 1995).
- 9 - Khan, Mohsin S., and Manmohan S.kumar, "public and private investment and the convergence of percapital Incomes in Developing countries", IMF working paper 93/57 (washington: International Monetary fund.), 1993.
- 10 - Khan, M., R.R.Reinhart "Private Investment and Economic Growth in Developing Countries,". The Review of Economic and Statistics, (1989) PP 315-21.
- 11 - Khan, Mohsin S., and Carman Reinhart, "Private Investment and Economic Growth. In Developing Countries", World Development, Vol 18 (January), (1990), pp 19-27.
- 12 - Knight, Malcom D., Normar Logica, and Delano Villanuova, "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: A panel Data Approach", International monetary fund, staff papers, vol. 40 (september), (1998), pp. 312-41.
- 13 - Kormendi, Roger Co, and Philip G.Meguire, "Macroeconomic Determinants of growth: Cross Country Evidence", Journal of monetary Economics, vol, 16 (September), (1985), pp. 141-63.
- 14 - Lucas, Robert. E., Jr, "On the Mechanics of Economic Development", Journal of Monetary Economics, vol. 22 (July), (1988), pp. 3-42.
- 15 - Rebelo, Sergio, "Long-Run policy Analyiss and long-Run Growth", Journal of Political Economy, vol. 99 (June), (1991) pp. 500-21.
- 16 - Romer, paul M, "Increasing Returns and long-Run Growth", Journal of political Economy, Vol. 94 (October), (1986), pp. 1002-37.

- 17 - Romer, paul M, "Endogenous Technical change", Journal of political Economy, vol. 98 (October), (1990), pp. S 71-103.
- 18 - Romer, paul, M, "The Origins of Endogenous Growth," Journal of Economic Perspectives, vol. 8 (winter), (1994), pp. 3-22.
- 19 - Tallman, Ellis W., and Ping Wang, "Human Capital and Endogenous Growth: Evidence From Taiwan", Journal of Monetary Economics, vol. 34 (August), (1994), pp. 101-24.



پښتونستان د علوم او مطالعات فرېنجي
پرتال جامع علوم انساني