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

تاریخ دریافت: ۸۱/۲/۱۸ تاریخ تایید: ۸۱/۵/۱۲

ابوالفضل شاه آبادی*

چکیده:

هدف این مقاله بررسی تجربی عوامل موثر بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۰ می‌باشد. 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 می‌کند (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... می‌گردد، سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی درونزا، موجودی سرمایه بخش خصوصی و دولتی، سرمایه انسانی و سیاستهای اقتصادی.

* ـ مدرس دانشگاه تهران و مشاور معاونت بازرگانی داخلی وزارت بازرگانی.

www.noormags.ir

مقدمه:

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، هلپمن، 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 می تواند حتی در غیاب پیشرفت تکنولوژیکی و رشد جمعیت، موجب ایجاد پایداری در رشد اقتصادی گردد. به عبارت دیگر می توان 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 درونزاست 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

www.noormags.ir

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 هلپمن و گروسمن (Grossman and Helpman - 1991) نیز بیان می کنند می‌توان انتظار داشت سرمایه گذاری بخش خصوصی سبب ایجاد حلقه مابین تکنولوژی وارداتی و رشد اقتصادی می شود.

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 تامورا (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 کالا های واسطه ای و سرمایه ای و برخی از سیاستهای اقتصادی بر رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۰ 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 ۳۸ درصد در سال ۱۳۵۵ به هفت درصد در سالهای ۱۳۶۷ و ۱۳۷۷و 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

www.noormags.ir

دولتی بر آن حائز اهمیت است. چرا که بیان چگونگی نوسانات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بررسی همزمان سرمایه‌گذاری بخش دولتی می تواند، 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، ۱۳۶۰-۱۳۵۱و 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 سرمایه داران و هم چنین وقوع جنگ تحمیلی و کاهش سرمایه گذاریهای 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، 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 هزینه های جاری دولت، سرمایه‌گذاری این بخش در دوره های ۱۳۶۷-۱۳۵۹، ۱۳۷۵-۱۳۶۸، ۱۳۸۰-۱۳۷۶ و ۱۳۸۰-۱۳۵۷ به ترتیب ۱۱/۲-، ۹/۴، ۱- 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 هزینه های 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 سرمایه گذاری در دوره‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹، ۱۳۷۵-۱۳۶۸، ۱۳۸۰-۱۳۷۶و ۱۳۸۰-۱۳۵۷ به ترتیب ۵۲/۸، ۶۱، ۶۷ و ۵۷/۴ می‌باشد. به عبارت دیگر می‌توان بیان داشت سهم سرمایه‌گذاری بخش دولتی در کل سرمایه گذاری کشور در طی سالهای پس از پیروزی انقلاب اسلامی و وقوع جنگ تحمیلی کاهش یافته

www.noormags.ir

است.

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 تولید ناخالص داخلی	نسبت کل سرمایه‌گذاری ناخالص به تولید ناخالص داخلی	نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص بخش دولتی به تولید ناخالص داخلی
۱۳۴۱-۱۳۵۰	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	-/۶	۶۳/۴	۱۸/۳	۲۶/۲	۹/۲
۱۳۴۱-۱۳۸۰	۵/۱	۵	۵/۱	۵۷/۶	۲۰/۲	۳۵/۱	۱۵/۳
۱۳۳۹-۱۳۵۶	۱۴/۴	۱۶/۴	۱۲/۸	۵۹/۲	۲۰/۶	۳۶/۱	۱۶
۱۳۵۷-۱۳۸۰	-۱/۷	-۳/۹	-/۲	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 نماگرهای اقتصادی

۲ـ 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.

$$Y_t = A_t \left(K_t^P\right)^{\alpha} \left(K_t^G\right)^{\beta} \left(Z_t\right)^{\gamma} \qquad Z_t = H_t L_t \qquad (۱)$$

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

www.noormags.ir

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^μ شده و K بیانگر کل انباشت سرمایه فیزیکی است. دوم مدلهای رشد درونزا تأکید دارند، انباشت سرمایه انسانی موجب افزایش بهره وری نیروی کار و در نتیجه سبب افزایش رشد اقتصادی در وضعیت پایدار می‌گردد (Romer 1990 and Becker, Murphy and Tamura 1990 و Lucas 1985). 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. (Barro 1990؛ Rebelo 1991).

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 نهاده های تولید که اثرات خارجی مثبت ایجاد می‌کنند، حفظ شود.

معادله یک را می‌توان جهت تخمین بصورت لگاریتمی نوشت:

$$g = \alpha + \alpha K^P + \beta K^G + \gamma Z \qquad (۲)$$

حروف کوچک بیانگر نرخ رشد هر متغیر است.

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

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

www.noormags.ir

۱ـ در این مطالعه، جامعه آماری عبارت است از آمارهای کلان مربوط بـه تـولید 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.

۲ـ دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۳۸-۱۳۸۰ می‌باشد.

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

$$K_t = K_o + \Sigma_{i=1}^{t}(IG - DE)_i \qquad (۳)$$

Kt، K، K_o، 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 استهلاک در دوره t می‌باشد.

۴ـ 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 برآورد شده و با تقسیم آنتی لگاریتم عرض از مبداء بر β تخمینی، K.P و K.G محاسبه گردیده است.

$$\ln I = \alpha + \beta T \qquad (۴)$$

شایان ذکر است K.P، K.G، lnI، T، α و β به ترتیب بیانگر موجودی سرمایه بخش خصوصی در ابتدای دوره، موجودی سرمایه بخش دولتی در ابتدای دوره، لگاریتم سرمایه‌گذاری خالص، زمان، عرض از مبداء و پارامتر می‌باشد.

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

$$H = L_1 + \alpha L_2 \qquad (۵)$$

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

www.noormags.ir

۶ـ جهت در نظر گرفتن تأثیر سیاستهای اقتصادی بر موجودی سرمایه بخش خصوصی و رشد اقتصادی از متغیر نرخ ارز مؤثر واقعی با وقفه ((RERG(-۱)) 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.

۷ـ از آنجا که واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه ای 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.

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

۳ـ 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 داده های سالانه دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ و با استفاده از تکنیک همگرایی متقابل یوهانسن و حداقل مربعات معمولی مورد برازش قرار دهیم. برای جلوگیری از تخمین رگرسیون جعلی، نخست پایایی متغیرهای معادله تولید مورد ارزیابی قرار می گیرد. 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 می توان اقدام به تخمین رگرسیون معادله تولید نمود.

www.noormags.ir

گام بعدی برآورد معادله تولید با استفاده از تجزیه و تحلیلهای همگرائی متقابل است. نتایج روش یوهانسن بیانگر آنکه متغیرها در مدل براستی 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 واسطه ای و سرمایه ای (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 $r = 0$ رد می‌شود، چرا که آماره های محاسبه شده از مقادیر بحرانی بزرگتر هستند. اما فرضیه صفر $r \leq 1$ و $r \leq 2$ 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 می شود 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 می باشد. بنابراین نتایج تخمین بیانگر آنکه متغیرها در مدل براستی 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

www.noormags.ir

رقابت خارجی، واردات کالاهای واسطه ای 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 LKG، LKP، 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 می باشد. 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 می باشیم.

ردیف سه جدول (۶) بیانگر نتایج تخمین معادله تولید با حضور متغیرهای 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 می باشیم.

ردیف پنج جدول (۶) بیانگر نتایج تخمین معادله تولید با حضور متغیرهای، LKP, LKG, LLT(-۱) DR, RERG می باشد. گرچه نتایج تخمین بیانگر تاثیر منفی متغیر نرخ ارز موثر واقعی بر رشد اقتصادی است ولی ضریب متغیر مذکور معنادار نمی باشد. با حذف متغیر LKP از معادله تولید در ردیف شش شاهد افزایش ضریب متغیر موجودی

www.noormags.ir

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 می‌باشد. 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 می‌باشد. 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 می‌باشد 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 می‌توان بیان داشت با حذف متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش خصوصی از معادله تولید موجب افزایش ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش دولتی می‌گردد. همچنین می‌توان بیان داشت گسترش سرمایه گذاری بخش دولتی موجب افزایش نقش موجودی سرمایه بخش خصوصی می‌گردد:

مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی

در مجموع نتایج رگرسیون معادله تولید با در نظر گرفتن متغیرهای OILSHR و LM به ترتیب بیانگر تأثیر مثبت درآمدهای نفتی و واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای 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 تأثیر منفی افزایش نرخ بهره واقعی و نرخ ارز موثر واقعی بر رشد اقتصادی از طریق کاهش میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر رشد اقتصادی می‌باشد. 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.

www.noormags.ir

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

متغیر	روند	عرض ازمبداء	تعداد وقفه	آماره ADF محاسبه‌شده	مقدار بحرانی مک‌کینون		
					٪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	۳	-۲/۲۸	-۳/۶۲	-۲/۹۳	-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 محاسبه‌شده	مقدار بحرانی مک‌کینون		
					٪۱	٪۵	٪۱۰
LFGDP	—	—	۲	-۲/۳۳	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LKP	—	C	۱	-۴/۹	-۳/۶	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LKG	—	—	۱	-۳/۰۹	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LL	T	C	۱	-۴/۷۱	-۴/۲	-۳/۵۳	-۳/۲
LLT	—	C	۱	-۴/۵۱	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LM	T	C	۳	-۴/۳۲	-۴/۲۳	-۳/۵۴	-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

www.noormags.ir

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	r = ۱	r = ۰
۳۵/۶۵	۲۹/۶۸	۲۸	r = ۲	r < ۱
۲۰/۰۴	۱۵/۴۱	۹/۴۸	r = ۳	r < ۲
۶/۶۵	۳/۷۶	۰/۰۰۲	r = ۴	r < ۳

ب- برآورد بردار همگرایی (ضرایب داخل پرانتز بر اساس LFGDP نرمال شده است.)				
LLT	LKG	LKP	LFGDP	بردار
۲/۱۹ (-۳/۵)	/۶۸ (-/۹۴)	۱۳/۱۱ (-۱۸/۲۱)	-/۷۲ (۱)	۱
۱/۴۲ (-۱/۴۹)	۶/۶۹ (-۷/۰۴)	-۱۶/۰۱ (۱۶/۸۵)	-/۹۵ (۱)	۲

تعداد بردار همگرایی با r نشان داده شده است.

جدول شماره ۵: برآورد بردارهای تعادلی همگرایی معادله تولید

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
LFGDP	/۷۰۴ (۱)	/۹۳ (۱)	/۳۹ (۱)	/۵۳ (۱)	۲/۱۶۵ (۱)	/۷۶ (۱)	-۱/۴۳ (۱)	-۱/۲۷ (۱)
LKP	—	-۱۲/۴۳ (-۱۳/۲۷)	—	-۱۱/۶۸ (-۲۲/۰۴)	—	-۱۴/۴۶ (-۱۹)	—	۱۶/۷۶ (-۱۲/۲۳)
LKG	-۳/۱۸ (-۳/۵۲)	-۱/۷۷۹ (-۱/۹)	-۲/۹۲ (-۵/۹۶)	-/۴۳ (-/۸۱)	-۳/۸۵ (-۲/۲۴)	-/۴۴ (-/۵۸)	۵/۹۳ (-۳/۱۵)	۲/۵۴ (-۱/۸۵)
LLT	-۱/۷۹ (-۲/۵۴)	-۲/۵۹ (-۲/۷۸)	-۲/۰۲ (-۴/۱)	-۲/۲۸ (-۴/۳)	—	—	-۳/۲۵ (-۲/۲۷)	۳/۸۶ (-۲/۸۱)
LM	—	—	—	—	-/۶۲ (-/۲۹)	/۰۷۷ (-/۱)	—	—
RERG (-۱)	—	—	/۹۴ (۱/۹۲)	/۶۳ (۱/۱۹)	—	—	—	—
OILSHR	—		—	—	—	—	۳/۰۵ (-۲/۱۳)	۳/۲ (-۲/۴۸)
DR	/۴۳ (۰/۶۱)	/۲۷۲ (/۲۹)	—	—	۱/۱ (/۵۱)	/۲۹۳ (/۳۸)	—	—
C	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

www.noormags.ir

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	/۱۶	/۱۸	/۸۹	—	—	۸	/۹۹	۱/۹۵	۵۱۱
	(-۲/۱)	(۳/۵)	(۴/۶)	(۴/۶)			(۹۱/۵)			
۲	-۶	—	/۲۳	/۸۸	—	—	/۸	/۹۸	۱/۷	۴۸۱
	(-۱/۷)		(۴/۱)	(۴)			(۱۰)			
					OILSHR					
۳	۱/۹۴	/۱۶	/۲	/۳۵		—	/۹	/۹۹	۲/۰۲	۳۹۹
	(/۳)	(۴/۲)	(۴/۱)	(۲/۹)	(۲/۹)		(۲۸/۲)			
۴	۲/۶۹	—	/۲۳			—	/۹۳	/۹۸	۱/۸	۳۸۴
	(/۳)		(۴/۲)	(/۷)	(۱/۹)		(۲۰)			
					LM		MA(1)			
۵	-۲۶/۸	/۸۱	۱/۰۴	۱	۰/۱	—	/۹۶	/۹۹	۱/۶	۳۵۷
	(-۳)	(۱/۳)	(۷)	(۷/۸)	(۲/۵)		(۱۳)			
۶	-۱۳/۸	—	/۹۶	/۸۵	/۱۵	—	/۹۴	/۹۸	۱/۵	۳۲۱
	(-۷/۴)		(۶/۵)	(۱۰/۹)	(۶/۳)		(۱۲)			
					RERG(-1)					
۷	-۶/۳	۰/۱۳	/۱۸	/۸۶	-/۰۱	-/۰۶	/۸۳	/۹۹	۱/۹۵	۳۳۲
	(-۱/۵)	(۲/۶)	(۳/۶)	(۳/۶)	(-/۵)	(-۱)	(۱۱/۵)			
۸	-۳/۵	—	/۲۲	/۷۵	-/۰۲	-/۱۲	/۸۸	/۹۸	۱/۷	۳۲۳
	(-/۶)		(۴)	(۲/۲)	(-/۷)	(-۲/۲)	(۱۲/۷)			
					R					
۹	-/۸	/۱۶	/۱۸	/۹۳	-/۰۰۱	—	/۸	/۹۹	۱/۹	۳۰۲
	(-۲/۵)	(۳/۲)	(۳/۷)	(۵/۲)	(-/۹)		(۱۰)			
۱۰	-۶/۱	—	/۲۳	/۸۹	-۶/۹	—	/۸	/۹۸	۱/۷	۳۳۸
	(-۱/۵)		(۳/۹)	(۳/۹)	(-۰/۰۵)		(۹/۷)			

مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی

www.noormags.ir

۴ـ آزمون علیت:

حال که وجود رابطه بلند مدت بین تولید 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 می‌شود. برای این منظور از مدلهای تصحیح خطا[1] ECM استفاده می‌نمائیم. انگل و گرانجر نشان دادند، برای یک زوج از سریهای $I^{(1)}$ که دارای همگرایی هستند، همواره یک مدل دینامیک تصحیح خطا به شرح ذیل وجود دارد:

$$\Delta X_t = a_0 + b_0 \varepsilon_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{M} c_{0i} \Delta X_{t-i} + \Sigma_{j=1}^{N} d_{0j} \Delta Y_{t-j} + \mu_{1t} \qquad (۶)$$

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

نشانگر تفاضل اول، μ_1 و μ_2 اجزاء اخلال 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 می‌باشند.

قبل از معرفی مدلهای تصحیح خطا، پارامترهای تصحیح خطا در مدل مذکور لحاظ نمی‌گردید و تنها رابطه ساده گرانجر تخمین زده می‌شد. 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 ۱= j، 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 رد صفر، برای حداقل یکی از متغیرها N و... و ۱=j، ΔX_{t-j} و ε_t 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 نمی‌گردد، 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 می‌بریم. تعداد

1 - Error correction models.

www.noormags.ir

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} (۳/۵۲-، ۱/۷۱-) 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			
	ΔLFGDP	ΔLKG	ΔLFGDP	ΔLKG
C	۰۳۲/ (۲/۸۲)	-۰۱۳/ (-۱/۲)	۰۳۳/ (۲/۶)	-۰۲/ (-۱/۱۸۵)
Ec_{t-1}	-۰۲۲/ (-۳/۲)	-۰۰۵/ (-۱/۰۲)	-۰۳۳/ (-۲/۹)	۰۰۰۵/ (۰۷۳/)
$\Delta LFGDP_{t-1}$	۲۲/ (۱/۱۷)	۱۹۹/ (۱/۴۳)	۱۳۸/ (۷۵/)	۱۴۵/ (۱۱۴/)
$\Delta LFGDP_{t-2}$	-۰۵۳/ (-۳۱/)	۶۳/ (۵۱۵/)	۱۶۴/ (۸۸۶/)	۳۰۶/ (۲/۶۶)
$\Delta LFGDP_{t-3}$	—	—	-۱۵۴/ (-۹۳/)	-۰۳۳/ (-۴۳/)
ΔLKG_{t-1}	۸۴۵/ (۲/۸۴)	۲/ (۹۶/)	۸۴/ (۲/۹۵)	۱۴۶/ (۸۲۵/)
ΔLKG_{t-2}	-۰۲/ (-۰۷/)	-۰۹۱/ (-۴/)	۸۸/ (۲۸/)	-۰۳۹/ (-۲۵۵/)
ΔLKG_{t-3}	—	—	۴۴۶/ (-۱/۵)	-۶۲۷/ (-۳/۴۳)

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

www.noormags.ir

جدول شماره ۸: تخمین بردار تصحیح خطا

متغیرهای مستقل	متغیرهای وابسته			
	ΔLFGDP	ΔLKP	ΔLFGDP	ΔLKP
C	/۲۵ (۱/۸۱)	-/۰۰۲ (-/۵۵)	/۰۲۸ (۱/۷۶)	-/۰۰۷ (-۱/۴۳)
Ec_{t-1}	-/۰۳۰۵ (-۳/۵۲)	-/۰۰۳۹ (-۱/۷۱)	-/۰۴۲ (-۲/۷۸)	۹/۷۶ (۰/۰۰۲)
$\Delta LFGDP_{t-1}$	/۳۴۶ (۲/۵۵)	/۱۹۶ (۳/۳۹)	/۵۳۵ (۲/۶۸)	۰/۲۸ (-۳/۳۱)
$\Delta LFGDP_{t-2}$	۰/۸۸۶ (/۳۸)	-/۱۴۳ (-۲/۴۱)	/۲۲۳ (۱/۰۵)	-/۰۸۲ (-۱/۲۱)
$\Delta LFGDP_{t-3}$	—	—	-/۲۹ (-۱/۴۵)	-/۰۶۸ (-۱/۰۶)
ΔLKP_{t-1}	/۸۶ (/۳۷)	-/۱۴۲ (-۲/۴۱)	-/۲۵۳ (-/۳۶)	-/۲۹ (-۱/۳)
ΔLKP_{t-2}	/۷۱ (۱/۳۸)	-/۰۷۷۵ (-/۴۶)	/۶۷ (۱/۳۱)	-/۱۶ (-/۹۸)
ΔLKP_{t-3}	—	—	-/۲ (-/۳۶)	-/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 ۱۳۳۸-۱۳۸۰ 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 پایائی 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

www.noormags.ir

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 می باشد. 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 علّی دو طرفه معناداری ما بین موجودی سرمایه بخش خصوصی و رشد اقتصادی می‌باشد، در ضمن نتایج بیانگر رابطه علّی یک طرفه مابین موجودی سرمایه بخش دولتی و رشد اقتصادی می‌باشد. همچنین نتایج بیانگر آنکه هر چه سرمایه انسانی بیشتر باشد رشد اقتصادی افزایش می یابد، 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 سرمایه های مادی و بکارگیری بهینه آنها شود.

در مجموع براساس نتایج تخمینهای موجود در جدول (۶) می توان 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، سرمایه گذاری 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 سرمایه ای ، استفاده بهتر از درآمدهای نفتی جهت سرمایه گذاریهای بخش دولتی (در زیر ساختها و توسعه سرمایه انسانی) و ایجاد ثبات اقتصادی جهت فراهم نمودن بستر مناسب برای سرمایه گذاریهای بخش خصوصی اقدام نمود. البته شایان ذکر است اتخاذ سیاستهای اقتصادی باید بگونه ای باشد تا ایجاد انگیزه برای سرمایه گذاری در بخشهای مولد و پربازده گردد.

www.noormags.ir

پیوست:

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

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

مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی

www.noormags.ir

فهرست منابع و مأخذ

الف ـ منابع فارسی:

۱ـ 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.

۲ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «**نماگرهای اقتصادی**»، اداره بررسیهای اقتصادی، سالهای مختلف.

۳ـ بانک مرکزی ایران، «**حسابهای ملی ایران**»، اداره حسابهای اقتصادی، سالهای مختلف.

۴ـ ستاریفر، محمد، «**بررسی نقش کلان متغیرسرمایه فیزیکی و انسانی و تکنولوژی بر توسعه**»، رساله دکتری دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، ۱۳۷۲.

۵ـ شاه آبادی، ابوالفضل، «**بررسی عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران**»، فصلنامه علمی و پژوهشی نامه مفید، پاییز ۱۳۸۰.

۶ـ عسلی، مهدی، «**برآوردی از سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱**»، مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۰، بهمن ۱۳۷۵.

۷ـ فیروزجائی، نجار، «**سرمایه گذاری خصوصی و رشد**»، پایان نامه فوق‌لیسانس دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، ۱۳۷۱.

۸ـ گمرک جمهوری اسلامی ایران، «**سالنامه آماری بازرگانی خارجی کشور**»، سالهای ۱۳۳۸-۱۳۸۰.

۹ـ نوفرستی، محمد، «**ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی**» مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

۱۰ـ 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 ـ 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 Didcussion 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.

www.noormags.ir

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., "Timc 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 Invesment 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.

www.noormags.ir

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.

مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی

www.noormags.ir