

نقش سرمایه‌ی انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی

دکتر محمود هوشمند، محمد علی شعبانی و اعظم ذبیحی*

تاریخ وصول: 1386/10/2 تاریخ پذیرش: 1387/6/25

چکیده:

در این مطالعه کشش‌های تولید به تفکیک عامل سرمایه‌ی انسانی و دیگر عوامل تولید، به منظور شناسایی اهمیت سرمایه‌ی انسانی در مقایسه با سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی و بخش خصوصی برآورد شده است. بدین منظور، مدلی از سرمایه‌ی انسانی که منکیو، رومر و ویل¹ (MRW) ارائه داده‌اند، طی دوره‌ی 85-1357 برای اقتصاد ایران با استفاده از روش الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)² برآورد شده است. در این تحقیق، از متوسط سال‌های تحصیل به عنوان شاخص سرمایه‌ی انسانی استفاده شده است. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش تولید نسبت به سرمایه‌ی انسانی از کشش تولید نسبت به سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی و خصوصی بیشتر است. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره 34 درصد از عدم تعادل در تولید ناخالص داخلی سرانه تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک شده است.

طبقه بندی JEL: O15, C35

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، سرمایه‌ی انسانی، الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی

* به ترتیب، دانشیار و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

(shabani_mohamadali@yahoo.com)

¹ Mankiw-Romer-Weil

² Auto Regressive Distributed Lag

۱- مقدمه

نقش نیروی انسانی در فرآیند تولید از منظر نظریه‌های اقتصادی، در طول زمان دچار دگرگونی‌های قابل توجهی شده است. این دگرگونی‌ها، دامنه‌ای را در بر می‌گیرد که در یک سوی آن مفهومی به نام نیروی کار وجود دارد که تنها با توانمندی‌های فیزیکی ارزیابی می‌شود و در سوی دیگر، مفهوم سرمایه‌ی انسانی قرار دارد که حاصل انباشت دانش، مهارت و تجربه در انسان‌ها است.

در مطالعات و بررسی‌هایی که بر روی عوامل به وجود آورنده‌ی رشد اقتصادی صورت گرفته، کمتر از 50 درصد رشد را به عوامل اصلی تولید (کار، سرمایه، زمین) و بقیه را به عوامل ناشناخته‌ای مانند تغییر تکنولوژی، افزایش بهره‌وری و عامل باقیمانده نسبت داده‌اند. عامل کیفی مؤثر در فرایند تولید، سرمایه‌ی انسانی است که قابل تبیین به وسیله‌ی عامل کار نیست و به نظر نمی‌رسد که منبعی غیر از آموزش داشته باشد (عمادزاده و بکتاش، 1384). بدین منظور، تحقیق حاضر به خاطر شناسایی اهمیت سرمایه‌ی انسانی در اقتصاد ایران، به بررسی الگوهای مختلف رشد و انتخاب الگویی مناسب جهت تصریح بهتر رشد اقتصادی ایران و برآورد آن با استفاده از روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی پرداخته است.

۲- مروری بر مدل‌های رشد

۲-۱- مدل‌های رشد برون‌زا

مهمترین مسأله در الگوهای رشد، حفظ نرخ رشد مثبت تولید سرانه در بلندمدت، با استفاده از پیشرفت‌های مستمر در دانش و فناوری در قالب ابداع کالاهای جدید برای فرآیندهای نو است. این امر را می‌توان با استفاده از مدل رشد نئوکلاسیک بسط یافته توسط سولو³ (1956) و سوان⁴ (1956) ثابت نمود. آنها در تحقیقات جداگانه نشان دادند که اگر پیشرفت فناوری وجود نداشته باشد، اثرات بازدهی کاهنده به توقف رشد اقتصادی می‌انجامد.

الگوهای رشد نئوکلاسیکی جزء نظریه‌های رشد اقتصادی سرمایه‌گرا محسوب می‌شوند و به طور کلی، رشد اقتصادی را به انباشت سرمایه‌ی فیزیکی و

³ Solow

⁴ Swan

پیشرفت فنی برون‌زا نسبت داده‌اند. در این الگوها ادعا می‌شود که نرخ جمعیت پایین‌تر و سطح فناوری بالاتر، نرخ رشد کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهد. بنا بر این الگوها، برای دستیابی به رشد بلندمدت، باید پیشرفت فنی را به صورت برون‌زا وارد الگو کرد. اگر چه فناوری در نظریه‌ی رشد نئوکلاسیکی یکی از اجزای اصلی الگو محسوب می‌شود، ولی برای تعیین رفتار این متغیر، بدون الگوسازی، پیشرفت فنی به صورت ساده، برون‌زا و با نرخ ثابت رشد ثابت در نظر گرفته می‌شود. نئوکلاسیک‌ها نرخ رشد ثابت را مستقل از ترجیحات و ویژگی‌های تابع تولید می‌دانند. بر اساس این نظریه، کشورها برای افزایش رشد نمی‌توانند هیچ گونه سیاستی اتخاذ کنند (علیمردانی، 1384).

2-2- مدل‌های رشد درون‌زا

در اواسط دهه‌ی 1980، گروهی از نظریه‌پردازان رشد به رهبری رومر⁵ (1986) انتقاداتی را بر مدل‌های رشد برون‌زا وارد کردند. این انتقادات دسته‌ای دیگر از مدل‌های رشد را مطرح کرد که در آنها عوامل مؤثر بر رشد، به طور درون‌زا تعیین می‌شوند.

ویژگی اصلی مدل‌های رشد درون‌زا، حذف بازدهی‌های نزولی نسبت به مقیاس است. این ویژگی برخلاف مدل‌های رشد برون‌زا است که قانون بازدهی نزولی را شامل می‌شوند. طرفداران مدل‌های رشد درون‌زا بر پیشرفت درون‌زای فناوری تکیه دارند. در این الگوها، نقش فناوری توسط ویژگی‌های مختلف اقتصاد همچون ویژگی‌های شخصی، تحصیلات، آگاهی‌های انباشته، مخارج تحقیق و توسعه و میزان منابع پایان‌پذیر و پایان‌ناپذیر تعیین شده است.

2-2-1- مدل AK

همان‌گونه که اشاره شد ویژگی اصلی مدل‌های رشد درون‌زا، وجود بازدهی غیرنزولی برای سرمایه است که با در نظر گرفتن سرمایه‌ی انسانی، قابل توجیه می‌باشد. ساده‌ترین شکل از مدل رشد درون‌زا، مدل AK است. در این مدل، تابع تولید به صورت $Y=AK$ است که Y نشانگر میزان تولید، K حجم سرمایه و A ضریب است. بر این اساس، تولید نهایی و تولید متوسط سرمایه، ثابت و برابر A و

⁵ Romer

منعکس کننده‌ی سطح فناوری است. بنابراین، نرخ رشد سرمایه (g_k) به صورت زیر تعریف می‌شود:

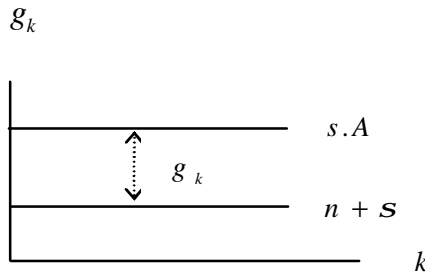
$$g_k = \frac{\dot{k}}{k} = s \frac{f(k)}{k} - (n + d) \quad (1)$$

حال اگر در معادله‌ی (1) رابطه‌ی $\frac{f(k)}{k} = A$ جایگذاری شود، رابطه‌ی (2) حاصل می‌شود:

$$g_k = \frac{\dot{k}}{k} = sA - (n + d) \quad (2)$$

با توجه به اینکه تولید سرانه تابعی تناسبی از سرمایه‌ی سرانه است، تولید و سرمایه‌ی سرانه هر دو به طور درون‌زا، با نرخ یکسان ($g_k = g_y = g$) رشد خواهند کرد. این وضعیت در نمودار (1) نشان داده شده است.

نمودار 1: مدل AK



مطابق نمودار (1)، به دلیل عدم بازدهی نزولی سرمایه، نرخ رشد سرمایه‌ی سرانه و تولید سرانه، در بلندمدت ثابت است و ارتباطی به سطح سرمایه‌ی سرانه ندارد. (نرخ رشد همان فاصله‌ی دو خط موازی است که در تمام سطوح سرمایه‌ی سرانه مقداری ثابت است). بنابراین، بر خلاف مدل برون‌زای نئوکلاسیک‌ها، هر سیاستی که نرخ پس‌انداز را افزایش دهد، منجر به شکل‌گیری یک نرخ رشد بلندمدت بالاتر همیشه خواهد شد. همچنین، هر عاملی که سطح فناوری را ارتقا دهد، نرخ رشد بلندمدت بالاتری را در اقتصاد موجب خواهد شد (بارو و سالای مارتین،⁶ 1999).

⁶ Baroo and Salai-Martin

2-2-2- مدل‌های مبتنی بر تحقیق و توسعه

یکی از دلایل افزایش تولید، با وجود سطح ثابت سرمایه و کار، پیشرفت فناوری است. بنابراین، رشد A به جای اینکه ثابت فرض شود، در داخل مدل تعیین می‌شود و یکی از عوامل تعیین‌کننده‌ی آن سرمایه‌گذاری در بخش تحقیق و توسعه ($R&D$) است.

در این الگوها فرض می‌شود که نیروی کار، سرمایه و فناوری، برای بهبود فناوری با هم ترکیب می‌شوند. بدیهی است که تصور شود با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تخصیص منابع بیشتر به تحقیق و توسعه، منجر به انجام نوآوری‌های بیشتر و گسترش اندیشه‌های جدید شود (ابراهیمی، 1382).

2-2-3- مدل‌های مبتنی بر سرمایه‌ی انسانی

رابطه‌ی بین رشد و سرمایه‌ی انسانی بر اساس دو نظریه بررسی شده است. لوکاس⁷ از انباشت سرمایه‌ی انسانی به عنوان منبع رشد باثبات یاد کرده است. لوکاس به طور خاص بین دو منبع انباشت سرمایه‌ی انسانی، یعنی آموزش و یادگیری از طریق انجام کار تمایز قائل شده است. در این الگوها، رشد از انباشت سرمایه‌ی انسانی ناشی می‌شود، بنابراین اختلاف در نرخ‌های رشد بین کشورها، عمدتاً به تفاوت در نرخ‌های انباشت سرمایه‌ی انسانی در طی زمان در این کشورها نسبت داده شده است. از نظر نلسون و فلیس (1996) رشد ناشی از موجودی سرمایه‌ی انسانی است. رشد یک کشور نیز توانایی آن کشور در نوآوری و نزدیک شدن به کشورهای پیشرفته را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تفاوت در نرخ‌های رشد بین کشورها ناشی از تفاوت در موجودی سرمایه‌ی انسانی و به تبع آن تفاوت در توانایی آنها در ایجاد رشد فناوری است (علیمردانی، 1384).

به طور کلی، الگوهای رشد درون‌زای بیانگر نقش اساسی دانش و سرمایه‌ی انسانی در رشد، به سؤال عوامل تعیین‌کننده‌ی رشد در طول زمان به خوبی پاسخ داده‌اند.

در تحقیق حاضر از مدل رشد اقتصادی مبتنی بر سرمایه‌ی انسانی منکیو، رومر و ویل (MRW) استفاده شده است. این مدل را که گاهی مدل سولو با لحاظ سرمایه‌ی انسانی نیز می‌خوانند توسط منکیو، رومر و ویل در سال 1992 منتشر

⁷ Lucas

شد. آنها اثرات تجربی الگوی سولو را ارزیابی نمودند و نتیجه گرفته‌اند که این الگو به خوبی عمل می‌کند و معتقدند که حتی می‌توان برآزش الگو را با بسط الگو به صورتی که سرمایه‌ی انسانی را شامل شود بهبود داد.

در این الگو فرض می‌شود که محصول Y با ترکیبی از سرمایه‌ی فیزیکی (K) و نیروی کار متخصص (H) بر اساس یک تابع تولید کاب - داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس به صورت رابطه‌ی (3) رشد می‌کند (ابراهیمی، 1382).

$$Y = K^a (AH)^{1-a} \quad (3)$$

که در آن A فن آوری کار افزایش است که با نرخ ثابت I رشد می‌کند. فرض بر آن است که کارگران u ساعت از اوقات خود را برای آموزش مهارت‌ها صرف می‌کنند. تابع تولید نیروی کار متخصص به صورت زیر است:

$$H = e^{\Psi u} L \quad \text{و} \quad \frac{d \log H}{du} = \Psi \quad (4)$$

که در اینجا $\Psi > 0$ و عدد ثابت است.

با افزایش تعداد نیروی کار غیر ماهر (L) و افزایش ساعات کسب مهارت (u)، نیروی کار متخصص افزایش می‌یابد. معادله‌ی (4) نشان می‌دهد که یک افزایش جزئی در u مقدار H را Ψ درصد افزایش می‌دهد. همانند الگوی سولو در شرایط سرانه، معادله‌ی انباشت سرمایه به صورت زیر است.

$$\dot{k}(t) = s.y(t) - (n + g + d)k(t) \quad (5)$$

در رابطه‌ی (5) $k(t) = \frac{K(t)}{A(t)H(t)}$ و $y(t) = \frac{Y(t)}{A(t)H(t)}$ است.

بنابراین، اضافه کردن سرمایه‌ی انسانی، ویژگی‌های اصلی الگو را تغییر نمی‌دهد. با تکیه بر این الگو می‌توان استنباط کرد که برخی کشورها به این دلیل ثروتمند هستند که نرخ‌های سرمایه‌گذاری آنها در سرمایه‌ی فیزیکی بالا است. همچنین، بخش اعظمی از زمان را برای کسب و انباشت مهارت صرف می‌کنند. این کشورها نرخ پایین جمعیت دارند و از سطح فن‌آوری بالاتری برخوردارند (رومر، 1986).

3- مروری بر پژوهش‌های گذشته

آدام اسمیت⁸ (1357) برای اولین بار در اثر مشهور خود با عنوان "ثروت ملل"، بر نقش آموزش و اهمیتی که سرمایه‌گذاری در این خصوص بر رشد اقتصادی دارد تأکید کرد. در تفکرهای اسمیت، مهارت‌های توسعه یافته‌ی نیروی کار، به منزله‌ی یک ابزار سرمایه‌ای، موجب ارتقاء سطح بهره‌وری تولید می‌شود. افراد متخصص از توانائی تولید بیشتری نسبت به دیگران برخوردارند و در فرآیند تولید خالق ارزش‌های بیشتری می‌باشند.

از نظر شولتز (1959) مشهور به پدر تئوری سرمایه‌ی انسانی، توانایی‌های اکتسابی انسان مهمترین منبع رشد بوده است. او به این ترتیب به معمای رشد پاسخ علمی می‌دهد. به اعتقاد او، هنگامی که در بخش سرمایه‌ی انسانی سرمایه‌گذاری شود، بهره‌وری نیروی انسانی افزایش می‌یابد و بالاتر رفتن بهره‌وری موجب افزایش تولید و درآمد می‌شود و در حقیقت نوعی سرمایه قلمداد می‌شود. شولتز بر خلاف اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک، نیروی کار را به هیچ عنوان یک عامل متجانس و همگن قلمداد نمی‌کند. او معتقد است که نیروی کار بر اساس آموزشی که دریافت می‌کند، از کیفیت و مهارت متفاوتی برخوردار می‌شود که او را نسبت به نیروی کار دیگر متمایز می‌کند (مهدی‌پور، 1380).

مو⁹ (2006) در تحقیقی با عنوان تخمینی از مدل رشد کره جنوبی با استفاده از سرمایه‌ی انسانی، فرضیه‌ی بازدهی غیر نزولی نسبت به سرمایه‌ی انسانی و فیزیکی را آزمون نموده است. وی شاخص هزینه‌های آموزش و پرورش را به عنوان سرمایه‌ی انسانی استفاده کرد. بر اساس نتایج این تحقیق، فرضیه‌ی بازدهی غیر نزولی نسبت به سرمایه انسانی و فیزیکی در کره جنوبی قابل تأیید نبوده است. مارتین و هرانز¹⁰ (2004) با استفاده از مدل رشد اقتصادی منکیو، رومر و ویل، اثر بازدهی سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی و سرمایه‌ی فیزیکی بخش خصوصی را بر تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی کشور اسپانیا محاسبه کردند. بر اساس نتایج به دست آمده، ضرایب سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی دولتی و

⁸ Adam Smith

⁹ Mo

¹⁰ Martin and Herranz

سرمایه‌ی خصوصی در مدل به ترتیب برابر با 0/049، 0/055 و 0/061 بوده است و این متغیرها بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته‌اند.

نارایان و اسمیت¹¹ (2004) در تحقیقی با عنوان "رابطه‌ی علیت بین سرمایه‌ی انسانی و درآمد واقعی در کشور چین با استفاده از مدل VAR"، به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ی علیت گرنجری بلندمدت یک طرفه از سرمایه‌ی انسانی به درآمد واقعی وجود داشته است. این در حالی است که وجود رابطه‌ی علیت گرنجری کوتاه‌مدت یک طرفه نیز از درآمد واقعی به سرمایه‌ی انسانی تأیید شده است.

آلارو و میگول¹² (2004) مقایسه‌ای بین بازدهی اقتصادی سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌ی فیزیکی در کشور پرتغال انجام داده‌اند. در این تحقیق، با استفاده از روش همگرایی بلندمدت، تابع تولید کاب - داگلاس برای کشور پرتغال با در نظر گرفتن سه نوع سرمایه‌ی دولتی، خصوصی و انسانی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌ی دولتی، خصوصی و انسانی به ترتیب دارای نرخ بازدهی 26/7 درصد، 18/5 درصد و 16 درصد بوده‌اند.

ویلسون و برمپونگ¹³ (2001) نیز تحقیقی با عنوان سرمایه‌ی انسانی سالم و رشد اقتصادی در کشورهای آفریقایی و OECD انجام داده‌اند. در این تحقیق با استفاده از الگوی سولوی توسعه‌یافته، داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) و روش تخمین زنده‌ی پویا¹⁴ به این نتیجه رسیده‌اند که سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌گذاری در آن، تأثیر مثبت و قوی بر رشد درآمد سرانه داشته است.

صالحی (1381) تحقیقی با عنوان اثر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی ایران انجام داده است. در این تحقیق از شاخص‌هایی چون نرخ ثبت نام و مخارج آموزشی به عنوان متغیر سرمایه‌ی انسانی استفاده کرده است. سپس سهم سرمایه‌ی انسانی (نیروی کار متخصص) در بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی را برآورد نموده که به ترتیب برابر با 0/48، 0/52 و 0/26 به دست آمده است.

درگاهی و قدیری (1382) تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. این تحقیق با هدف مطالعه‌ی ساختار

¹¹ Narayan and Symath

¹² Alvaro and Miguel

¹³ Wilson and Brempong

¹⁴ Dynamic panel Estimator

رشد اقتصادی ایران، با استفاده از دو الگو، به تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی ایران پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که مخارج دولت و درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت به عنوان تنها عوامل مؤثر و توضیح‌دهنده‌ی رشد اقتصادی ایران بوده است. همچنین، متغیرهای مؤثر بر سرمایه‌ی انسانی مورد توجه در الگوهای رشد درون‌زا همچون آموزش، تحقیق و توسعه و بهره‌وری تأثیر چندانی بر رشد اقتصادی ایران نداشته است.

کمیجانی و معمار نژاد (1384) تحقیقی با عنوان اهمیت کیفیت نیروی انسانی و تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی ایران انجام داده‌اند. در این تحقیق، ضمن بیان یکی از مدل‌های رشد اقتصادی درون‌زا یعنی مدل رشد با تغییر درون‌زایی تکنولوژی (مدل رومر 1990)، مدلی برای رشد اقتصادی ایران طراحی و برآورد شده است. سپس تأثیر مثبت نیروی کار، سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی فیزیکی، درآمدهای حاصل از صادرات نفت، تأثیر منفی تورم و متغیر مجازی مربوط به انقلاب اسلامی آزمون شده است.

4- شاخص‌های اندازه‌گیری سرمایه انسانی

مک ماهون¹⁵ (1987)، شاخص‌های مربوط به سرمایه‌ی انسانی مانند سرمایه‌گذاری در مقطع ابتدایی و متوسطه و سرمایه‌گذاری در آموزش عالی را در تابع تولید وارد نمود. وی با استفاده از داده‌های آماری 30 کشور کم درآمد آفریقایی، نرخ بازدهی سرمایه‌ی فیزیکی، سرمایه‌ی انسانی با تحصیلات ابتدایی و متوسطه و آموزش عالی را برآورد کرد. نتایج این برآورد حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در آموزش ابتدایی و متوسطه دارای نرخ بازدهی 21/2 درصد بوده است، ولی در مورد تأثیر سرمایه‌گذاری آموزش عالی نتیجه مطلوبی به دست نیامد. به همین دلیل، نتیجه‌گیری شده است که سرمایه‌گذاری در آموزش عالی، با وقفه بر تولید تأثیرگذار بوده است.

به طور کلی، شاخص‌هایی که برای اندازه‌گیری سرمایه‌ی انسانی در تحقیقات مختلف در نظر گرفته شده است شامل مخارجی که در هر سال صرف آموزش می‌شود، مخارجی که صرف تحقیق و توسعه می‌شود، نرخ باسوادی بزرگسالان و نسبت‌های ثبت نام در مدرسه می‌گردد. اگرچه این نرخ، موجودی

¹⁵ Macmahon

سرمایه‌ی انسانی را منعکس می‌کند، اما توانایی اندازه‌گیری آنها در حد با سوادی پایه است.

یکی دیگر از شاخص‌ها، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار در مدرسه است. با توجه به کاستی‌های معیارهای قبلی، به نظر می‌رسد متوسط سال‌های تحصیل جمعیت بزرگسال (15 ساله به بالا) در مدرسه، معیار مناسبی برای این امر باشد؛ زیرا این شاخص یک متغیر موجودی است. بنابراین، به خوبی موجودی سرمایه‌ی انسانی را اندازه‌گیری می‌کند. از این رو، در تحقیق حاضر از این شاخص به عنوان سرمایه‌ی انسانی استفاده شده است.

5- داده‌های آماری

دوره‌ی زمانی استفاده شده در این مطالعه، سال‌های 85-1357 است. سری زمانی تولید ناخالص داخلی سرانه ($GDPP$)، و ارزش صادرات کالا و خدمات (EX) به عنوان موازنه تراز پرداخت‌ها، از منابع بانک مرکزی استخراج شده است. موجودی سرمایه‌ی دولتی (GC) و سرمایه‌ی خصوصی (PC) برای سری زمانی 79-1357 از نتایج تخمین علی‌مردانی (1384) استخراج شده و داده‌های سال‌های 85-1380، توسط محققان این مقاله محاسبه شده است.

در مورد متغیر سرمایه‌ی انسانی (HC)، در این مطالعه از شاخص متوسط سال‌های اشتغال به تحصیل شاغلان استفاده شده که مقادیر آن برای سال‌های 79-1357 از نتایج تخمین‌های نفیسی (1381) به دست آمده و داده‌های مربوط به سال‌های 85-1380 توسط محققان این مقاله محاسبه شده است. کلیه داده‌های مورد استفاده، به قیمت ثابت 1361 است.

برای آزمون ایستایی متغیرها، از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی-فولی تعمیم یافته استفاده شده است. ارائه‌ی نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته در جدول (1) ارائه شده است. براساس آزمون، فرض صفر وجود ریشه‌ی واحد به جز برای لگاریتم سرمایه‌ی انسانی و لگاریتم صادرات کالا و خدمات، برای سایر متغیرها و در تمامی سطوح بحرانی رد نشده است. با تکرار آزمون در مورد تفاضل مرتبه‌ی اول و دوم متغیرها، متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه و لگاریتم جمعیت فعال کشور پس از یک بار تفاضل‌گیری و لگاریتم موجودی سرمایه‌ی فیزیکی دولتی و خصوصی پس از دوبار تفاضل‌گیری ایستا شده است.

جدول ۱: بررسی ایستایی متغیرهای الگو با استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته

| متغیرها | متغیر | بدون عرض از مبدا و روند | با عرض از مبدا و روند |
|---------|----------------|----------------------------|--------------------------|
| سطح صفر | آماره‌ی بحرانی | -2/95 | -3/55 |
| | LGDP | -1/99 | -1/74 |
| | LGC | -2/44 | -3/6 |
| | LPC | -1/33 | -2/76 |
| | LL | -0/356 | -2/71 |
| | LHC | -9/22 | -2/78 |
| | LEX | -3/75 | -3/71 |
| سطح یک | LGDP | -4/48 | -3/59 |
| | LPC | -2/64 | -2/57 |
| | LL | -5/697 | -5/6 |
| | LGC | -1/83 | -1/6 |
| سطح دو | LGC | -5/22 | -5/3 |
| | LPC | -6 | -2/93 |

مأخذ: محاسبات محققان

حال با توجه به ناپیوستایی داده‌ها، استفاده از روش سنتی OLS مقدور نیست. بنابراین، از روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. در این روش توجه به درجه‌ی ایستایی متغیرها اهمیتی ندارد. همچنین، با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، مدل مناسب و منحصر به فردی بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصاد انتخاب می‌شود.

6- تصریح الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی

پسران و شین¹⁶ (1998) ثابت کرده‌اند که اگر بردار همگرایی از بکارگیری روش حداقل مربعات، بر اساس یک رابطه‌ی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشند، به دست آید علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک، از اریب کمتر و کارایی بیشتر برخوردار خواهد بود. از دیگر مزایای استفاده از روش مذکور، به دست آوردن برآوردهای سازگار از ضرایب بلندمدت بدون توجه به $I(0)$ و $I(1)$ بودن متغیرها است. استفاده از روش OLS در برآورد رابطه‌ی بلندمدت برای نمونه‌های با حجم کوچک، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها،

¹⁶ Pesaran and shin

برآورد بدون تورشی را ارایه نخواهد کرد. بنرجی¹⁷ (1993) و ایندر¹⁸ (1993) با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو نشان داده‌اند که در نمونه‌های کوچک تورش برآورد ممکن است قابل توجه باشد. بنابراین، باید الگویی برآورد شود که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند (نوفرستی، 1378).

فرم کلی الگوی $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ را می‌توان به صورت زیر بیان کرد.

$$j(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + dW_t + m_t \quad (6)$$

$$Q(L, P) = 1 - j_1L - j_2L^2 - \dots - j_pL^p$$

$$b_i(L, q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \dots + b_{iq_i}L^{q_i} \quad i = 1, 2, 3, \dots, k$$

در رابطه‌ی فوق، L نشانگر عملگر وقفه‌ی زمانی مرتبه‌ی اول است به طوری که $LY = Y_{t-1}$ ، Y_t نشانگر متغیر وابسته، X_{it} نشانگر بردار متغیرهای توضیحی، q_i (تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی، $i = 1, \dots, k$) p تعداد وقفه‌ی بهینه مربوط به متغیر وابسته و W_t بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است.

معادله‌ی (6) با استفاده از نرم‌افزار *Microfit* برآورد می‌شود. این نرم افزار معادله‌ی مزبور را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $p = 0, 1, 2, \dots, m$ و $q_i = 0, 1, 2, \dots, m$ و $i = 1, 2, \dots, k$ یعنی تعداد $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون مختلف تخمین می‌زند. در مرحله‌ی بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکایک، شوارتز-بیزین، حنان-کویین یا ضریب تعیین تعدیل‌شده به انتخاب وقفه‌های بهینه مدل پرداخته می‌شود.

از معیارهای بالا، پسران و شین معیار شوارتز-بیزین را برای تعیین وقفه‌های بهینه‌ی مدل پیشنهاد می‌کنند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا در نهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست داده شود. برای تشخیص همگرایی بلندمدت، مقدار آماره t را

¹⁷ Banerjee

¹⁸ Inder

می‌توان با کمیت‌های بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر¹⁹ (1992) مقایسه نمود (نوفرستی، 1378، پهلوانی و همکاران، 1386).

فرضیه‌ی صفر و مقابل برای تشخیص همگرایی بلند مدت در مدل، به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\begin{cases} H_0: \sum_{i=1}^p a_i - 1 \geq 0 & \text{عدم همگرایی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد} \\ H_1: \sum_{i=1}^p a_i - 1 < 0 & \text{همگرایی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد} \end{cases}$$

کمیت آماره‌ی t برای آزمون فرضیه‌ی وجود همگرایی بلندمدت، به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{a}_i}} \quad (7)$$

اگر آماره t محاسبه شده در رابطه‌ی (7) از مقدار کمیت‌های بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بیشتر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بلندمدت رد می‌شود.

علاوه بر این، نرم افزار *Microfit* یک مدل تصحیح خطا²⁰ (*ECM*)، مطابق با مدل انتخابی ارائه می‌کند. به منظور استخراج مدل تصحیح خطا بر اساس الگوی $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ ، متغیرهای $W_t, Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt}$ برحسب مقادیر با وقفه و تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته می‌شوند و مدل تصحیح خطا (*ECM*) از رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & -j(L, P)EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta X_{it} + d\Delta W_t - \sum_{j=1}^{p-1} j^* \Delta Y_{t-j} \\ & - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i-1} b_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + U_t \end{aligned} \quad (8)$$

معادلات فوق به روش *OLS* برآورد شده و با انجام آزمون‌های لازم، ساختار پویایی کوتاه‌مدت مدل مشخص می‌شود. در مدل تصحیح خطا، ضریب EC_{t-1}

¹⁹ Banerjee, Dolado and Master

²⁰ Error Correction Model

نشان دهنده‌ی سرعت تعادل به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد چه سهمی از عدم تعادل متغیر وابسته Y_t طی دوره‌ی قبل، در دوره‌ی جاری تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن بین صفر و 1- باشد.

7- برآورد الگو و ارائه نتایج

با توجه به روش برآورد، فرم $ARDL$ برای تحقیق حاضر به صورت زیر است:

$$LGDPP = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i LGDPP_{t-i} + \sum_{j=0}^n b_{1j} LGC_{t-j} + \sum_{j=0}^n b_{2j} LPC_{t-j} + \sum_{j=0}^n b_{3j} LHC_{t-j} + \sum_{j=0}^n b_{4j} LL_{t-j} + \sum_{j=0}^n b_{5j} LEX_{t-j} + u_t \quad (9)$$

نتیجه‌ی تخمین معادله‌ی (9) به روش $ARDL$ در جدول (2) ارائه شده است.²¹ با توجه به این جدول، مشخص می‌شود که به جز متغیر لگاریتم موجودی سرمایه‌ی خصوصی و سرمایه‌ی دولتی که در سطح اطمینان 90 درصد معنی دارند، سایر متغیرها در سطح اطمینان 95 درصد معنی دار هستند و با ثنوری نیز سازگاری دارند. ضریب وقفه‌ی اول متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی مثبت است و بیان می‌کند که به ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی در دوره‌ی t ، تولید ناخالص داخلی در دوره‌ی $t+1$ به اندازه‌ی 0/65 درصد افزایش می‌یابد. R^2 بالای مدل نیز نشان دهنده‌ی این است که 96 درصد تغییرات در تولید ناخالص داخلی سرانه توسط متغیرهای توضیحی موجود در مدل توضیح داده شده‌اند.

²² در این مطالعه برای تعیین وقفه‌ی بهینه و به منظور جلوگیری از کاهش درجه‌ی آزادی، از آماره‌ی شوارتز- بیزین استفاده شده است.

جدول 2: نتایج تخمین معادله‌ی رشد اقتصادی ایران به روش *ARDL*

| متغیر | ضریب | آماره t |
|------------|--------|-----------|
| $LGDP(-1)$ | 0/65 | 8/79 |
| LGC | 0/066 | 1/99 |
| LPC | 0/107 | 1/97 |
| LHC | 0/203 | 8/32 |
| LL | 0/29 | 3/6 |
| LEX | 0/16 | 6/85 |
| R^2 | 0/96 | |
| $D.W$ | 1/79 | |
| F | 106/79 | |

مأخذ: محاسبات محققان

7-1- آزمون همجمعی

پس از تخمین معادله‌ی *ARDL* باید از وجود همجمعی بین متغیرها اطمینان حاصل کرد. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. آماره‌ی t در رابطه‌ی (7) را برای مدل تخمین زده شده محاسبه می‌کنیم.

$$t = \frac{0/65 - 1}{0/73} = -4/79 \quad (10)$$

مقدار محاسباتی t از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (4/56-)، در سطح اطمینان 95 درصد بیشتر است. بنابراین، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود (نوفرستی، 1378). پس از اطمینان از وجود رابطه‌ی بلندمدت، آن را تخمین زده و تفسیر می‌کنیم. نتایج حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت در جدول (3) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که لگاریتم جمعیت فعال کشور دارای بیشترین تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه را داشته و در سطح اطمینان 95 درصد معنی‌دار بوده است. لگاریتم موجودی سرمایه‌ی فیزیکی بخش خصوصی با ضریب 0/306 و لگاریتم موجودی سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی با ضریب 0/19 اثر مثبت و معنی‌داری در سطح اطمینان 90 درصد بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند. اثرگذاری سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی کمتر از سرمایه‌ی فیزیکی بخش خصوصی است که می‌توان یکی از دلایل احتمالی آن را نبود انگیزه‌ی کاری و عدم کارایی در بخش دولتی ذکر

کرد. لگاریتم شاخص مربوط به متغیر سرمایه‌ی انسانی با ضریب 0/58 اثر مثبت و معنی‌داری در سطح اطمینان 95 درصد بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارا بوده است. مقایسه‌ی ضرایب برآوردی با نتایج سایر مطالعات صورت گرفته در داخل کشور، حکایت از اهمیت سرمایه‌ی انسانی نسبت به سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی و خصوصی داشته است که دلیل آن در استفاده از شاخص متوسط سال‌های تحصیل به عنوان متغیر سرمایه‌ی انسانی بوده است. این شاخص، موجودی سرمایه‌ی انسانی را اندازه‌گیری می‌نماید، اما سایر شاخص‌ها مانند نرخ ثبت نام و نرخ باسوادی بزرگسالان، تغییرات در سرمایه‌ی انسانی را اندازه‌گیری می‌نمایند. بنابراین، شاخص متوسط سال‌های تحصیل از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی در مدل برخوردار بوده است. متغیر صادرات کالا و خدمات نیز با ضریب 0/46 اثر مثبت و معنی‌داری در سطح اطمینان 95 درصد بر متغیر وابسته داشته است.

جدول 3: نتایج تخمین معادله‌ی بلند مدت رشد اقتصادی ایران

| متغیر | ضریب | آماره t |
|-------|-------|---------|
| LGC | 0/19 | 1/67 |
| LPC | 0/306 | 1/38 |
| LHC | 0/58 | 4/43 |
| LL | 0/84 | 6/64 |
| LEX | 0/46 | 3/68 |

مأخذ: محاسبات محققان

7-2- تحلیل معادله‌ی تصحیح خطای (ECM) رشد اقتصادی ایران

مدل تصحیح خطای مربوط به مدل رشد اقتصادی ایران به صورت زیر می‌باشد:

$$LGDPP = d a_0 + b_1 dLGC + b_2 dLPC + b_3 dLHC + b_4 dLL + b_5 dLEX + b_6 ECM (-1) \quad (11)$$

ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط میان متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و متغیرهای توضیحی است، در جدول (4) ارائه شده است.

جدول 4: نتایج تخمین معادله‌ی تصحیح خطای رشد اقتصادی ایران

| متغیر | ضریب | آماره t |
|------------|-------|-----------|
| $dLGC$ | 0/06 | 1/99 |
| $dLPC$ | 0/107 | 1/97 |
| $dLHC$ | 0/203 | 8/32 |
| dLL | 0/29 | 3/6 |
| $dLEX$ | 0/16 | 6/85 |
| $ECM (-1)$ | -0/34 | -4/73 |
| R^2 | 0/85 | |
| $D.W$ | 1/79 | |
| F | 25/86 | |

مأخذ: محاسبات محققان

مطابق جدول (4)، تمامی ضرایب متغیرها معنی‌دار هستند. این ضرایب در حالت لگاریتمی، کشش جزئی تولید نسبت به عوامل یاد شده است. طبق نتایج جدول، یک درصد افزایش در سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی، بخش خصوصی و سرمایه‌ی انسانی به ترتیب منجر به 0/06، 0/107 و 0/203 درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه شده است. در این رابطه نیز کشش تولید نسبت به سرمایه‌ی انسانی بیشتر از سایر عوامل تولید بوده است.

ضریب $ECM (-1)$ در مدل، معادل -0/34 برآورد شده است. این ضریب که از نظر آماری به طور کامل معنی‌دار است، نشان می‌دهد که در هر دوره 34 درصد از عدم تعادل در تولید ناخالص داخلی سرانه تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک شده است. با توجه به مقدار آماره‌ی R^2 ، متغیرهای توضیحی مدل حدود 85 درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح داده‌اند.

8- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی و تکنیک همجمعی در اقتصادسنجی، به خصوص مدل‌های پویای خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی و ساز و کار تصحیح خطا، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت الگوی رشد اقتصادی که منکیو، رومر و ویل ارائه داده‌اند، برای اقتصاد ایران برآورد شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل بلند مدت و کوتاه‌مدت حاکی از آن است که کشش متغیر سرمایه‌ی انسانی در کوتاه‌مدت و در بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده

است. یک درصد افزایش در سرمایه‌ی انسانی باعث افزایش 0/203 درصد تولید ناخالص داخلی سرانه در کوتاه‌مدت و 0/58 درصد در بلندمدت شده است. یک درصد افزایش سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی، در کوتاه‌مدت 0/066 درصد و در بلندمدت 0/19 درصد تولید ناخالص داخلی سرانه را افزایش داده است. یک درصد افزایش در سرمایه‌ی فیزیکی بخش خصوصی نیز باعث افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه به میزان 0/107 درصد در کوتاه‌مدت و 0/306 درصد در بلندمدت شده است.

کشش متغیر نیروی کار در کوتاه‌مدت 0/29 و در بلندمدت 0/84 بوده است که بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار آن بر تولید ناخالص داخلی سرانه بوده است. همچنین، نتایج بلندمدت حاکی از افزایش ضریب مذکور بوده است. ضریب مربوط به نیروی کار در این مدل، دلالت بر کاربر بودن تولیدات داشته است. کشش متغیر صادرات کالا و خدمات در کوتاه‌مدت 0/16 و در بلندمدت 0/46 بوده است. این ضریب بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار آن بر تولید ناخالص داخلی سرانه بوده است. مقایسه‌ی ضرایب متغیرهای توضیحی در مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که ضرایب برآوردی در کوتاه‌مدت، از ضرایب برآوردی در بلندمدت کمتر بوده است که نشان‌دهنده‌ی یک رابطه‌ی منطقی بین متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. بر اساس تخمین‌های انجام شده در این تحقیق، برای دستیابی به رشد اقتصادی، علاوه بر افزودن سرمایه‌ی فیزیکی در بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی نیز مورد نیاز است، زیرا سرمایه‌گذاری در منابع انسانی که عبارت است از آموزش و تربیت نیروی انسانی برای کسب مهارت‌های مختلف و پیشبرد امر تولید، می‌تواند با بالا بردن سطح مهارت و تخصص نیروی کار و کارآمد کردن آن و افزایش قابلیت‌های آن، موجب ارتقای کیفیت تولید، بالابردن کارایی استفاده از سرمایه‌های مادی و به کارگیری بهینه آنها شود. ضریب برآوردی سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کمتر از سرمایه‌ی فیزیکی بخش خصوصی است که از دلایل احتمالی آن می‌توان به نبود انگیزه‌ی کاری و عدم کارایی در بخش دولتی اشاره کرد. بنابراین، به دلیل پایین بودن کارایی در بخش دولتی، سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی باید افزایش یابد.

فهرست منابع:

- آدام اسمیت، ثروت ملل. (1357). ترجمه‌ی سیروس ابراهیم‌زاده. نشر پیام.
- ابراهیمی، ایلناز. (1382). تأثیر بهره‌وری بر روی رشد اقتصادی در قالب مدل‌های رشد درونزا. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. نماگرهای اقتصادی. سال‌های مختلف. تهران: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- پهلوانی، مصیب، نظر دهمرده و سید مهدی حسینی. (1386). تخمین توابع تقاضای صادرات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی ARDL. بررسی‌های اقتصادی، 4(3): 101-120.
- درگاهی، حسن و امرالله قدیری. (1382). تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درونزا). پژوهشنامه بازرگانی، 26: 1-33.
- صالحی، محمد جواد. (1381). اثرات سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران. فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، 24: 43-73.
- علیمردانی، عمران. (1384). تخمین سرمایه دولتی و خصوصی و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی.
- عمادزاده، مصطفی و فرزانه بکتاش. (1384). اثر آموزش بر ارزش افزوده بخش صنعت. دانش و توسعه، 16: 17-32.
- کمیجانی، اکبر و عباس معمارنژاد. (1385). اهمیت کیفیت نیروی انسانی و تحقیق و توسعه (R&D) در رشد اقتصادی ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، 31: 1-31.
- مرکز آمار ایران. نتایج سرشماری نفوس و مسکن سال 1385. تهران: مرکز آمار ایران.
- مهدی‌پور، فاطمه. (1380). تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء.
- نوفرستی، محمد. (1378). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- نفیسی، شهاب. (1381). رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار مورد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

Aluaro, M.P. & S. Miguel. (2004). Comparing Macroeconomic Returns on Human and Public Capital: An Empirical Analysis of the Portuguese Case. *Journal of Policy Modeling*, 1: 314-335.

- Barro R.J. & X. Sala-i-Martin. (1999). *Economic Growth*. Chapter 4: 153-170.
- Mo, K.J. (2006). An Estimation of Growth Model for South Korea Using Human Capital. *Journal of Asian Economis*, 17: 852-866.
- Macmahon, W. (1987). The Relation of Education and R&D to Productivity Growth in the Developing Country of Africa. *Economics of Education Review*, 6: 60-76.
- Martin, M. & A. Herranz. (2004). Human Capital and Economic Growth in Spanish Regions. *IAER*. 10(4): 249-256.
- Narayan, P.K. & R.L. Symath. (2004). Causality between Human Capital and Real Income in Cointegrated VAR Processes: Empirical Evidence from China(1960-1999). *Internatinol Journal of Business and Economics*, 3: 1-11.
- Romer, D. (1986). *Advanced Macroeconomic*. 2ed Edition. MCGrow-Hill.
- Wilson, M. & K.G. Brempong. (2001). Health Human Capital and Economic Growth sub Saharan African and OECD Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44: 296-311.

پیوست:

جدول آ: مقادیر متغیرهای مورد استفاده در تحقیق*

| سال | سرمایه دولتی به قیمت ثابت 1361 (میلیارد ریال) | سرمایه خصوصی به قیمت ثابت 1361 (میلیارد ریال) | تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت 1361 (میلیارد ریال) | متوسط سال‌های تحصیل شاغلان | جمعیت فعال کشور (هزار نفر) | صادرات کالا و خدمات (میلیون دلار) |
|------|--|--|---|----------------------------------|----------------------------------|---|
| 1357 | 9118/60 | 7363/60 | 11525/17 | 3/1 | 10174 | 20422 |
| 1358 | 9337/40 | 7682/80 | 11037/66 | 3/28 | 10432 | 27809 |
| 1359 | 9147/40 | 7797/10 | 9367/16 | 3/42 | 10899 | 13764 |
| 1360 | 8987/30 | 7764/90 | 8953/47 | 3/62 | 11253 | 12413 |
| 1361 | 8335/80 | 7074/20 | 10077/93 | 3/8 | 10335 | 23209 |
| 1362 | 7804/70 | 7065/60 | 11193/15 | 4 | 10881 | 22842 |
| 1363 | 7874/80 | 7648/20 | 10963/86 | 4/12 | 11474 | 18156 |
| 1364 | 7455/50 | 7652/10 | 11183/15 | 4/22 | 12119 | 14938 |
| 1365 | 6413/90 | 6706/50 | 10160/41 | 4/43 | 12820 | 7778 |
| 1366 | 6101/40 | 6597/20 | 10059/29 | 4/63 | 13178 | 12353 |
| 1367 | 5778/20 | 6449/20 | 9507/73 | 4/84 | 13548 | 11176 |
| 1368 | 57955795/00 | 6715/30 | 10069/30 | 5/03 | 13931 | 13879 |
| 1369 | 5954/90 | 69776977/70 | 11490/87 | 5/18 | 14327 | 20197 |
| 1370 | 6295/10 | 7588/70 | 12884/13 | 5/38 | 14737 | 19542 |
| 1371 | 6735/50 | 8152/40 | 13398/69 | 5/53 | 14988 | 20714 |
| 1372 | 7095/50 | 8767/10 | 13597/39 | 5/7 | 15242 | 19315 |
| 1373 | 7465/80 | 9361/80 | 13664/42 | 5/86 | 15501 | 20014 |
| 1374 | 7846/10 | 9937/00 | 14067/07 | 6/04 | 15765 | 19269 |
| 1375 | 8302/30 | 10547/00 | 14922/69 | 6/2 | 16027 | 23739 |
| 1376 | 8706/80 | 11116/40 | 15341/33 | 6/3 | 16802 | 20039 |
| 1377 | 8928/10 | 11633/60 | 15781/48 | 6/64 | 17312 | 15141 |
| 1378 | 9229/80 | 12196/50 | 16033/95 | 6/55 | 18020 | 22426 |
| 1379 | 9566/10 | 12866/50 | 16829/37 | 6/74 | 18712 | 30473 |
| 1380 | 12731/80 | 13463/28 | 17384/35 | 7/13 | 19431 | 27392 |
| 1381 | 16100/75 | 14262/45 | 18677/57 | 7/544 | 20177 | 33262 |
| 1382 | 19603/25 | 15091/02 | 19374/40 | 7/982 | 20951 | 34976 |
| 1383 | 23259/12 | 15639/72 | 19547/44 | 8/445 | 21156 | 35856 |
| 1384 | 26722/80 | 16284/09 | 20117/97 | 8/94 | 22591 | 37123 |
| 1385 | 27891/13 | 16647/89 | 21569/23 | 9/01 | 23469 | 39758 |

* مقادیر متغیر متوسط سال‌های تحصیل از پایان‌نامه‌ی شهاب نفیسی در مؤسسه‌ی عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، مقادیر موجودی سرمایه‌ی فیزیکی بخش دولتی و خصوصی از پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد عمران علیمردانی دانشگاه فردوسی، مقادیر تولید ناخالص داخلی و صادرات کالا و خدمات از حساب‌های ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مقادیر جمعیت فعال کشور از سری‌های زمانی آمارهای اقتصادی - اجتماعی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استخراج شده است.

