مجله تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۸۳/ تابستان ۸۷ / صفحات ۲۲۴- ۱۸۷

بررسی اثرات تغییر هزینهٔ بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی ایران (سال‌های ۸۳-۱۳۳۸)

علی قنبری
استادیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس تهران Dr_alighanbari@yahoo.com

مهدی باسخا
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس تهران Basakha@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۷/۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۳/۲۱

چکیده

ƷY Ǵøŧ ÛÆÜĨĸǰ[Σŀ p åYĸdžǰ[ãŀ ηũɔÑσ Ùyğ p ĸǵƷĸsШ ÆūyƒƐ ƷY ÆǰɔƷyƒσ ׀ ÆШ ǴΛ ǴΣÑσ ĸΛ ÛŀƷ åYĸdžøǰ[ãŀ ηüøɔÑσ p yø‖Ʒ ÆǰDžŀ NjÑăƟ ǯŀÑσÆǫ Ûyǫĸϒ[ŀÆǫ ÆĨĸǰ[Σŀ ŧĸĸəƷ p y‖Ʒ ǴΛ OǽĸHШ åpƐøƟ Ǵøŧ YƐøŧ ǯŀÑøɔĨ ǯŀÑøøÆǫ ÛƐŬǽY ΘƷĸШÜǴΛ .OʂШY ÆШĸsШ ηǽĸǫƐɔ ɛŀ ǴǽÑɔ pY åŀǴăŀƷ .Oɔŀ åYĸdžǰ[ãŀ y‖Ʒ Ùyğ Ǫğ p ǴǪƟɔp Ǫğ ÆШĸsШ ηǽĸǫƐøɔ ŭpƷ ƐΛ ŮǪDžŀ yƟgŧσ ÛŭYĸdžǰ[ãŀ y‖Ʒ ƷY ŮШĸsШ ηǽĸǫƐɔ ׀ ÆШ ǴΛ NjÑ\Ɛǫ ΘĸũĨĸăǫ ƷY ηøüĨĸăǫ .Oɔŀ ǴǰəƐŬШ ƷŀƐã ŮɔƷƐΛ YƷÑǫ ŭyΣ ΘƷÑDžǴΛ ÛOǫÊɔ ηǽĸǫƐɔ ׀ ÆШ p ŧYÑΛ pƐÑǫd DŽĨĸøƟĸШ yƟĨĸÑσ ĸøΛ OơĭpY (HCE)ˈOǫÊɔ p O‖ŀyĦΛ ŭĸǵǴŧǽg ηăŀƷ ŮɔƷƐΛ Ůř ƷY ÛƐljĸf ĸøΛ ÛOǫÊøɔ DŽƟĸø‖ ÛƷÑøĭǫ ǰøŧŀ ǰøŧŀ ŭŀƐΛ .Oɔŀ (Y) ηШƐɔ yĨĸÑσ p (GDP)ƷÑŧt ÆǪƟŀY ǴøăŀƷ ǰøŧŀ åƐĸøɔÆøƷŧ ǴøΛ p YƷŀp ÛŦǾøɔÊŧÑШ y‖Ʒ ğyǫ ƷY ÆǰǁŀyĦΛ åĸǵǴŧǽg ɛŀ ŧYĸÅǰɔŀ .y‖ ǴǰƟŀYƐř

YƷpąƐøΛ ÎĦĦī-īĦ åĸøǵğĸɔ ǴΛ NjÑ\Ɛǫ ÆШĸǫƐ åƐɔ åĸǵŧYŀY ɛŀ ŧYĸÅǰɔŀ ĸΛ Ǵŧ ŮШƟƷUσ ɾǽĸǰ[.Oɔŀ åYĸdžǰ[ãŀ y‖Ʒ ƐΛ OǐpY Æǰ‖ŀyĦΛ åĸǵǴŧǽg ƷŀYÆШüǫ p OШǫ ƐǾƋσ ɛŀ Ægĸƒ Ùy‖

JEL ŭyƟǴĖШĂ :H51; H52; O40

OǐpY Æǰ‖ŀyĦΛ åĸǵǴŧǽg ÛOǫÊɔ ηǽĸǫƐɔ ÛÆШĸsШ ηǽĸǫƐɔ Ûåyĸdžǰ[ãŀ y‖Ʒ :ŧtŧp yǾg

---

1- Health Care Expenditure.

۱- مقدمه

در سه دههٔ اخیر، سرمایه‌گذاری بر روی نیروی انسانی از مقبولیت روز افزونی در میان اقتصاددانان برخوردار شده است. مبنای نظری این موضوع را می‌توان در افزایش ذخیرهٔ[1] دانش و سلامت افراد دانست، که توسعهٔ سرمایهٔ انسانی، افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی را در پی دارد.

سلامت، از طریق کانال‌های مختلفی می‌تواند سطح تولید یک کشور را تحت تأثیر قرار دهد. اولین کانالی که در بیش‌تر مطالعات نیز به اثر آن اشاره شده است، کارایی بهتر کارگران سالم در مقایسه با دیگران است. کارگران سالم بیش‌تر و بهتر از دیگران کار می‌کنند و ذهن خلاق و آماده‌تری دارند. در کنار این اثر مستقیم، سلامتی، اثرات غیرمستقیمی نیز بر روی تولید دارد. برای نمونه، بهبود سلامت در نیروی انسانی، انگیزهٔ ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بهتر را به دنبال خواهد داشت، زیرا بهبود شرایط بهداشتی، از یک سو جذابیت سرمایه‌گذاری در آموزش و فرصت‌های آموزشی را افزایش خواهد داد و از سوی دیگر، با افزایش توانایی یادگیری، افراد را برای ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیش‌تر، مستعدتر خواهد کرد. هم‌چنین افزایش بهداشت و شاخص‌های بهداشتی در جامعه با کاهش مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، افراد را به پس‌انداز بیش‌تر تشویق خواهد کرد. به دنبال افزایش پس‌انداز در جامعه، سرمایهٔ فیزیکی افزایش یافته و این موضوع نیز به‌صورت غیرمستقیم بر بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی مؤثر خواهد بود.[2]

می‌توان عنوان کرد:« افزایش امید به زندگی، بازگشت سرمایهٔ نیروی انسانی، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و در نهایت سرمایه‌گذاری کل اقتصاد را افزایش می‌دهد»؛ چرا که سال‌های بهره‌برداری از این منبع را بیش‌تر کرده و تعداد سال‌هایی که سرمایه‌گذاری بازده مثبت دارد را افزایش می‌دهد. با افزایش امید به زندگی، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و هم‌چنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تشویق شده و گام بلندی در بهبود شرایط اقتصادی کشور برداشته می‌شود.[3]

---

1 - Stock.
2 - Weil, 2006.
3 - Ozcan et al., 2000.

از سوی دیگر، هزینه‌های اندک بهداشتی، نـرخ مـرگ و میـر را افـزایش داده و نـرخ بازدهی سرمایه‌گذاری بر نیروی انسانی را خواهد کاست. این اثر منفی ابتدا بر سودآوری سرمایه‌گذاری در بهداشت و آموزش و در مرحلهٔ بعدی، در کـل اقتـصاد آشـکار شـده و مدار بستهٔ عدم رشد سرمایه‌گذاری در سـرمایهٔ انـسانی شـکل خواهـد. گرفـت. یکـی از مهم‌ترین راه کارهای برون رفت از این مشکل، دخالت دولت در امر تـأمین هزینـه‌هـای لازم برای بهبود وضعیت بهداشتی جامعه است.

جدول ۱- مقایسهٔ وضعیت مخارج بهداشتی در کشورهای منتخب جهان برای سال ۲۰۰۴

کشور	نسبت $\frac{HCE}{GDP}$	نسبت $\frac{\text{سهم دولت از HCE}}{HCE}$	نسبت $\frac{\text{سهم دولت از HCE}}{\text{مخارج دولت}}$	مخارج بهداشت سرانهٔ دولتی(دلار)
آرژانتین	۹,۶	۴۵,۳	۱۵,۱	۵۷۸
استرالیا	۹,۶	۶۷,۵	۱۸,۵	۲۱۷۰
چین	۴,۷	۳۸,۰	۱۰,۰	۱۰۵
فرانسه	۱۰,۵	۷۸,۴	۱۵,۴	۲۳۸۲
ژاپن	۷,۸	۸۱,۳	۱۷,۲	۱۸۶۲
ایران	۶,۶	۴۷,۸	۱۰,۹	۲۸۸
کنیا	۴,۱	۴۲,۷	۸,۲	۳۷
لبنان	۱۱,۶	۲۷,۴	۹,۳	۲۲۴
مصر	۶,۱	۳۸,۲	۷,۹	۹۹
عربستان	۳,۹	۷۶,۵	۹,۹	۴۶۰
سوئد	۹,۱	۸۴,۹	۱۳,۶	۲۴۰۲
ترکیه	۷,۷	۷۲,۳	۱۴,۳	۴۰۲
ایالات متحده	۱۵,۴	۴۴,۷	۱۸,۹	۲۷۲۵
ونزوئلا	۴,۷	۴۲	۸,۲	۱۲۰
جهان	۸,۷	۵۵,۹	۱۴,۳	۴۳۴

Source: World Health Statistics, 2006

وجود نگرانی‌های مربوط به شاخص‌های توسعهٔ انسانی[1]، که نمود عینی آن را می‌توان در برنامهٔ اهداف توسعهٔ هزارهٔ سازمان ملل[2] دید، دولت‌ها را وادار کرده است که تأمین کنندهٔ قسمت عمدهٔ هزینه‌های مربوط به این شاخص‌ها باشند. دلیل مهم دیگر دخالت دولت در امر هزینه‌های بهداشتی، تأثیرگذاری بهتر بخش دولتی نسبت به بخش خصوصی است؛ اگر همهٔ امور به بخش خصوصی سپرده شود تخصیص منابع به‌صورت غیربهینه انجام گرفته و در نهایت شکست بازار پدیدار خواهد شد.

با توجه به آمار سازمان بهداشت جهانی[3]، در بسیاری از کشورهای توسعه یافته، دولت سهم غالب را در هزینه‌های بهداشتی دارد. به‌طور متوسط، ۶۰ درصد هزینه‌های بهداشتی ایجاد شده در کشورهای مختلف جهان را دولت‌ها بر عهده داشته‌اند و سهم این نوع هزینه‌ها در بودجهٔ دولت به‌طور متوسط ۱۴/۳ درصد است که این رقم برای کشورهای پیشرفته، بالاتر از متوسط است. (جدول ۱)

حال سؤال این است که: تأثیرات بلندمدت سرمایه‌گذاری دولت در امر سلامت، بر برون‌دادهای اقتصادی جامعه چیست؟ آیا افزایش هزینه‌های بهداشتی دولت، منجر به بهبود شاخص‌های بهداشتی افزایش سرمایهٔ سلامت[4] شده و افزایش درآمد سرانه را به دنبال خواهد داشت؟

۲- مبانی نظری

وضعیت سلامت یک فرد، به مجموعه‌ای از متغیرهای رفتاری، محیطی و اقتصادی (از جمله هزینه‌های بهداشتی) تأثیرگذار بر وی بستگی دارد. سرمایهٔ سلامت هر فرد به‌عنوان جزئی از سرمایهٔ انسانی وی، در رشد اقتصادی سهیم است. با توجه به این موضوع، می‌توان سرمایهٔ انسانی و در نتیجه عامل سرمایهٔ سلامت را در توابع رشد اقتصادی وارد کرد.

1 - Human Development Index.
2 - Millennium Development Goals (MDG's).
3 - World Health Organization (WHO).
4 - Health Capital.

توجه به کاربرد بهداشت در زمینهٔ اقتصاد و رفاه، از زمانی آغاز شد که جری روزنتال[1] (۱۹۶۰)، در مقاله «بهداشت و جامعه»، به بررسی سیر تاریخی نقش بهداشت در اقتصاد ایالات متحده پرداخت.

ارو[2] (۱۹۶۳)، با انتشار مقاله ای، دخالت دولت در بازار مراقبت‌های بهداشتی را موجه دانسته و این پرسش را مطرح می‌کند که از نظر نظری آیا ارائهٔ خدمات بهداشتی باید از سوی دولت انجام گیرد یا بازار آزاد؟ در این دههٔ، اقتصاددانان بیش‌تر به بررسی کارایی و نحوهٔ تخصیص هزینه‌های بهداشتی پرداخته و اثرات بهبود سلامت را بر روی رشد اقتصادی مورد توجه قرار دادند.

اولین فردی که سرمایهٔ انسانی را وارد تابع تولید کرد، سولو[3] (۱۹۶۵) بود، که سهم آموزش در رشد اقتصادی را از این طریق اندازه‌گیری گرفت. وی از یک تابع تولید ساده به شکل زیر استفاده کرد:

$$Y = f(K, L, t)$$

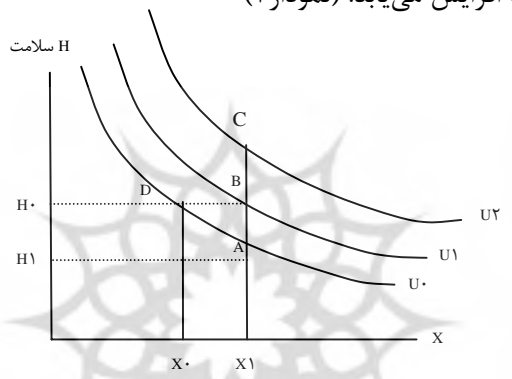
که درآن Y، شاخصی از مقدار تولید کل، K شاخص سرمایهٔ فیزیکی، L شاخص نیروی کار و t زمان یا متغیری است که هرنوع انتقال را در تابع تولید نشان می‌دهد. در تخمینی که سولو، به‌دست آورده بود، ۹۰ درصد از تغییرات درآمد توسط عواملی غیر از سرمایهٔ فیزیکی و نیروی انسانی توضیح داده‌شده‌بود، که وی این عوامل را "تغییرات تکنولوژی" نامید.

مایکل گروسمن[4] (۱۹۷۲)،که برای اولین بار سرمایهٔ سلامت را در توابع مطلوبیت و تولید وارد کرد، عقیده داشت که: «وضعیت سلامتی انسان به‌صورت یک ذخیره در نظر گرفته می‌شود و لذا سلامت کالایی سرمایه‌ای است که عمر سالم[5] برای فرد تولید می‌کند، بنابراین، می‌توان آن را در تابع مطلوبیت و تولید وارد کرد». هم‌چنین، وی معتقد است که سرمایهٔ دانش و آموزش، بهره‌وری بازاری و غیربازاری[6] نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما سرمایهٔ سلامت فرد، نقش مهمی در تعیین زمانی دارد که فرد قادر است آن را صرف کسب درآمد کند».

---

1 - Rosental.
2 - Arrow.
3 - Solow.
4 - Grosman.
5 - Healthy Time.
6 - Market and Non-market Productivity.

اگر سرمایهٔ سلامت را (که غیرقابل مشاهده است) با H و سایر کالاها را با X نشان داد، در این صورت مطلوبیت را می‌توان تابعی از این دو کالا دانست. سرمایهٔ سلامت جریانی از خدمات را ارائه می‌کند که سبب ایجاد مطلوبیت می‌شود؛ ولی برای سادگی، فرض می‌شود که سرمایهٔ سلامت، خود مطلوبیت ایجاد می‌کند. ترکیبات مختلفی از X و H را می‌توان انتخاب کرد؛ اما افزایش مطلوبیت زمانی رخ می‌دهد که X و H هم‌زمان افزایش یابند. به‌عنوان مثال، به ازای مقدار ثابتی از X، هر چه سطح سلامت افزایش یابند فرد به منحنی بی‌تفاوتی بالاتری دست می‌یابد، که نشان می‌دهد با افزایش سطح بهداشت، مطلوبیت افزایش می‌یابد. (نمودار۲)



نمودار ۲- منحنی بی‌تفاوتی فرد برای بهداشت و سایر کالاها

گروسمن، سرمایه‌گذاری ناخالص در سلامت افراد را که منجر به تولید کالای صحت می‌شود، تابعی از مراقبت‌های پزشکی، رژیم غذایی مناسب، ورزش، تفریحات سالم و ... در نظر می‌گیرد. از نظر وی، سلامتی توسط افراد مختلف به دو علت عمده تقاضا می‌شود: اولاً این‌که سلامت خود یک کالای مصرفی بوده و به‌طورمستقیم وارد تابع مطلوبیت افراد می‌شود. (بیماری برای فرد منجر به کاهش مطلوبیت می‌شود)، ثانیاً سلامت نوعی کالای سرمایه است که تعیین کنندهٔ میزان توانایی افراد برای انجام فعالیت‌های اقتصادی و غیراقتصادی در جامعه است. به‌عبارت دیگر افزایش سرمایهٔ سلامت یک فرد، ساعات از دست رفته (در اثر بیماری) را برای وی کاهش داده و درآمد حاصل از این ساعات را می‌توان به‌عنوان شاخصی برای افزایش بازدهی فرد به حساب آورد. گروسمن، تابع مطلوبیت برای یک فرد را به شکل زیر تعریف می‌کند:

$$U = U(\phi_0 H_0, \cdots, \phi_n H_n, Z_0, \cdots, Z_n) \qquad (1)$$

که H_0 سرمایهٔ سلامت به ارث رسیده، H_i، سرمایهٔ سلامت فرد در زمان i، ϕ_i خدمات بهداشتی ارائه شده برای هر واحد سرمایهٔ سلامت فرد و Z_i نیز کل مصرف فرد از سایر کالاها در زمان i است. می‌توان عنوان کرد که $h_i = \phi_i H_i$، کل خدمات بهداشتی مصرف شده توسط فرد در زمان i خواهد بود. عبارت n نیز که یک متغیر برون‌زاست، نشان دهندهٔ طول عمر فرد است، بنابراین، زمان مرگ فرد هنگامی فرا خواهد رسید که سرمایهٔ سلامت وی به حداقل رسیده باشد ($H_i = H_{min}$). با توجه به این تساوی، طول عمر یک فرد به مقادیر H_i فرد که به نوعی حداکثر کنندهٔ تابع مطلوبیت مقید است، بستگی پیدا می‌کند.

سرمایه‌گذاری خالص در ذخیرهٔ سلامت را می‌توان برابر با سرمایه‌گذاری ناخالص منهای استهلاک در ذخیرهٔ سرمایه دانست:

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i H_i \qquad (۲)$$

که در آن I_i، سرمایه‌گذاری ناخالص (هزینه‌های مربوط به سلامت و بهداشت) و δ، نرخ استهلاک سرمایهٔ سلامت در طول دورهٔ i است. این نرخ استهلاک، به‌طور عمده به‌صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شود، اما می‌توان آن را تابع است. مستقیمی از سن افراد به شمار آورد.

مصرف کننده، سرمایه‌گذاری ناخالصی بر روی سلامت و سایر کالاهای موجود در تابع مطلوبیت خود انجام خواهد داد:

$$\begin{aligned} I_i &= I(M_i, TH_i, E_i) \\ Z_i &= Z(X_i, T_i, E_i) \end{aligned} \qquad (۳)$$

که در این تابع، M_i، مراقبت‌های بهداشتی، X_i سایر کالاهای موجود در تابع مطلوبیت، T_i و TH_i درون داد زمان و E_i نیز ذخیرهٔ سرمایهٔ انسانی در نظر گرفته می‌شوند. چنین فرض می‌شود که تغییر در سرمایهٔ انسانی، فرایند را به مثابهٔ تغییر در تکنولوژی تغییر خواهد داد. هم‌چنین، تابع تولید همگن از درجهٔ یک در نظر گرفته می‌شود. بنابراین خواهیم داشت:

$$I_i = M_i g(t_i, E_i) \qquad (۴)$$

که در آن $t_i = TH_i / M_i$ است. بنابراین، تولید نهایی زمان و مراقبت‌های بهداشتی در فرایند سرمایه‌گذاری در سلامت برابر خواهد بود با:

$$\frac{\partial I_i}{\partial TH_i} = \frac{\partial g}{\partial t_i} = g'$$

$$\frac{\partial I_i}{\partial M_i} = g - t_i g' \qquad (۵)$$

از نظر فرد، زمان و کالاهای دیگر، منابع کمیاب محسوب می‌شوند؛ در این حالت، محدودهٔ بودجهٔ فرد برابر است با هزینه‌های جاری بر روی کالاها، که قدرت مالی لازم برای پوشش آن‌ها، از طریق درآمد طول عمر کاری وی و سرمایهٔ اولیه (ارث) تأمین می‌شود:

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(۱+r)^i} = \sum \frac{W_i TW_i}{(۱+r)^i} + A_{۰} \qquad (۶)$$

در تساوی بالا، P_i و V_i، قیمت M_i و X_i هستند. هم‌چنین W_i، نرخ دستمزد، TW_i، تعداد ساعات کار، $A_{۰}$، درآمد سرمایهٔ تنزیل یافته[1] و r، نرخ بهره است. در این تساوی، محدودیت زمان سبب می‌شود که فرد، زمان کل (Ω) خود در طول دوره‌های مختلف را در میان مصارف مختلف تقسیم کند:

$$TW_i + TL_i + TH_i + T_i = \Omega \qquad (۷)$$

تنها عبارت نا آشنای این تساوی TL_i است، که بیانگر تعداد ساعات فعالیت‌های بازاری و غیربازاری فرد است و در نتیجهٔ بیماری و مصدومیت از دست می‌رود. این معادله براساس مدل زمان بیکر[2] (۱۹۶۵)، استوار است، که بیان می‌دارد اگر زمان بیماری فرد به زمان بازاری و غیربازاری وی اضافه شود، تخصیص زمان توسط فرد به تمامی فعالیت‌ها، ناصحیح خواهد بود. براساس نظر گروسمن، Tl_i به‌صورت معکوس با ذخیرهٔ سلامت هر فرد رابطه دارد؛ $[(\partial TL_i / \partial H_i) < ۰]$ اگر Ω تمام ۳۶۵ روز سال در نظر گرفته شود و h_i برابر با تعداد روزهای همراه با سلامتی در طول یک سال باشد:

$$TL_i = \Omega - h_i \qquad (۸)$$

با جایگزین کردن TW_i از معادلهٔ (۷) در معادلهٔ (۶)، می‌توان رابطهٔ محدودیت درآمد یا رفاه کامل[3] را به‌دست آورد:

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i + W_i (TL_i + TH_i + T_i)}{(۱+r)^i} = \sum \frac{W_i \Omega}{(۱+r)^i + A_{۰}} = R \qquad (۹)$$

بر طبق این معادله، درآمد یا رفاه کامل برابر است با ثروت اولیه به اضافهٔ درآمدی که فرد از صرف زمان خود برای کار کردن به‌دست می‌آورد. قسمتی از زمان فرد برای

1 - Discounted Property Income.
2 - Backer.
3 - Full Wealth .

کار، قسمتی برای استراحت تخصیص خواهد یافت و قسمتی از آن نیز در نتیجهٔ بیماری از دست خواهد رفت. اکنون می‌توان مقادیر تعادلی H_i و Z_i را با استفاده از حداکثرسازی تابع مطلوبیت (۱) با توجه به محدودیت‌های معادلات (۲)، (۳) و (۹) به‌دست آورد. از آن‌جا که ذخیرهٔ سلامت و نرخ استهلاک این سرمایه، برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند، مقدار بهینهٔ سرمایه‌گذاری ناخالص، تعیین کنندهٔ مقدار بهینهٔ سرمایهٔ سلامت خواهد بود.

به‌عبارت دیگر، می‌توان گفت، فرد اوقاتی را که از سلامتی کافی برخوردار است، می‌تواند صرف مصارف بازاری و یا غیربازاری کند. در حالت اول این زمان (اوقاتی که فرد می‌توانست بیمار باشد) منجر به افزایش ساعات کار وی شده و تولید و بهره وری را افزایش می‌یابند. در حالت دوم نیز صرف اوقات در امور غیربازاری، افزایش مطلوبیت برای نیروی کار را به دنبال خواهد داشت.

۳- مطالعات تجربی

تأثیرات متقابل رشد اقتصادی و هزینه‌های بهداشتی در دو حالت مختلف مورد بحث و بررسی قرار گرفته اند. حالت اول به بحث دربارهٔ چگونگی تغییر درالگوهای رشد در نتیجهٔ تغییر وضعیت سلامت کشورها و مناطق مختلف می‌پردازد. دومین نوع مطالعات، به تشخیص و کمی کردن کانال‌هایی مربوط است که بهداشت و هزینه‌های سلامت یک جامعه، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در بیش‌تر مطالعات مربوط به نقش سرمایهٔ انسانی بر روی رشد اقتصادی، بر جنبه آموزش نیروی انسانی و تأثیر این موضوع بر روی رشد اقتصادی، تأکید بیش‌تری شده است؛ اما مطالعات اخیر نشان می‌دهد، سهم بهداشت و سلامت در رشد اقتصادی بیش‌تر از نقش آموزش می‌باشد. (مارتین، ۲۰۰۴؛ دپل هوفر و میلر، ۲۰۰۴؛ ژانگ و ژانگ، ۲۰۰۷؛ ریورا و کوراییس، ۲۰۰۵)

مجتهد و جوادی پور (۱۳۸۲)، در مطالعهٔ خود با استفاده از الگوی گسترش یافتهٔ سولو و داده‌های ۳۳ کشور در حال توسعه، به بررسی اثرات مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی پرداختند. اولین نتیجهٔ مطالعه آن‌ها تأکید بر این نکته بود که علاوه بر تأثیر مثبت سرمایه‌های فیزیکی و انسانی بر روی رشد اقتصادی، سرمایهٔ بهداشتی که از طریق مخارج بهداشتی وارد مدل سولو شده است نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی رشد اقتصادی دارد. محققان در مرحلهٔ بعد، با استفاده از آزمون‌های هم‌زمانی، نتیجه گرفتند که مخارج بهداشتی نیز از رشد اقتصادی تأثیر می‌پذیرد.

صادقی و عمادزاده (۱۳۸۲)، با استفاده از تابع تولید کاب- داگلاس، به بررسی مستقل نقش سرمایهٔ فیزیکی و سرمایهٔ انسانی بر رشد تولید در ایران پرداخته‌اند. محققان با استفاده از آمار دورهٔ ۸۰-۱۳۴۵، کشش عوامل مذکور نسبت به تولید ناخالص داخلی را محاسبه کردند. مطالعهٔ مذکور بر دو نکتهٔ مهم تأکید کرده است، نکتهٔ اول این‌که، همواره عامل سرمایهٔ انسانی یک عامل باثبات و معنادار بوده که ضریب آن در توابع رشد مثبت است. ثانیاً سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی ازطریق آموزش، موجب توسعهٔ توانایی‌ها، مهارت‌ها و اکتساب تجارب برای دستیابی به رشد و توسعهٔ اقتصادی پایدار شده است.

تقوی و محمدی (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر سرمایهٔ انسانی بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۸۱-۱۳۳۸»، به بررسی تأثیر بهبود شاخص‌های معرف سرمایهٔ انسانی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از شاخص‌های مختلفی نظیر درصد افراد باسواد در کشور و نیز متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، تأثیر مثبت این متغیرها بر روی رشد اقتصادی را تأیید کرده‌اند. هم چنین آن‌ها تأکید کرده‌اند که اهمیت سرمایه‌گذاری بر روی نیروی کار نه تنها کم‌تر از طرح‌های اقتصادی نیست، بلکه یکی از دلایل عدم توفیق سرمایه‌گذاری‌ها در کشور، غفلت از نقش و اهمیت نیروی انسانی در فرایند رشد و توسعه است.

ناولز و اوون[1] (۱۹۹۵)، با افزودن سرمایهٔ سلامت به مدل سولو، توضیح‌دهندگی این مدل رشد را بهبود بخشیدند. نتایج تخمین مقطعی آن‌ها حاکی از وجود رابطهٔ بسیار قوی میان سرمایهٔ سلامت جامعه با درآمد بود. هم‌چنین آن‌ها دو سال بعد، آموزش و بهداشت را به‌عنوان متغیرهای مهم بر روی سرمایهٔ انسانی و تولید کل در نظر گرفتند. نتایج به‌دست آمده، تأیید کنندهٔ یافته‌های قبلی آنان بود.

بلوم و مالانی[2] (۱۹۹۸)، در مطالعه‌ای دریافتند که بحران مرگ و میر در نیمهٔ اول دههٔ ۹۰ در روسیه سبب کاهش امید به زندگی از ۷۰ به ۶۵ سال شد، که در نتیجهٔ آن تولید ناخالص داخلی روسیه کاهشی معادل ۲/۷- ۱/۸ درصد نسبت به سال ۹۰ داشت و رشد درآمد سرانه به $\frac{1}{3}$ کاهش یافت.

1 - Knowels and Owen.
2 - Bloom and Malaney.

در تحقیقی که فوگل[1] (۱۹۹۴) برای انگلستان انجام داد، دریافت که ۳۰ درصد از رشد اقتصادی انگلستان در ۲۰۰ سال اخیر توسط بهبود در تغذیه و رعایت اصول بهداشتی در تغذیه توضیح داده می‌شود.

مطالعاتی که در زمینهٔ بهداشت انجام گرفته است، علاوه بر وضعیت بهداشت جسمی، به بررسی و برآورد شاخص‌هایی برای سرمایهٔ سلامت جامعه نیز پرداخته است. در مطالعات پیشین، بیش‌تر از امید به زندگی و مرگ و میر برای برآورد کارایی سیستم بهداشتی یک جامعه استفاده می‌شد، اما در مطالعات جدید از شاخص مخارج بهداشتی و سلامت یک جامعه برای بیان وضعیت بهداشت استفاده می‌شود.[2]

هیتریس و پوسنت[3] (۱۹۹۹)، در بررسی رابطهٔ بین مخارج سرانهٔ بهداشتی و GDP با استفاده از داده‌های مربوط به کشورهای توسعه یافته، نتایج قبلی به‌دست آمده توسط سایر محققان را تأیید کردند و از وجود رابطهٔ قوی و مثبت میان این دو متغیر سخن گفتند.

کلارک و اسلام[4] (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای جداگانه، اما هماهنگ، با استفاده از داده‌های سال‌های ۹۹-۱۹۹۵ برای دو کشور استرالیا و تایلند، به بررسی تأثیر هزینه‌های بهداشتی بر روی رفاه اجتماعی پرداختند. آن‌ها از درآمد سرانهٔ واقعی به‌عنوان معیاری برای سنجش رفاه اجتماعی استفاده کردند. مهم‌ترین نتیجه‌ای که مطالعهٔ این دو محقق به‌دست داد، این بود که اثر هزینه‌های بهداشتی دولت بر روی رشد اقتصادی در یک کشور در حال توسعه (تایلند)، بیش‌تر از تأثیر آن در یک کشور توسعه یافته (استرالیا) است.

ریورا و کورایس[5] (۲۰۰۴)، با وارد کردن ذخیرهٔ آموزش و بهداشت در تابع تولید کاب- داگلاس، تلاش کردند توضیح‌دهندگی این تابع را بهبود بخشند. آن‌ها با استفاده از داده‌های کشور اسپانیا برای سال‌های ۹۳-۱۹۷۳، تأثیر اجزای هزینه‌ای دولت در بخش بهداشت بر روی بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی را بررسی کردند. محققان در مطالعهٔ خود، دریافتند که هزینه‌های عمرانی دولت در امور سلامت تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته است. آن‌ها متذکر شدند که برای مشاهدهٔ آثار هزینه‌های عمرانی دولت در این بخش بر روی بهره‌وری و رشد اقتصادی، زمان بیش‌تری مورد نیاز

---

1 - Fogel.
2 - Hall and Jones, 2004.
3 - Hitris and Posnett.
4 - Clarke and Islam.
5 - Rivera and Currais.

است، بنابراین، تأثیرگذاری هزینه‌های جاری دولت در امور مربوط به سلامت تأثیر بیش‌تری بر روی رشد اقتصادی نشان می‌دهد.

هوویت[1] (۲۰۰۵)، با استفاده از نظریهٔ رشد شومپیتر[2]، به تجزیه و تحلیل کانال‌هایی پرداخت که سرمایهٔ سلامت نیروی کار یک کشور از طریق آن‌ها، رشد بلندمدت اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتیجهٔ به‌دست آمده از این مدل رشد این بود که سلامتی کودک و نیز سلامتی مادر نقش مهمی در سرمایهٔ انسانی دوران خردسالی فرد دارد. وی این موضوع را توجیه مناسبی برای سرمایه‌گذاری دولت بر روی سلامت کودکان و نیز مادران آن‌ها قلمداد کرد.

۴- مبانی نظری الگو

الگوی نظری مورد استفاده در این مطالعه، معادله‌ای است که ویل[3] (۲۰۰۱) به شکل زیر تصریح کرده است:

$$Y = AK^{\alpha}(L\gamma)^{\beta} \qquad (۱۰)$$

که Y تولیدناخالص داخلی (GDP)، A بهره‌وری کل TFP، K موجودی سرمایهٔ فیزیکی، و L نیروی کار را نشان می‌دهند. γ، نشان دهندهٔ سطح سرمایهٔ انسانی در اجزای سرانه بوده و بر این اساس می‌توان نوشت $V = L\gamma$ که حاکی از نهادهٔ «نیروی کار مؤثر» در رابطهٔ (۱۰) است. دستمزد w دریافت شده توسط هر واحدی از نیروی کار V تولید نهایی آن قلمداد شده و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$w = \frac{dY}{dV} = \beta\frac{Y}{V} \qquad (۱۱)$$

یک کارگر با γ_j واحد از سرمایهٔ انسانی، دستمزدی برابر $w_j = w\gamma_j$ را دریافت خواهد کرد. مدل سرمایهٔ انسانی کارگر j با رابطهٔ زیر مشخص می‌شود:

$$\gamma_j = e^{\phi_s s_j + \phi_k h_j} \qquad (۱۲)$$

که s_j، سال‌های آموزش و h_j بهداشت را نشان می‌دهد. با تصریح رابطهٔ (۱۲)، می‌توان معادله‌ای برای دستمزدها در سطح افراد تعریف کرد:

$$Lnw_j = Ln(w) + Ln(\gamma_j) = Ln(w) + \phi_s s_j + \phi_h h_j \qquad (۱۳)$$

---

1 - Howitt.
2 - Schumpeterian Growth Theory.
3 - Weil, D.

تابع تولید کل (۱۰)، براساس معیار سرمایهٔ انسانی معادلهٔ (۱۲)، با شکل رابطهٔ دستمزد در سطح اقتصادخرد سازگارست. با این حال، بحث بعدی سطح کل سرمایهٔ انسانی در اقتصاد است، که در رابطهٔ (۱۴) تصریح شده است:

$$V = \sum_j v_j = \sum_j e^{\phi_s s_j + \phi_k h_j} \qquad (۱۴)$$

رابطهٔ (۱۴) بدین معنی است که قبل از جمع پذیری و برای بهدست آوردن کل سرمایهٔ انسانی، بایستی هزینه‌های آموزشی و بهداشتی را با توان نمایی در نظر بگیریم.

آمارهای ملی میانگین سادهٔ حسابی بوده و اگر فرض کنیم که توزیع سرمایهٔ انسانی و به تبع آن، دستمزدها به‌صورت لگاریتم طبیعی است، لذا لگاریتم متوسط دستمزد، حاصل جمع دستمزد میانی و نصف واریانس دستمزدی خواهد شد. ولی برای یک توزیع لگاریتم طبیعی، لگاریتم دستمزد میانی برابر متوسط لگاریتم دستمزدهاست (چون لگاریتم دستمزدها دارای توزیع متقارن است). از این رو،

$$LnV = Ln(\sum_j {v_j}/{L}) = (\sum_j Lnv_j)/L + \sigma^2/2 = \sum_j (\phi_s s_j + \phi_h h_j)/L + \sigma^2/2 \qquad (۱۵)$$

و بنابراین:

$$LnV = \phi_s s_j + \phi_h h_j + \sigma^2/2 \qquad (۱۶)$$

که σ، استاندارد انحراف لگاریتم دستمزدها و s, h به‌ترتیب هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت اند.

با لگاریتم گیری از رابطهٔ (۱۰)، با توجه به رابطهٔ (۱۲)، می‌توان نوشت:

$$LnY = a + \alpha LnK + \beta(LnL + \phi_s s + \phi_h h) \qquad (۱۷)$$

که در آن Y، تولید داخلی، K، سرمایهٔ فیزیکی، L، نیروی کار و edu, h به‌ترتیب متغیرآموزش و بهداشت نیروی کارند. به‌عبارت دیگر در رابطهٔ (۱۷)، اثر تغییر در وضعیت بهداشت و آموزش بر بهره‌وری و تولیدکل به‌ترتیب برابر با $\beta\phi_s, \beta\phi_h$ خواهد بود.

۵- تخمین الگو و نتایج تجربی

با توجه به این‌که اطلاعات مورد استفاده برای متغیرهای مورد نظر به‌صورت سری‌زمانی است، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد مدل با توجه به ادبیات اقتصادسنجی خالی از اشکال نخواهد بود. دو روش مرسوم برای رفع اشکالات

معمول روش حداقل مربعات وجود دارد، که یکی از آن‌ها روش انگل – گرنجر[1] تعمیم یافته و دیگری روش هم‌انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس[2] است.

براساس مطالعات نظری و تجربی و به‌منظور بررسی اثر آموزش و بهداشت بر تولید ناخالص داخلی ایران، الگوی مورداستفاده در این مطالعه به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$LnGDP = a + \alpha LnK + \beta(LnL + \phi_s edu + \phi_h h) + D53 + D57 \qquad (۱۸)$$

که در آن: Y، تولید ناخالص داخلی (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶)،

K: موجودی سرمایهٔ فیزیکی در جریان تولید (که با محاسبهٔ سرمایهٔ اولیه و استفاده از سرمایه‌گذاری سالانه برآورد شده است)،[3]

L: جمعیت فعال (شامل تمام افراد شاغل بالای ۱۰ سال)

و edu , h به‌ترتیب متغیرآموزش و بهداشت نیروی کارند. در مطالعهٔ حاضر، از هزینه‌های آموزشی و هزینه‌های بهداشتی دولت به‌عنوان شاخص این دو متغیر استفاده شد؛ به‌عبارت دیگر، در رابطهٔ (۱۸)، اثرات افزایش هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت بر تولیدکل به‌ترتیب $\beta\phi_s, \beta\phi_h$ است. هم‌چنین در این معادله، دو متغیر مجازی D53، به‌منظور انعکاس افزایش ناگهانی قیمت نفت در سال ۱۳۵۳ وD57 برای وقوع انقلاب، به‌عنوان متغیرهای برون‌زا در الگو وارد شدند.

۵-۱- اطلاعات و داده‌های آماری

در جمع‌آوری داده‌های تخمین، سعی شده است تا گردآوری داده‌ها تا حد ممکن از یک منابع اطلاعاتی به‌دست آید، تا احتمال تفاوت در داده‌ها و اشتباه در تخمین، حداقل شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

1 - Engle and Granger.

2 - Johansson and Juselius.

۳- لازم به ذکر است، برای به دست آوردن موجودی سرمایه در سال پایه، از روند نمایی سرمایه‌گذاری خالص دورهٔ ۸۳-۱۳۳۸ استفاده شده است:

Ln It=4.03+ 0.337 trend

با آنتی لگاریتم‌گیری از جزء ثابت و تقسیم کردن آن بر نرخ رشد سرمایه‌گذاری در این دوره (۰/۲۳)، سرمایهٔ ثابت سال ۱۳۳۷ (۲۴۴/۶ میلیارد ریال)، به دست می‌آید.

اطلاعات مزبور به‌صورت سری زمانی و دورهٔ مطالعه سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۳ است. منبع اصلی مورد استفاده برای داده‌های کلان اقتصادی، اطلاعات و ارقام منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد. هم‌چنین، منابع تکمیلی مورد استفاده برای داده‌های مربوط به هزینه‌های دولت، از دفتراقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور و برنامهٔ بودجه سالانهٔ کشور جمع‌آوری شده است.

۵-۲- آزمون مانایی متغیرها

برای استفاده از داده‌های سری زمانی در تخمین مدل، ابتدا باید از ثابت بودن واریانس، کواریانس و میانگین داده‌ها در طول زمان اطمینان حاصل کرد، چراکه در غیراین صورت، آماره‌های F و t معتبر نبوده و مدل تخمین زده شده نیز قابلیت استناد ندارد.

در این قسمت، برای آزمون مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، همهٔ متغیرهای مورد نظر، براساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار گرفت. آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته به‌صورت‌های مختلف برای تمام متغیرهای موجود در مدل آزمون شد.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد برای متغیر استفاده شده در مدل

متغیر	آمارهٔ آزمون	مقدار بحرانی مکینون (۱۰٪)	مقدار بحرانی مکینون (۵٪)	مقدار بحرانی مکینون (۱٪)
lGDP	۲/۰۵	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
lK	-۰/۱۴	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
lL	۱/۱۱	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
EDU	۰/۴۷	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
H	۰/۲۹	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
D(lGDP)	-۵/۱۸	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
D(lK)	-۳/۰۸	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
D(lL)	-۴/۱۶	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
D(EDU)	-۷/۸۲	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹
D(H)	-۴/۵۵	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۵۹

نتایج حاصل (جدول ۲) نشان می‌دهد، تمامی متغیرها براساس این آزمون، دارای ریشهٔ واحدند. برای تشخیص درجهٔ هم‌انباشتگی متغیرهای مورد نظر، آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها تکرار شد. نتایج به‌دست آمده بیانگر آن است که کلیه متغیرهای مدل با یک مرتبهٔ تفاضل گیری، مانا شده‌اند.[۱] بنابراین، می‌توان بیان کرد که تمامی‌متغیرها در سطح، انباشته از درجهٔ یک، I(1)، و تفاضل مرتبهٔ اول آن‌ها، انباشته از درجهٔ صفر، I(0) است.

۵-۳- تخمین مدل

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) بیان می‌کنند که اگر تمامی متغیرها، انباشته از یک درجه باشند و باقیمانده‌های تخمین نیز مانای قوی باشند، می‌توان متغیرهای موجود در معادله را هم‌انباشته[۲] در نظر گرفت. با توجه به این‌که درجهٔ انباشتگی تمامی متغیرهای مدل از مرتبهٔ اول و درجهٔ انباشتگی باقیمانده‌های تخمین از مرتبهٔ صفرند، لذا با استفاده از روش انگل-گرنجر، می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مدل، یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد معادلهٔ فوق، که بیانگر تأثیر هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت بر بخش واقعی اقتصاد با درنظر گرفتن متغیر «لگاریتم تولیدکل» است، در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج برآورد حاکی از آن است که:

۱- افزایش ۱ درصدی انباشت سرمایهٔ فیزیکی (موجودی سرمایه) ایران در طی دورهٔ زمانی ۸۳-۱۳۳۸، درحدود ۰/۶۵ درصد تولیدکل کشور را افزایش داده است.

۲- کشش متغیر نیروی کار فعال (۲/۸۹) مثبت گزارش شده است. در واقع برطبق نتایج به‌دست آمده، افزایش جمعیت فعال کشور به افزایش تولیدکل منجر می‌شود، که منطبق با انتظارات تئوریک است.

۳- ضرایب به‌دست آمده برای متغیرهای هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت (به‌ترتیب ۰/۰۴۷- و ۰/۰۱۴)، حاکی از تأثیر مثبت آموزش و بهداشت بر افزایش تولیدکل کشور است. این مقادیر، از حاصل‌ضرب تأثیر هزینه‌های آموزشی و بهداشتی بر نیروی کار و تأثیر نیروی کار بر تولید ناخالص داخلی به‌دست آمده اند. یک واحد تغییر

---

۱ - آزمون فیلیپس- پرون، نیز نتایج حاصل را تایید می‌کند. این تایید بیانگر آن است که وجود ریشهٔ واحد برای متغیرها، ناشی از شکست ساختاری نبوده است.

2 - Integrated.

در هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت، به‌ترتیب ۱/۰۱ و ۰/۹۵ واحد تولید ناخالص داخلی را افزایش خواهد داد. ضرایب به‌دست آمده از این قسمت نیز از معنی‌داری بالایی برخوردارند. مشاهده می‌شود که تأثیر بلندمدت هزینه‌های بهداشتی در اقتصاد ایران، بیش‌تر از تأثیر هزینه‌های آموزشی بوده است.

جدول ۳- تأثیر هزینه‌های آموزشی، بهداشتی بر تولید ناخالص کل

C	Ln K	Ln L	EDU	H	D53	D57
−۴۰/۰۸	۰/۶۵	۲/۸۹	−۰/۰۴۷	۰/۰۱۴	۰/۳۲	−۰/۱۴
(−۱/۸۵)	(۳/۹۲)	(۲/۴۲)	(−۲/۲۰)	(۲/۰۶)	(۴/۶۴)	(−۲/۹۰)

اعداد داخل پرانتز بیانگر آمارهٔ t هستند.

اما اشکال روش انگل-گرنجر، برای تعیین وجود رابطهٔ هم جمعی میان متغیرها، این است که این روش تنها یک رابطهٔ بلندمدت را تخمین می‌زند، بنابراین، در صورت وجود بیش از یک رابطه، استفاده از این روش ناکاراست. برای بررسی دقیق‌تر این موضوع، از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون استفاده می‌شود. این روش امکان تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت و نیز انجام آزمون‌های برون‌زایی را با استفاده از مدل خود توضیح برداری(VAR)[1] فراهم می‌کند. برای این منظور، ابتدا وقفهٔ بهینهٔ متغیرهای مورد نظر با استفاده از مدل برآورد و وقفهٔ بهینهٔ به‌دست آمده، به‌عنوان وقفهٔ مدل یوهانسون-یوسیلیوس انتخاب می‌شود. برآورد مدل خودهم‌بستگی برداری برای متغیرهای مورد نظر، نشانگر این است که وقفهٔ بهینه برای مدل حاضر، یک وقفه است.[2]

بعد از تعیین وقفهٔ بهینه، می‌توان از مدل یوهانسون- یوسیلیوس برای به‌دست آوردن مقدار قابل اطمینان‌تری از ضرایب بلندمدت سود جست. نتایج این آزمون در

1 - Vector Autoregresion Model.

۲- وقفهٔ بهینه براساس آمارهٔ شوارتز- بیزین، یک وقفه و بر اساس آمارهٔ آکائیک سه وقفه است، اما معنی‌داری وقفه‌ها که با استفاده از نسبت درست نمایی تعدیل شده (Modified LR)، تعیین می‌شود، طول وقفهٔ بهینه را، یک وقفهٔ تعیین می‌کند.

جدول (۴) بیان شده است. برای تعیین روابط بلندمدت میان متغیرها، از آمارهٔای اثر[1] و حداکثر مقدار ویژه[2] استفاده می‌شود.

جدول ۴- آزمون حداکثر مقدار برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

رتبه		$\lambda trace$			رتبه		$\lambda \max$		
H_0	H_1	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰ درصد	H_0	H_1	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰ درصد
$r=0$	$r\geq 1$	۹۷/۰۷	۸۷/۳۱	۹۶/۵۸	$r=0$	$r=1$	۴۰/۱۳	۳۷/۵۲	۴۲/۳۶
$r\leq 1$	$r\geq 2$	۵۶/۹۳	۶۲/۹۹	۷۰/۰۵	$r\leq 1$	$r=2$	۱۹/۷۷	۳۱/۴۶	۳۶/۶۵
$r\leq 2$	$r\geq 3$	۳۷/۱۶	۴۲/۴۴	۴۸/۴۵	$r\leq 2$	$r=3$	۱۸/۳۲	۲۵/۵۴	۳۰/۳۴
$r\leq 3$	$r\geq 4$	۱۸/۸۳	۲۵/۳۲	۳۰/۴۵	$r\leq 3$	$r=4$	۱۲/۷۷	۱۸/۹۶	۲۳/۶۵

با توجه به آماره‌های به‌دست آمده، روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها، شامل یک بردار هم‌انباشتگی خواهد بود. پس از استخراج این بردار، معنی‌داری ضرایب بلند با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درست نمائی (LR)، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بعد از تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، گام بعدی، به‌دست آوردن ضرایب بلندمدت مطالعهٔ حاضر و به‌دست آوردن بردار هم‌انباشتگی است. نتایج نشان می‌دهد که بردار نرمال حاصل از متغیرهای تصریح شده به‌صورت زیر خواهد بود (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می‌دهد):

جدول ۵- ضرایب بردار هم انباشتگی رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای الگو

$Ln GDP$	$Ln K$	$Ln L$	$Ln Edu$	$Ln H$	C
۱	−۱/۳۲	−۵/۸۴	−۰/۲۲	−۰/۲۳	۷۶۱/۶۶
	(۰/۱۷)	(۱/۸۰)	(۰/۱۰)	(۰/۰۸)	(۱۷۲/۱۵)

1 - Trace.
2 - Maximal Eigen Value.

طبق ضرایب به‌دست آمده برای رابطهٔ بلندمدت، تأثیر عوامل مختلف تولید بر تولید ناخالص داخلی را می‌توان به‌صورت صورت زیر بیان کرد:

ضرایب مربوط به سرمایهٔ فیزیکی و نیروی کار بر این نکته اشاره دارند که با تغییر یک درصد از این عوامل، تولید به‌ترتیب به میزان ۱/۳۲ و ۵/۸۴ درصد افزایش خواهد یافت. این متغیرها از معنی‌داری مناسبی برخوردارند. هم‌چنین با توجه به تأثیر مثبت هزینه‌های مربوط به نیروی انسانی بر افزایش بهره وری، می‌توان نتایج تجربی مطالعهٔ حاضر را نیز منطبق بر این تئوری دانست. در واقع افزایش یک درصدی هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت در طول دورهٔ مورد بررسی، به‌ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۲۳ افزایش در تولید را به دنبال داشته است. مشاهده می‌شود که در بلندمدت، نقش هزینه‌های بهداشتی در اقتصاد ایران نیز اندکی بیش از تأثیر هزینه‌های آموزشی بوده است. در ضمن تأثیر این متغیرها بر روی تولید از لحاظ آماری نیز معنی‌دار بوده است.

براساس آزمون‌های هم‌انباشتگی، روابط بلندمدت بین متغیرها در معادلات دوگانه تأیید شده و بنابراین، می‌توان برای تحلیل کوتاه‌مدت از شکل الگوی تصحیح خطا[1] (ECM) استفاده کرد. برای مرتبط کردن رفتار کوتاه‌مدت با بلندمدت، می‌توان جملهٔ خطای حاصل از معادلهٔ بلندمدت را به‌صورت وقفه، وارد مدل کوتاه‌مدت کرد. نتایج تخمین معادلهٔ کوتاه‌مدت به شرح زیر است:

$$D(LnGDP) = \underset{}{0.04} + \underset{(0.59)}{0.30}D(LnK) + \underset{(1.25)}{4.28}D(LnL) + \underset{(2.15)}{0.006}D(Edu) - \underset{(2.04)}{0.032}D(H) - \underset{(-1.70)}{0.24}D53 + \underset{(2.65)}{0.94}(Ecm) \qquad (3.08) \qquad R^2 = 0.58$$

مدل کوتاه مدت به‌دلیل ضریب تعیین نسبتاً مناسبی که دارد (۰/۵۹)، برازش مناسب رگرسیون را نشان می‌دهد. در این رگرسیون، ضریب جملهٔ خطا که تصحیح خطا و کاهش انحراف از مسیر بلندمدت بوده و در حدود ۰/۹۴ تخمین زده شده است، رقم بالایی محسوب می‌شود. هم‌چنین با توجه به نتایج تخمین، مشاهده می‌شود که هزینه‌های آموزشی دولت در کوتاه‌مدت تأثیر بیش‌تری نسبت به هزینه‌های بهداشتی بر تولید داشته است. ضریب مربوط به سرمایهٔ فیزیکی در این معادلهٔ معنی‌دار نیست. در ضمن، متغیر مجازی D57، از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده و از مدل حذف شده است، اما

1 - Error Correction Model.

D53، که در معادلهٔ ضریب مثبت دارد، نشانگر افزایش معنی‌دار تولید در نتیجهٔ افـزایش درآمدهای نفتی در سال ۵۳ است.

حال به‌منظور بررسی برون‌زایی نسبی متغیرها، با تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینـی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به شوک‌های وارده به متغیرهای الگو مـشخص شـد. جدول (۶)، تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای سیستم را روی تولیـد ناخـالص داخلی برای ۱۰ دورهٔ نمایش می‌دهد. مشاهده می‌شود کـه در دورهٔ اول، کـل تغییـرات تولید توسط خود متغیر ایجاد می‌شود. این سهم پس از ۱۰ دوره بـه حـدود ۷۸ درصـد کاهش می‌یابد. هم‌چنین، در کوتاه‌مدت حدود ۰/۲ درصد و در بلندمـدت تقریبـاً ۷/۰۶ درصد واریانس خطای پیش‌بینی تولید توسط سرمایهٔ فیزیکی ایجاد مـی‌شـود. مـشاهده می‌شود نیروی کار در بلندمدت نقش تعیین کننده‌ای در نوسانات تولید ایفا می کند. در نتیجه، انتظار می‌رود هزینه‌های مربوط به نیروی انسانی نیز از اهمیت بـالایی برخـوردار باشند. هزینه‌های آموزشی، چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت سـهم تقریبـاً ثـابتی در واریانس خطای پیش‌بینی دارند، اما سهم هزینه‌های بهداشتی از ۰/۳۱ در کوتاه‌مدت، به ۶/۶۴ در بلندمدت افزایش پیدا می کند. ایـن نتـایج حـاکی از ایـن اسـت کـه افـزایش هزینه‌های بهداشتی نقش مهم‌تری در افزایش تولید ایفا کـرده اسـت. بـه‌عبـارت دیگـر، شوک‌های ناشی از تغییر هزینه‌های بهداشتی در بلندمـدت (بعـد از سـرمایهٔ فیزیکـی)، بیش‌ترین تغییرات را در تولید ایجاد خواهد کرد.

جدول ۶- تجزیهٔ واریانس متغیرهای الگو بر روی تولید ناخالص داخلی

هزینه‌های آموزشی	هزینه‌های بهداشتی	نیروی کار	سرمایهٔ فیزیکی	تولید ناخالص داخلی	دوره
۰	۰	۰	۰	۱۰۰	۱
۰/۸۲	۰/۳۱	۱/۳۸	۰/۲۰	۹۷/۲۷	۲
۰/۶۷	۱/۵۳	۱/۹۷	۰/۸۴	۹۴/۹۶	۳
۰/۶۰	۲/۶۶	۲/۷۵	۱/۸۸	۹۲/۰۹	۴
۰/۵۴	۳/۶۰	۳/۴۹	۳/۰۶	۸۹/۲۹	۵
۰/۵۳	۴/۳۵	۴/۲۵	۴/۱۷	۸۶/۶۸	۶
۰/۵۷	۵/۰۰	۴/۹۲	۵/۱۱	۸۴/۳۷	۷
۰/۷۰	۵/۵۸	۵/۵۰	۵/۸۹	۸۲/۳۱	۸
۰/۹۵	۶/۱۳	۵/۹۵	۶/۵۲	۸۰/۴۴	۹
۱/۳۲	۶/۶۴	۶/۲۷	۷/۰۶	۷۸/۶۹	۱۰

۸- نتیجه‌گیری

سلامت از جمله موضوعاتی است که نمی‌توان تأمین آن را بر عهدهٔ نظام بازار و بخش خصوصی نهاد. براساس مباحث نظری، سرمایهٔ سلامت و دانش، به‌عنوان دو متغیر اصلی تأثیرگذار بر سرمایهٔ انسانی، منجر به افزایش تولید و درآمد سرانه خواهند شد.

برتری سرمایهٔ سلامت بر سرمایهٔ آموزش در این نکتهٔ نهفته است، که سلامتی نیروی کار علاوه بر درآمد، تأثیر مستقیم بر روی سرمایهٔ آموزش نیروی انسانی نیز دارد؛ زیرا سلامت و توانایی‌های مرتبط با آن، نقش غیرقابل انکاری در افزایش قابلیت‌های آموزشی افراد دارد.

بسیاری از مطالعات تجربی انجام گرفته در جهت بررسی فرضیهٔ فوق، تأکید بیش‌تری بر روی سرمایهٔ دانش نیروی انسانی کرده‌اند، اما در مطالعهٔ حاضر، به بررسی تأثیر سرمایهٔ سلامت در رشد اقتصادی پرداخته شد. نتایج، از تأثیر معنی‌دار هزینه‌های بهداشتی دولت بر تولید ناخالص داخلی حکایت دارند.

مخارج بهداشتی و آموزشی هردو از اهمیت بالایی در پایداری رشد برخوردارند، اما آن‌چه که از نتایج تجربی برمی‌آید، این است که اهمیت هزینه‌های بهداشتی نقش پررنگ‌تری در این زمینهٔ ایفا می‌کند.

با توجه به نتایج حاصل، می‌توان تخصیص منابع در امور سلامت جامعه را در راستای تشکیل سرمایهٔ سلامت به‌شمار آورد و نباید به این بخش از هزینه‌های دولت، تنها از منظر هزینه‌ای نگریست. بنابراین، انتظار می‌رود بخش عمومی نگرش خود به این قسمت از مخارج بودجه را اصلاح کند و توسعه بخشد.

فهرست منابع

۱- ابریشمی، حمید و محسن مهر آرا، (۱۳۸۱)، اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، چاپ اول، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.

۲- پازوکی، مهدی؛ (۱۳۷۸)، بهداشت و توسعهٔ، مجلهٔ برنامه و بودجه، شمارهٔ ۱۹ و ۲۰، ص ۹۳-۷۵.

۳- تقوی، مهدی؛ حسین محمدی (۱۳۸۵)، «تأثیر سرمایهٔ انسانی بر رشد اقتصادی در ایران»، پژوهش‌نامهٔ اقتصادی، شمارهٔ ۲۲، ص ۴۴-۱۵.

۴- صادقی، مسعود؛ مصطفی عمادزاده (۱۳۸۲)، «برآورد سهم سرمایهٔ انسانی در رشد اقتصادی ایران، بین سال‌های ۸۰-۱۳۴۵»، فصل‌نامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، شمارهٔ ۱۷. ص ۹۸-۷۹.
۵- مجتهد، احمد؛ سعید جوادی پور (۱۳۸۳)، «بررسی اثر هزینه‌های بهداشتی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب»، فصل‌نامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، شمارهٔ ۱۹، ص ۵۴-۳۱.
۶- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (۱۳۸۵)، مجموعهٔ اطلاعاتی سری زمانی آمار حساب‌های ملی، پولی و مالی مرکز مدارک اقتصادی اجتماعی و انتشارات.
۷- بانک مرکزی، گزارش اقتصادی و ترازنامهٔ سال‌های مختلف.
8- Aguyago-Rico, A.; Guerra-Turrubiates, I..; Oca-Hernandez (2005)." Empirical Evidence of the Impact of Health on Economic Growth". Issues in Political economy. Vol. 14, 358-375.
9- Becker, Gary S. (1965), " A Theory of the Allocation of Time", Economic Journal, vol 75, pp 493-517.
10- Barro, R. (1996). "Health and economic growth", Mimeo. dge, MA: Harvard University.
11- Bloom, D., & Malaney, P. (1998). Macroeconomic. consequences of the Russian mortality crisis. World Development, 26, 2073–2085.
12- Bloom, D.,. (2004). The health and poverty of nations: from theory to practice. Journal of Human Development, 4(1), 47–71.
13- Fogel, R.W. "Economic Growth, Population Theory and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy," The American Economic Review, 84, 3, pp. 369–95, June 1994.
14- Grossman, M. (1972)," On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", The Journal of Political Economy, Vol. 80, No. 2, pp. 223-255.
15- Hitiris T. and Posnett J.. "The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries". Journal of Health Economics, 11:173–181, 1992.
16- -Howitt, P.(2005). "Health, Human Capital and economic Growth: A Schumpeterian Prospective". Senior Policy Seminar on Health ,Pan American Health Organization.
17- Ozcan, S, Ryder, H.E. and D.N. Weil (2000), "Mortality Decline, Human Capital Investment and Economic Growth", Journal of Development Economics, vol. 62, pp. 1-23.

18- Clarke, M., Islam, S. (2003), “Health Adjusted GDP Measures of the Relationship Between Economic Growth, Health Outcomes and Social welfare”, CESifo Working Paper, no 1002.
19- Knowles S. and P.D. Owen (1995), Health Capital and Cross-country Variations in Income Per Capita in the Mankiew-Romer-Weil Model, 48, 99-106.
20- Mankiew N.G., D. Romer and D.H. Well (1992), A Contribution to the Empirics of Economics Growth,107, 407-438.
21- Rivera, B; Currais, L (2004). "Public Health Capital and Productivity in the Spanish regions", World Development Vol. 32, No. 5, pp. 871–885.
22- Solow R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", Quarterly J.E, 70(1) 56-94.
23- Ten statistical highlights in global public health, 2006.
24- Weil, D.H. (2001)." Economic growth and Health: Direct Impact or Rivers Causation? Applied Economics Letters, 6. 761-764.
25- Weil, D.H. (2006). "Accounting for the Effect of Health on Economic Growth ", the Quarterly Journal of Economics, MIT press, Vol. 122(3), 1265-1306.
26- World Health Organization, World Health Statistics, 2006.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست یک- خروجی کامپیوتر

الف- آزمون ریشهٔ واحد

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LGDP

Null Hypothesis: LGDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.057131	0.9999
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LGDP)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 12:13
Sample (adjusted): 1339 1383
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP(-1)	0.015591	0.007579	2.057131	0.0458
C	0.043470	0.072016	0.603613	0.5493

R-squared	0.089596	Mean dependent var	0.186177
Adjusted R-squared	0.068424	S.D. dependent var	0.134364
S.E. of regression	0.129686	Akaike info criterion	-1.203975
Sum squared resid	0.723194	Schwarz criterion	-1.123679
Log likelihood	29.08943	F-statistic	4.231789
Durbin-Watson stat	1.710781	Prob(F-statistic)	0.045771

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LGDP)

Null Hypothesis: D(LGDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.182809	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LGDP,2)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 12:12
Sample (adjusted): 1340 1383
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGDP(-1))	-0.775440	0.149618	-5.182809	0.0000
C	0.146476	0.034501	4.245613	0.0001

R-squared	0.390080	Mean dependent var	0.000953
Adjusted R-squared	0.375558	S.D. dependent var	0.168286
S.E. of regression	0.132982	Akaike info criterion	-1.152817
Sum squared resid	0.742737	Schwarz criterion	-1.071718
Log likelihood	27.36198	F-statistic	26.86151
Durbin-Watson stat	2.145053	Prob(F-statistic)	0.000006

پرتال جامع علوم انسانی

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LK

Null Hypothesis: LK has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAC=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.137003	0.9386
Test critical values:	1% level	-3.592462	
	5% level	-2.931404	
	10% level	-2.603944	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LK)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 12:14
Sample (adjusted): 1341 1383
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK(-1)	-0.000365	0.002664	-0.137003	0.8917
D(LK(-1))	1.258016	0.176934	7.110082	0.0000
D(LK(-2))	-0.563876	0.169937	-3.318139	0.0020
C	0.060953	0.026802	2.274235	0.0285

R-squared	0.657593	Mean dependent var	0.193308
Adjusted R-squared	0.631254	S.D. dependent var	0.061906
S.E. of regression	0.037592	Akaike info criterion	-3.635644
Sum squared resid	0.055113	Schwarz criterion	-3.471811
Log likelihood	82.16635	F-statistic	24.96654
Durbin-Watson stat	1.502019	Prob(F-statistic)	0.000000

پرتال جامع علوم انسانی

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LK)

Null Hypothesis: D(LK) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.084215	0.0353
Test critical values:	1% level	-3.592462	
	5% level	-2.931404	
	10% level	-2.603944	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LK,2)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 12:23
Sample (adjusted): 1341 1383
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LK(-1))	-0.312390	0.101287	-3.084215	0.0037
D(LK(-1),2)	0.564435	0.167792	3.363899	0.0017
C	0.058664	0.020694	2.834761	0.0072

R-squared	0.288481	Mean dependent var	-0.002952
Adjusted R-squared	0.252905	S.D. dependent var	0.042955
S.E. of regression	0.037128	Akaike info criterion	-3.681675
Sum squared resid	0.055140	Schwarz criterion	-3.558800
Log likelihood	82.15600	F-statistic	8.108892
Durbin-Watson stat	1.495416	Prob(F-statistic)	0.001106

پرتال جامع علوم انسانی

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LL

Null Hypothesis: LL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.115341	0.9971
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LL)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 12:15
Sample (adjusted): 1340 1383
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LL(-1)	0.006263	0.005615	1.115341	0.2712
D(LL(-1))	0.361502	0.148081	2.441238	0.0190
C	-0.086154	0.089557	-0.961996	0.3417

R-squared	0.197440	Mean dependent var	0.023326
Adjusted R-squared	0.158291	S.D. dependent var	0.012063
S.E. of regression	0.011067	Akaike info criterion	-6.103975
Sum squared resid	0.005022	Schwarz criterion	-5.982326
Log likelihood	137.2875	F-statistic	5.043277
Durbin-Watson stat	1.880331	Prob(F-statistic)	0.011010

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on H

Null Hypothesis: H has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.469268	0.9837
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(H)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 12:17
Sample (adjusted): 1339 1383
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
H(-1)	0.019713	0.042009	0.469268	0.6412
C	14.16007	12.89963	1.097712	0.2784

R-squared	0.005095	Mean dependent var	17.49303
Adjusted R-squared	-0.018042	S.D. dependent var	71.59275
S.E. of regression	72.23571	Akaike info criterion	11.44117
Sum squared resid	224373.9	Schwarz criterion	11.52147
Log likelihood	-255.4264	F-statistic	0.220212
Durbin-Watson stat	2.427811	Prob(F-statistic)	0.641249

پرتال جامع علوم انسانی

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(H)

Null Hypothesis: D(H) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.820875	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(H,2)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 12:16
Sample (adjusted): 1340 1383
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(H(-1))	-1.185762	0.151615	-7.820875	0.0000
C	21.06497	11.15293	1.888738	0.0656

R-squared	0.592869	Mean dependent var	0.784587
Adjusted R-squared	0.583196	S.D. dependent var	111.4504
S.E. of regression	71.95278	Akaike info criterion	11.43429
Sum squared resid	217442.5	Schwarz criterion	11.51539
Log likelihood	-249.5543	F-statistic	61.16608
Durbin-Watson stat	2.035065	Prob(F-statistic)	0.000000

پرتال جامع علوم انسانی

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on EDU

Null Hypothesis: EDU has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.299247	0.9757
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(EDU)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 00:33
Sample (adjusted): 1339 1383
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EDU(-1)	0.003169	0.010590	0.299247	0.7662
C	0.147125	0.057070	2.577979	0.0134

R-squared	0.002078	Mean dependent var	0.162342
Adjusted R-squared	-0.021129	S.D. dependent var	0.171984
S.E. of regression	0.173791	Akaike info criterion	-0.618496
Sum squared resid	1.298747	Schwarz criterion	-0.538200
Log likelihood	15.91617	F-statistic	0.089549
Durbin-Watson stat	1.324434	Prob(F-statistic)	0.766193

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(EDU)

Null Hypothesis: D(EDU) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.558998	0.0006
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(EDU,2)
Method: Least Squares
Date: 07/08/02 Time: 00:34
Sample (adjusted): 1340 1383
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(EDU(-1))	-0.662753	0.145372	-4.558998	0.0000
C	0.108807	0.034533	3.150840	0.0030

R-squared	0.331045	Mean dependent var	-0.000212
Adjusted R-squared	0.315117	S.D. dependent var	0.199688
S.E. of regression	0.165257	Akaike info criterion	-0.718238
Sum squared resid	1.147018	Schwarz criterion	-0.637139
Log likelihood	17.80124	F-statistic	20.78447
Durbin-Watson stat	2.031546	Prob(F-statistic)	0.000044

ب- نتایج تخمین:

ب-۱- تأثیر هزینه‌های بهداشتی دولت بر تولید ناخالص داخلی (تخمین به روش OLS)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESID01

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.340328	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 07/04/02 Time: 16:27
Sample (adjusted): 1340 1383
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.808456	0.151387	-5.340328	0.0000
C	0.000390	0.014602	0.026703	0.9788

R-squared	0.404417	Mean dependent var	0.000291
Adjusted R-squared	0.390236	S.D. dependent var	0.124036
S.E. of regression	0.096857	Akaike info criterion	-1.786781
Sum squared resid	0.394011	Schwarz criterion	-1.705682
Log likelihood	41.30919	F-statistic	28.51910
Durbin-Watson stat	2.069235	Prob(F-statistic)	0.000004

آزمون مانایی باقی مانده‌های تخمین روش *OLS*

Dependent Variable: LOG(GDP)
Method: Least Squares
Date: 07/04/02 Time: 14:25
Sample (adjusted): 1339 1383
Included observations: 45 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations
LOG(GDP)=C(1)+C(2)*(LOG (K))+C(3)*(LOG(L)+C(4)*EDU +C(5)*H)
+C(6)*D57+C(7)*D53+[AR(1)=C(8)]

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-40.08682	21.66802	-1.850045	0.0725
C(2)	0.649501	0.165885	3.915372	0.0004
C(3)	2.891192	1.191621	2.426268	0.0202
C(4)	-0.016445	0.007432	-2.206586	0.0336
C(5)	0.005004	0.002418	2.069234	0.0458
C(6)	-0.141306	0.048648	-2.904658	0.0062
C(7)	0.329826	0.070943	4.649141	0.0000
C(8)	0.685075	0.096816	7.076061	0.0000

R-squared	0.999104	Mean dependent var	9.339468
Adjusted R-squared	0.998935	S.D. dependent var	2.622990
S.E. of regression	0.085604	Akaike info criterion	-1.918368
Sum squared resid	0.271135	Schwarz criterion	-1.597184
Log likelihood	51.16328	Durbin-Watson stat	2.354226

Inverted AR Roots .69

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ب-۲- نتایج روش یوهانسون – یوسیلیوس

ب-۲-۱- تعیین وقفهٔ بهینهٔ مدل یوهانسون با استفاده از *VAR*

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LGDP LK LL LEDU LH
Exogenous variables: C
Date: 07/07/02 Time: 00:30
Sample: 1338 1383
Included observations: 43

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	80.74060	NA	2.03e-08	-3.522818	-3.318028	-3.447298
1	406.6629	560.8895*	1.71e-14*	-17.51920	-16.29046*	-17.06608*
2	430.0930	34.87272	1.93e-14	-17.44619	-15.19349	-16.61546
3	457.4001	34.29264	1.98e-14	-17.55349*	-14.27684	-16.34517

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ب-۲-۲- آمارهٔ تعیین رتبهٔ هم‌انباشتگی

Johansen Cointegration Test

Date: 07/07/02 Time: 00:40
Sample (adjusted): 1340 1383
Included observations: 44 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: LGDP LK LL LEDU LH
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.598377	97.07502	87.31	96.58
At most 1	0.362016	56.93843	62.99	70.05
At most 2	0.340582	37.16096	42.44	48.45
At most 3	0.252023	18.83944	25.32	30.45
At most 4	0.128715	6.062803	12.25	16.26

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.598377	40.13859	37.52	42.36
At most 1	0.362016	19.77547	31.46	36.65
At most 2	0.340582	18.32152	25.54	30.34
At most 3	0.252023	12.77684	18.96	23.65
At most 4	0.128715	6.062803	12.25	16.26

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ب-۲-۳- تخمین به روش حداکثر راست‌نمایی

1 Cointegrating Equation(s)		Log likelihood	422.6578		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LGDP	LK	LL	LEDU	LH	C
1.000000	-1.317677	-5.841211	-0.226607	-0.234114	761.6656
	(0.17642)	(1.80998)	(0.10919)	(0.08938)	(172.152)

ج- نتایج الگوی تصحیح خطا (کوتامدت)

Dependent Variable: D(LOG(GDP))
Method: Least Squares
Date: 07/07/02 Time: 10:54
Sample (adjusted): 1340 1383
Included observations: 44 after adjustments
Convergence achieved after 5 iterations
D(LOG(GDP))=C(1)+C(2)*D(LOG(K))+C(3)*(D(LOG(L))+C(4)*D(EDU)
+C(5)*D(H))+C(6)*D53+C(7)*(RESID01(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.039578	0.066772	0.592735	0.5570
C(2)	0.301119	0.239697	1.256541	0.2170
C(3)	4.278478	1.984057	2.156429	0.0380
C(4)	0.001373	0.000672	2.042687	0.0479
C(5)	-0.007703	0.004503	-1.709865	0.0959
C(6)	0.243379	0.091618	2.656435	0.0116
C(7)	0.940346	0.304998	3.083125	0.0040

R-squared	0.585476	Mean dependent var	0.188618
Adjusted R-squared	0.520024	S.D. dependent var	0.134905
S.E. of regression	0.116456	Akaike info criterion	-1.317699
Sum squared resid	0.501793	Schwarz criterion	-1.033850
Log likelihood	35.98937	Durbin-Watson stat	2.073670

د- نتیجهٔ تجزیهٔ واریانس

Variance Decomposition

Variance Decomposition of LGDP: Period	S.E.	LGDP	LK	LL	LHD	LEDU
1	0.152305	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.221735	97.27505	0.207964	1.382994	0.311565	0.822427
3	0.286660	94.96262	0.849550	1.976978	1.532999	0.677857
4	0.338630	92.09254	1.883459	2.751815	2.665345	0.606845
5	0.383310	89.29737	3.065186	3.496334	3.601085	0.539229
6	0.421016	86.68995	4.177693	4.252362	4.353293	0.526699
7	0.453296	84.37519	5.118858	4.928871	5.003162	0.573923
8	0.481062	82.31530	5.887873	5.501023	5.588609	0.707198
9	0.505288	80.44884	6.521558	5.949180	6.130167	0.950257
10	0.526785	78.69464	7.064964	6.270065	6.640353	1.329983

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی