نقش انواع سرمایه در رشد بخش کشاورزی ایران

محمدعمرانی*[۱]، ذکریا فرج زاده[۲]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۱/۲۵

چکیده

این مطالعه با هدف تحلیل نقش انواع سرمایه شامل سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی در بخش کشاورزی صورت گرفت. برای این منظور از الگوی رشد نئوکلاسیک و داده های دوره ۸۷-۱۳۵۴ استفاده شد. از دو متغیر نرخ ثبت نام در نهضت سوادآموزی و همچنین نرخ ثبت نام در مدارس ابتدایی بعنوان معیاری از پس انداز سرمایه انسانی استفاده شد. در حالی که نرخ تغییرات جاده آسفالته و همچنین نرخ دسترسی به تلفن روستایی بعنوان معیاری از سرمایه اجتماعی مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌ها نشان داد نقش سرمایه فیزیکی در بخش کشاورز ایران از سایر انواع سرمایه بیشتر است و بازده این نهاده را می توان بالاتر از ۰/۳ ارزیابی نمود. همچنین مشاهده شد پس از سرمایه فیزیکی سرمایه اجتماعی بطور نسبی دارای نقش مهمی در تولید کشاورزی است در حالی که برای سرمایه انسانی در بخش کشاورزی مساعدت حایز اهمیتی به دست نیامد.

طبقه‌بندی *JEL*: *O13, O47, Q16*

واژه‌های کلیدی: مدل رشد، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، سرمایه اجتماعی، کشاورزی، ایران.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد زابل.
۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.
* نویسنده‌ی مسئول مقاله،

پیشگفتار

مقوله رشد در حوزه کشاورزی بطور مشخص محدود به تحلیل تغییرات رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می باشد. بعنوان مثال لو و همکاران (۲۰۰۸) عوامل تعیین کننده رشد کشاورزی را در میان گروهی از کشورهای شرق آسیا برحسب رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ارزیابی نمودند. از نکات حایز اهمیت در این مطالعه نقش متغیر سرمایه انسانی است که در این مطالعه بطور خاص مورد توجه قرار گرفته است. صرفنظر از شاخص های مورد استفاده در تحلیل رشد کشاورزی، میان مطالعات بر حسب متغیرهای انتخابی در تصریح تابع تولید زمینه مشترک مشاهده می‌شود. در مطالعه لو و همکاران (۲۰۰۸) تولید کشاورزی تابعی از سرمایه و نیروی کار در نظر گرفته شده است در حالی که سرمایه انسانی نیز بعنوان عامل موثر بر رشد بهره وری مورد استفاده قرار گرفته است. در مطالعه فان (۱۹۹۷) در چین سرمایه فیزیکی به اجزای آن مانند زمین و ماشین آلات تفکیک شده است در حالی که انرژی نیز بعنوان یک متغیر لحاظ شده است. صبری و ابید (۲۰۱۲) نیز افزون بر سرمایه بر نقش انرژی در رشد کشاورزی تونس تأکید نموده‌اند. مشابه مطالعات یاد شده تاکنون نه تنها در بخش کشاورزی بلکه در سطح کلان اقتصاد نیز تنها نیروی کار و سرمایه فیزیکی بعنوان عوامل تولید در الگوهای رشد نئوکلاسیک مورد توجه بوده است. اما اخیراً ایجاد تفاوت در سطح تولید و درآمد میان کشورها فراتر از تفاوت در سرمایه فیزیکی، موجب شده است تا ابعاد بیشتری از متغیر سرمایه مورد کنکاش قرار گیرد. این کنکاش ها منجر به ورود متغیرهای سرمایه انسانی و اجتماعی به مدل رشد گردید. البته در سطح کلان و به لحاظ نظری سرمایه انسانی در مطالعاتی مانند رومر (۱۹۸۶) و لوکاس (۱۹۸۸) مطرح شده بود. سرمایه اجتماعی نیز اخیراً بدنبال تلاش در تبیین تفاوت میان افراد، جوامع و کشورها بعنوان یک متغیر کلیدی مطرح شده است (داس گاپتا و سراج‌الدین، ۲۰۰۰). مطالعه نقش سرمایه انسانی در قالب آموزش نیروی کار در تولید بخش کشاورزی به دهه ۱۹۶۰ مربوط می شود (گریلیکس، ۱۹۶۳؛ شولتز، ۱۹۶۳). در سال های اخیر نرو و دیرشوار (۱۹۹۴) در میان صنایع کشورهای در حال توسعه بر نقش سرمایه انسانی صحه گذاشته‌اند. یافته های مشابهی در مطالعه بوسورث و کولینز (۲۰۰۷) نیز مشاهده می شود. سرمایه انسانی به هرگونه آموزش برای ارتقاء مهارت نیروی کار گفته می شود که باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار می گردد. سرمایه انسانی به معنی ارتقای توانایی‌های اکتسابی افراد است و قدرت تولید و بازدهی افراد را به صورت درون زا افزایش می دهد (رنانی و همکاران، ۱۳۸۵).

سرمایه انسانی به معنی مهارت نیروی کار کمتر مورد بحث است و چالش عمده در خصوص سرمایه اجتماعی مشاهده می شود. از این رو بر روی سرمایه اجتماعی تمرکز بیشتری صورت گرفته است. به صورت کلی، سرمایه اجتماعی عبارت است از مجموعه‌ای از نهادها و سازمان‌ها غیررسمی که بر اساس

روابط اجتماعی و شبکه های اجتماعی به یک نوع دانش مشترک، اعتماد متقابل، هنجارهای اجتماعی و قانون های نانوشته دست یافته اند (ایشی و سوادا، ۲۰۰۹). سرمایه اجتماعی شبکه‌ای از روابط جمعی است که رابطه میان انسان‌ها و سازمان‌ها را انسجام می‌بخشد. در غیاب سرمایه اجتماعی سایر سرمایه‌ها اثر بخشی خود را از دست می‌دهند و بدون سرمایه اجتماعی پیمودن راه‌های توسعه و تکامل فرهنگی و اقتصادی ناهموار و دشوار می‌شود (منظور و یادی‌پور، ۱۳۸۷). سرمایه اجتماعی در روابط میان انسان‌ها تجسم می یابد و موقعی بوجود می آید که روابط میان افراد به شیوه‌ای دگرگون شود که کنش را تسهیل کند. سرمایه اجتماعی مجموعه هنجارهای موجود در سیستم اجتماعی است که موجب ارتقای سطح همکاریهای اعضای آن جامعه گردیده و موجب پایین آمدن سطح هزینه های تبادلات و ارتباطات می گردد. فوکویاما (۱۳۷۹) سرمایه اجتماعی را به عنوان توانایی افراد برای کار با یکدیگر در جهت اهداف عمومی در گروه‌ها و سازمانها تعریف می کند. اقتصاددانان مفهوم سرمایه اجتماعی را از طریق تجزیه و تحلیل نهادی و قراردادها و روابط متقابل بین افراد و آثار آن بر مبادلات و سرمایه‌گذاری‌ها بررسی می‌کنند. تعداد زیادی از محققان سرمایه اجتماعی را به عنوان اعتماد و هنجارهای گروه‌های شهروندی و بعضی دیگر این مفهوم را به عنوان ارزش‌های فرهنگی از قبیل دلسوزی، نوعدوستی، تعاون و بردباری تعریف می‌کنند (چو، ۲۰۰۶).

در خصوص سرمایه اجتماعی بیش از آنکه نقش آن در رشد اقتصادی مورد چالش و توجه باشد، انتزاعی بودن و معیارهای اندازه‌گیری آن مورد توجه بوده است. بعنوان مثال ناک و کیفر (۱۹۹۷) دو معیار اعتماد و هنجارهای مدنی را بعنوان معیرای برای سرمایه اجتماعی معرفی نمودند. در حالی که ایشی و سوادا (۲۰۰۹) افزون بر متغیر اعتماد از متغیرهای بیانگر ارتباطات مانند سرانه انتشار روزنامه، سرانه مرسولات پستی و تعداد شبکه های رادیویی استفاده نمودند. اثر مثبت سرمایه اجتماعی در مطالعات متعدد مانند بگلسدیک و اسمولدرس (۲۰۰۴) در اروپا مشاهده می شود. یافته های مطالعه ایشی و سوادا (۲۰۰۹) برای گروهی متنوع از کشورهای جهان نیز حاکی از نقش مثبت سرمایه اجتماعی و انسانی در رشد اقتصادی بود.

در ایران نیز رحمانی و امیری (۱۳۸۶) تأثیر کاهش سرمایه اجتماعی (اعتماد) را بر رشد اقتصادی در استان های ایران منفی و معنی‌دار ارزیابی نمودند. در مطالعه مشابه دیگری صفدری و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از دو متغیر تعداد پرونده‌های مختومه چک‌های بلامحل و اختلاس و ارتشای سرانه به عنوان شاخص های سرمایه اجتماعی اثر افزایش سرمایه اجتماعی را بر رشد اقتصادی مثبت ارزیابی نمودند.

اغلب مطالعات بازده سرمایه فیزیکی را مورد ارزیابی قرار داده‌اند در حالی که انواع دیگر سرمایه مورد توجه قرار نگرفته است و مطالعه حاضر تلاشی است برای مساعدت در خصوص تبیین نقش انواع دیگر

سرمایه شامل سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی. مطالعات نشان می‌دهد بازده عوامل تولید و بویژه بازده سرمایه فیزیکی در کشاورزی در سطح بالایی می باشد. بعنوان مثال مهرابی بشرآبادی و همکاران (۱۳۹۰) بازده سرمایه را در فعالیت های زیربخش های زراعت و باغبانی، شیلات و و جنگل و مرتع بیش از ۰/۵ درصد به ازاء یک درصد افزایش سرمایه ارزیابی نموده‌اند که این رقم برای زیربخش زراعت و باغبانی بعنوان مهمترین زیربخش ها ۰/۷ می باشد. در حالی که این رقم برای کل اقتصاد ایران و برای مجموع سرمایه فیزیکی و انسانی در مطالعه صالحی (۱۳۸۱) کمتر از ۰/۷، در مطالعه متفکر آزاد و همکاران (۱۳۸۸) کمتر از ۰/۶ و در مطالعه ربیعی (۱۳۸۸) کمتر از ۰/۸ می باشد. همچنین مطالعه سلطانی (۱۳۸۳) نیز بر بالا بودن بازده سرمایه در بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش ها تأکید دارد. برای دست یابی به نرخ رشد هدف لازم است سهم هر یک از عوامل تعیین کننده شناسایی شده و به هر یک از آنها متناسب با نقش‌شان پرداخته شود. این نکته بویژه در مورد اقتصاد ایران که از نرخ رشد پایین برخوردار است، بسیار حایز اهمیت است. ابزار مورد استفاده برای این منظور مدل رشد می باشد که قادر است نقش هر یک از متغیرهای یاد شده را تبیین نماید. البته در سطح کلان اقتصاد ایران به این امر تا حدودی توجه شده است اما در حوزه بخش کشاورزی مطالعه‌ای با ابعاد گسترده و مشتمل بر انواع سرمایه مشاهده نمی شود. با توجه به مطالب یاد شده می‌توان هدف مطالعه حاضر را تعیین نقش انواع سرمایه شامل سرمایه انسانی، اجتماعی و فیزیکی در رشد بخش کشاورزی ایران عنوان نمود. طرح الگوی رشد نئوکلاسیکی در حوزه کشاورزی و همچنین تبیین نقش سرمایه اجتماعی را می‌توان بعنوان مهمترین نوآوری مطالعه حاضر و وجه تمایز آن با سایر مطالعات در حوزه تحلیل رشد کشاورزی عنوان نمود.

مبانی نظری و روش تحقیق

سرمایه یکی از عوامل مهم در مدل‌های رشد اقتصادی محسوب می شود. در مدل‌های رشد اقتصادی اولیه، سرمایه فیزیکی به عنوان تنها عامل مهم مطرح می‌گردید اما به مرور زمان کارشناسان اقتصادی به عوامل غیرمادی و غیر فیزیکی نیز توجه کردند. به این ترتیب که علاوه بر کمیت، کیفیت نیروی‌کار را نیز در نظر گرفتند و بدین صورت سرمایه انسانی در مدل های رشد اقتصادی جایگاه خاصی یافت. سرمایه انسانی به ویژگی ها و خصوصیات فردی توجه دارد و تنها فرد را در نظر می گیرد، لذا کارشناسان اقتصادی به این مسأله پی بردند که برای تبیین رشد اقتصادی در کشورها تنها سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی کافی نیست و به عاملی نیاز است که به ارتباطات و تعاملات میان افراد نیز توجه کند، این عامل مهم سرمایه اجتماعی است. به این ترتیب نقش سرمایه به عوامل مهم دیگر شامل سرمایه انسانی و اجتماعی تعمیم یافت. در این تحقیق بمنظور تحلیل نقش انواع سرمایه از

مدل تعمیم یافته سولو استفاده شد. این تعمیم را می‌توان شامل دو الگوی مجزا دانست. الگوی اول شامل تعمیم سرمایه به سرمایه انسانی و اجتماعی در مدل اولیه سولو می باشد. در الگوی دوم به پیروی از رائو (۲۰۱۰) تکنولوژی که در مدل سولو همراه نیروی کار در نظر گرفته شد خود تابعی از سرمایه فیزیکی در نظر گرفته شد.

الگوی اول: تعمیم سرمایه به سرمایه اجتماعی و انسانی

اخیراً اشکال متعددی از سرمایه شامل سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی مورد توجه قرار گرفته است. بعنوان مثال ایشی و سوادا (۲۰۰۹) با استفاده از گسترش مدل رشد سولوی تعمیم یافته که توسط مانکیو، رومر و ویل (MRW) (۱۹۹۲) بیان شده است، به چگونگی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی پرداختند. البته در خصوص سرمایه اجتماعی با توجه به ابعاد گسترده آن لزوماً میان افراد توافق وجود ندارد و همین امر نیز باعث شده است تا از شاخص های مختلفی بعنوان معیار بیانگر سرمایه اجتماعی استفاده شود. مدل تعمیم‌یافته‌ی MRW از سه نوع سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی تشکیل شده است که در اینجا بترتیب با $k_k(t)$، $k_h(t)$ و $k_s(t)$ نشان می‌دهیم. در ادامه، نیروی کار $L(t)$ و سطح تکنولوژی تعمیم یافته نیروی کار $A(t)$ به آن اضافه می شوند. هنگامی که از تابع تولید CES انعطاف پذیر با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس استفاده می کنیم، تابع تولید کاب-داگلاس با متغیرهای سرمایه فیزیکی، انسانی و سرمایه اجتماعی و با پارامترهای α، β و γ به صورت زیر بدست می آید:

$$Y(t) = K_k(t)^{\alpha} K_h(t)^{\beta} K_s(t)^{\gamma} (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta-\gamma} \qquad (۱)$$

فرض می شود که $\alpha, \beta, \gamma \in [0,1)$ و $\alpha + \beta + \gamma \in [0,1)$ و نرخ استهلاک برای انواع سرمایه با δ_i و نرخ پس انداز برای انواع سرمایه با s_i نشان داده می شود و $i = k, h, s$ است (ایشی و سوادا، ۲۰۰۹). فرض می‌شود که A و L به صورت درونزا با نرخ های n و g رشد می کنند. بنابراین داریم:

$$L(t) = L(0)e^{nt} \qquad A(t) = A(0)e^{gt} \qquad (۲)$$

از این‌رو نیروی کار مؤثر $A(t)L(t)$ با نرخ n+g رشد می یابد (مانیکو و همکاران، ۱۹۹۲). حال می توان معادله‌ی پایه‌ای سولو را برای هر واحد نیروی کار مؤثر بصورت زیر استخراج کرد:

(۳)

$$y = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)} = \left(\frac{K_k(t)}{A(t)L(t)}\right)^{\alpha} \left(\frac{K_k(t)}{A(t)L(t)}\right)^{\beta} \left(\frac{K_k(t)}{A(t)L(t)}\right)^{\gamma} \left((A(t)L(t)/(A(t)L(t)\right)$$

با حذف عبارت t بمنظور ساده تر نمودن، معادله فوق بر حسب سرمایه سرانه بصورت زیر خواهد بود:

$$y = {k_k}^{\alpha} {k_h}^{\beta} {k_s}^{\gamma} \qquad (۴)$$

از طرفی در مسیر رشد متوازن مقدار تعادلی انواع سرمایه بصورت زیر به دست می آید:

$$s_i f(k_i,k_i,k_i) = (n+g+\delta_i)k_i \qquad s_i y = (n+g+\delta_i)k_i \qquad \Rightarrow k_i = \frac{s_i y}{(n+g+\delta_i)} \qquad (۵)$$

دررابطه فوق i معرف انواع سرمایه می‌باشد. یعنی $i = k,h,s$. حال مقادیر تعادلی سرمایه را در معادله (۴) جایگذاری می کنیم. بنابراین درآمد سرانه مؤثر در تعادل بلندمدت به صورت زیر نشان داده می شود:

$$\hat{\tilde{y}} = \left((\frac{s_k}{n+g+\delta_k})^{\alpha} (\frac{s_h}{n+g+\delta_h})^{\beta} (\frac{s_s}{n+g+\delta_s})^{\gamma} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma}} \qquad (۶)$$

همانند ایشی و سوادا (۲۰۰۹) فرض می شود که نرخ استهلاک برای همه انواع سرمایه یکسان است. بنابراین به ازای هر i، $\delta_i = \delta$ است و فرض می کنیم $\ln A(t) = \ln A(0) + g_t$ و $\ln A(0) = \alpha + \varepsilon$ است که $\varepsilon \approx N(0,\sigma_\varepsilon^2)$. حال لگاریتم درآمد سرانه حاصل از رابطه (۶) بصورت رابطه (۷) خواهد بود:

(۷)

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right)^{*} = a + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_h) + \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_s) - \frac{\alpha+\beta+\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(n+g+\delta) + \varepsilon$$

معادله (۷) حالت گسترش یافته‌ی معادله رگرسیونی MRW است. این معادله بیان می کند که اگر اقتصاد مورد بررسی در سال t در تعادل بلند مدت باشد، لگاریتم درآمد سرانه می تواند به صورت تابع خطی از نرخ های پس‌انداز برای هر نوع سرمایه، نرخ رشد نیروی کار موثر بعلاوه استهلاک $(n+g+\delta)$، یک عرض‌از مبدا $(a+gt)$ و جزء ثابت تصادفی ارایه شود (ایشی و سوادا، ۲۰۰۹).

الگوی دوم: تکنولوژی تابع سرمایه فیزیکی

در این تعمیم تکنولوژی افزون بر این که در قالب نیروی کار بروز می‌کند خود تابعی از سرمایه فیزیکی در نظر گرفته می شود. به عبارتی رابطه (۲) به شکل زیر خواهد بود (رائو، ۲۰۱۰):

$$A(t) = B_t K_{kt}^{\phi} \qquad B(t) = B(0)e^{gt} \qquad A(t) = B(0)e^{gt}K_{kt}^{\phi} \qquad (۸)$$

حال متناظر با معادله (۱) می توان تابع تولید را بصورت زیر نوشت:

$$Y(t) = K_k(t)^{\alpha} K_h(t)^{\beta} K_s(t)^{\gamma} (B_t K_{kt}^{\phi} L(t))^{1-\alpha-\beta-\gamma} \qquad (۹)$$

معادله‌ی پایه ای سولو برای هر واحد نیروی کار موثر بر اساس معادله فوق بصورت رابطه (۱۰) خواهد بود:

$$\left(\frac{Y(t)}{BL}\right) = (\frac{K_k(t)^{\alpha}}{BL^{\alpha}})(\frac{K_h(t)^{\beta}}{BL^{\beta}})(\frac{K_s(t)^{\gamma}}{BL^{\gamma}}) K_{kt}^{\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)} (\frac{BL}{BL}) \qquad (۱۰)$$

یعنی

$$\hat{\tilde{y}} = k_k^{\alpha} k_h^{\beta} k_s^{\gamma} K_{kt}^{\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)} \qquad (۱۱)$$

حال بمنظور دست یافتن به متغیر سرمایه سرانه نیروی‌کار مؤثر عبارت K بر نیروی‌کار مؤثر بصورت زیر تقسیم می‌کنیم:

(۱۲)

$$\tilde{\tilde{y}} = k_k^{\alpha} k_h^{\beta} k_s^{\gamma} \left[K_{kt}^{\ \phi(1-\alpha-\beta-\gamma)} \right] / \ BL^{\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)}.BL^{\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)}$$

$$\tilde{\tilde{y}} = k_k^{\alpha} k_h^{\beta} k_s^{\gamma} k_k^{\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)}.BL^{\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)} = k_k^{\alpha+\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)} k_h^{\beta} k_s^{\gamma}.BL^{\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)}$$

در تعادل بلند مدت $\dot{k}_i = 0$ می باشد. بنابراین درآمد سرانه مؤثر در تعادل بلندمدت به صورت زیر خواهد بود:

$$\tilde{\tilde{y}} = \left(\left(\frac{s_k}{n+g+\delta_k}\right)^{\alpha+\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)} \left(\frac{s_h}{n+g+\delta_h}\right)^{\beta} \left(\frac{s_s}{n+g+\delta_s}\right)^{\gamma} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}} BL^{\frac{\phi}{1-\phi}} \qquad (۱۳)$$

همچنین با توجه به اینکه $B(t) = B(0)e^{gt}$ خواهیم داشت:

$$\tilde{\tilde{y}} = \left(\left(\frac{s_k}{n+g+\delta_k}\right)^{\frac{\alpha+\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}} \left(\frac{s_h}{n+g+\delta_h}\right)^{\frac{\beta}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}} \left(\frac{s_s}{n+g+\delta_s}\right)^{\frac{\gamma}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}} \right) (B(0)e^{gt}L)^{\frac{\phi}{1-\phi}} \qquad (۱۴)$$

بر اساس معادله فوق نیز می توان معادله متناظر با معادله شماره (۷) را به صورت زیر نوشت:

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right)^{*} = \frac{\phi}{1-\phi}\ln B(0) + \frac{\phi}{1-\phi}gt + \frac{\alpha+\phi(1-\alpha-\beta-\gamma)}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}\ln(s_k) + \frac{\beta}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}\ln(s_h) +$$

$$\frac{\gamma}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}\ln(s_s) - \frac{\alpha+\beta+\gamma}{(1-\alpha-\beta-\gamma)(1-\phi)}\ln(n+g+\delta) + \frac{\phi}{1-\phi}\ln L + \varepsilon \qquad (۱۵)$$

به این ترتیب معادلات تخمینی مطالعه شامل معادلات (۷) و (۱۵) خواهد بود. در این مطالعه از داده های بخش کشاورزی ایران برای دوره ۸۹-۱۳۵۴ استفاده شد. داده‌های مورد استفاده شامل مقادیر نرخ پس انداز انواع سرمایه شامل سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی، تولید سرانه نیروی‌کار و تولید ناخالص داخلی می‌باشد. از دو متغیر نرخ ثبت نام در نهضت سوادآموزی و همچنین نرخ ثبت نام در مدارس ابتدایی بعنوان معیاری از پس انداز سرمایه انسانی استفاده شد. در حالی که نرخ تغییرات جاده آسفالته و همچنین دسترسی به تلفن روستایی بعنوان معیاری از سرمایه اجتماعی مورد استفاده قرار گرفت. داده های مورد استفاده شامل سری زمانی متغیرهای یاد شده است که از پایگاه اطلاعاتی سازمان ملل، بانک مرکزی ایران و پایگاه اطلاعاتی FAO به دست آمد.

نتایج و بحث

یافته ها شامل دو الگو است. در الگوی نخست عوامل تولید شامل نیروی کار، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی است. در الگوی دوم همان عوامل تولید مورد استفاده در الگوی اول مورد

استفاده قرار گرفته است با این تفاوت که تکنولوژی بصورت برون زا نبوده و تابعی از سرمایه فیزیکی در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده سری زمانی بودند. لذا ابتدا رفتار آماری آنها به لحاظ ایستایی با استفاده از آزمون ریشه واحد ارزیابی گردید. لازم به ذکر است که متغیرهای یاد شده در شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته است. آزمون ایستایی متغیرها تحت دو فرض وجود عرض از مبدأ و وجود عرض از مبدأ و روند صورت گرفت. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد تمامی متغیرهای مورد استفاده دارای رفتاری ایستا هستند. برای هر یک از الگوها چهار تصریح ارایه شده است که تفاوت آنها در استفاده از شاخص های مختلف برای متغیرهای سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی است.

الگوی اول

یافته‌های الگوی اول در جدول (۱) آمده است. در تصریح اول از الگوی اول مطالعه، از نرخ ثبت نام در نهضت سوادآموزی بعنوان متغیر بیانگر سرمایه انسانی استفاده شده است در حالی که برای متغیر سرمایه اجتماعی از متغیر نرخ تغییرات جاده آسفالته روستایی بهره گرفته شده است. در الگوی رشد عمدتاً باید بر روی پارمترهای محاسباتی تمرکز نماییم. اما پیش از پرداختن به پارمترها که میزان مساعدت هر یک از انواع سرمایه به تولید سرانه (کشش تولید) را نشان می دهند بر روی ضرایب به دست آمده که در قسمت بالایی جدول ارایه شده است تمرکز خواهیم نمود. در الگوهای برآورد شده متغیر وابسته تولید سرانه نیروی کار می باشد. همانطور که مشاهده می‌شود در تصریح اول افزایش پس انداز سرمایه فیزیکی بر تولید سرانه اثر مثبت دارد و این اثر در سطح بالایی از اهمیت آماری برخوردار است. در حالی که سرمایه انسانی برخلاف سرمایه فیزیکی افزون بر اهمیت آماری پایین از علامت خلاف انتظار نیز برخوردار است. بر اساس ضرایب به دست آمده انتظار می رود ۱ درصد افزایش در نرخ پس انداز فیزیکی منجر به افزایش تولید سرانه به میزان بیش از ۰/۷ درصد شود. این رقم در مورد متغیر سرمایه اجتماعی حدود ۰/۲ درصد است و در مورد سرمایه انسانی منفی و کمتر از ۰/۱ درصد است. ضریب متغیر سرمایه گذاری سر به سر که مجموع ارقام به دست آمده برای سه نوع سرمایه است بیش از ۰/۸۳ درصد است.

اثر متغیّر شاخص سرمایه انسانی که به صورت نرخ ثبت نام در مقطع نهضت سوادآموزی لحاظ شده است برخلاف انتظار منفی می‌باشد. به این معنی که افزایش نرخ ثبت نام در این مقطع بر تولید ناخالص سرانه اثر منفی دارد. نمونه‌ای از چنین رابطه توسط معدلی (۱۳۹۰) و منگی و همکاران (۲۰۰۹) و همچنین طاهری و همکاران (۱۳۹۱) نیز گزارش شده است. از دلایل احتمالی در این خصوص می‌توان به عدم انطباق آموزش‌ها با ساختار تولید اشاره نمود. به این معنی که ممکن است

میان آموزش‌ها و مهارت‌هایی که افراد کسب می‌کنند و ساختار تولید آن‌ها انطباق لازم وجود نداشته باشد. دلیل دیگر می‌تواند نقص در نظام اشتغال و عدم اشتغال افراد در زمینه‌های تخصصی مربوطه باشد. در این خصوص می‌توان به وجود برخی از شواهد نیز اشاره نمود. به عنوان مثال در خصوص مهارت نیروی کار ماتریس تحلیل تجارت موسوم به GTAP (پروژه تحلیل تجارت جهانی، ۲۰۰۱) نیز سهم نیروی کار غیر ماهر نسبت به نیروی کار ماهر را در سطح بالایی می‌داند. مثال دیگر سهم پایین نیروی کار دارای سطح آموزش عالی در اشتغال کشور می‌باشد. بویژه در خصوص مهارت حاصل از سوادآموزی این امر بیشتر صادق خواهد بود. زیرا انتظار نمی‌رود این سطح از آموزش به مهارت کارکردی تبدیل شده و در تولید خود را نشان دهد.

در قسمت پایینی جدول مقادیر پارامترها ارایه شده است. مقدار ضریب α در واقع همان سهم سرمایه فیزیکی در تولید یا کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی را نشان می دهد. بر این اساس می‌توان گفت ۱ درصد افزایش در سرمایه فیزیکی منجر به افزایش تولید به میزان ۰/۴ درصد خواهد شد. در حالی که این رقم برای سرمایه اجتماعی تنها ۰/۱۱ درصد است و با استناد به عدم معنی داری ضریب به دست آمده، این اثر برای متغیر سرمایه انسانی برابر با صفر خواهد بود. به این ترتیب می‌توان گفت بیش از نیمی از تولید سهم دو متغیر سرمایه فیزیکی و سرمایه اجتماعی و کمتر از نیمی از باقیمانده آن سهم نیروی کار خواهد بود.

تفاوت تصریح دوم در مقایسه با تصریح اول استفاده از متغیر نرخ ثبت نام در مدارس ابتدایی بعنوان متغیر سرمایه انسانی است. همین امر نیز باعث شده است تا جهت اثرگذاری این متغیر از منفی در تصریح اول به مثبت در تصریح دوم تغییر یابد. البته در این تصریح هم اثر آن فاقد اهمیت آماری است. تفاوت مهم دیگر مقدار ضریب متغیر سرمایه‌گذاری سر به سر است. در تصریح اول این رقم در سطح ۰/۸۳ قرار داشت اما در تصریح دوم این رقم بیش از ۱/۲ می باشد. به عبارت دیگر افزایش متغیرهای رشد نیروی کار و تکنولوژی در مقایسه با تصریح اول اثر بیشتری بر تولید سرانه نیروی کار دارد. این تفاوت در اثرگذاری این متغیر در دو تصریح ناشی از تفاوت در مساعدت متغیر سرمایه انسانی است. زیرا در تصریح اول اثر آن منفی بود اما در تصریح دوم اثر آن در سطح بالاتر قرار دارد و مجموع آن با دو ضریب دیگر یعنی ضرایب متغیرهای سرمایه فیزیکی و سرمایه اجتماعی از اهمیت آماری لازم نیز برخوردار است.

نگاهی به مقادیر پارمترها نشان می دهد در تصریح دوم در مقایسه با تصریح اول وزن بیشتری به سرمایه انسانی تعلق گرفته است. به این ترتیب که مقدار ضریب متغیر سرمایه انسانی مثبت به دست

1 Global Trade Analysis Project

آمده است و از سوی دیگر در تصریح دوم در مقایسه با تصریح اول مقادیر ضرایب به دست آمده برای سرمایه فیزیکی و سرمایه اجتماعی کاهش یافته است. البته باید اذعان نمود که در این تصریح نیز مقادیر ضریب به دست آمده برای متغیر سرمایه انسانی نیز فاقد اهمیت آماری است اما به هر حال جهت مساعدت مثبت بوده است و این ضمن کاهش مساعدت دو عامل سرمایه فیزیکی و سرمایه اجتماعی حاصل شده است. به هر حال بر اساس تصریح دوم انتظار می رود ۱ درصد افزایش در متغیر سرمایه فیزیکی منجر به افزایش تولید در بخش کشاورزی به میزان حدود ۰/۳۳ درصد شود و این رقم برای متغیر سرمایه اجتماعی کمتر از ۰/۰۸ درصد است.

یافته های به دست آمده برای تصریح سوم را می توان با تصریح اول مقایسه کرد. تفاوت این دو تصریح در متغیر سرمایه اجتماعی است. در تصریح اول متغیر بیانگر سرمایه اجتماعی، تغییرات در جاده ارتباطی آسفالته است که در تصریح سوم از متغیر میزان دسترسی به ارتباط تلفنی در نقاط روستایی برای این منظور استفاده شده است. برحسب جهت اثرگذاری متغیرها بر تولید سرانه میان دو تصریح یاد شده تفاوتی مشاهده نمی شود. اما از نظر اهمیت آماری تفاوت مشاهده می شود. در تصریح اول سرمایه انسانی اثر معنی داری نشان نمی دهد در حالی که سرمایه اجتماعی دارای اثر حایز اهمیت آماری است. اما در تصریح سوم در حالی که اثر سرمایه انسانی حایز اهمیت آماری است اما متغیر پس‌انداز اجتماعی از اثرگذاری معنی‌دار باز مانده است. همچنین متغیر سرمایه‌گذاری سربه-سر در تصریح سوم برخلاف تصریح اول از اثرگذاری معنی دار بازمانده است. بر اساس پارامترهای به دست آمده انتظار می رود در ازاء ۱ درصد افزایش در سرمایه فیزیکی تولید بخش کشاورزی بیش از ۰/۴ درصد افزایش یابد. از سوی دیگر همین میزان افزایش در سرمایه انسانی می تواند حدود ۰/۱۱ درصد کاهش در تولید بخش کشاورزی را به همراه داشته باشد. پیش تر در خصوص این الگوی اثرگذاری متغیر سرمایه انسانی دلایل احتمالی ارایه گردید. اما برخلاف دو متغیر یاد شده، متغیر سرمایه اجتماعی اثر معنی داری بر تولید بخش کشاورزی نشان نداده است.

در تصریح چهارم متغیر نرخ ثبت نام در مدارس ابتدایی برای نشان دادن میزان مساعدت سرمایه انسانی و متغیر میزان دسترسی به تلفن روستایی بعنوان معیاری از سرمایه اجتماعی مورد استفاده قرار گرفته است. بر حسب متغیرهای مورد استفاده می توان این تصریح را با تصریح دوم مقایسه کرد که هر دو از متغیر سرمایه اجتماعی یکسان بهره برده اند. بطور کلی می توان بطور قیاسی عنوان نمود که این تصریح در مقایسه با سایر تصریح ها دارای تفاوت‌هایی می‌باشد. البته از نظر جهت اثرگذاری ضرایب به دست آمده با سایر تصریح ها یکسان است اما از نظر اهمیت آماری و توان توضیح دهندگی مدل دارای تفاوت می‌باشد. به‌این ترتیب که در این تصریح نیز انتظار می‌رود افزایش سرمایه فیزیکی بر تولید سرانه و همچنین تولید اثر مثبت و معنی‌دار داشته باشد. در حالی که دو متغیر

سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی علیرغم جهت اثرگذاری مشابه تصریح‌های قبل اما فاقد اثرگذاری معنی دار هستند. لذا در این تصریح تغییرات تولید تنها به سرمایه فیزیکی و نیروی کار نسبت داده شده است و متغیرهای سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی فاقد مساعدت معنی‌دار هستند. بر اساس ضریب به دست آمده برای کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی، انتظار می رود ۱ درصد افزایش در سرمایه فیزیکی بتواند تولید بخش کشاورزی را در حدود ۰/۳۳ درصد افزایش دهد. با توجه به عدم مساعدت معنی‌دار دو متغیر سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی و همچنین فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، باقیمانده تغییرات تولید در واقع باید به نیروی کار نسبت داده شود. بر اساس آماره‌های تشخیص ارایه شده می‌توان گفت تصریح های به دست آمده برای الگوی اول از توان توضیح دهندگی بالایی برخوردارند و خودهمبستگی مرتبه اول نیز در سطح پایینی قرار دارد. آنگونه که آماره F نشان می دهد این تصریح‌ها از اهمیت آماری بالایی برخوردار هستند.

الگوی دوم

در تصریح های الگوی دوم همانطور که پیش تر نیز عنوان شد تکنولوژی افزون بر بروز در قالب نیروی کار مؤثر در قالب سرمایه نیز بروز می کند. یافته‌های هر تصریح الگوی دوم را می‌توان با تصریح متناظر از الگوی اول مقایسه نمود. برحسب علامت ضرایب به دست آمده یا جهت اثرگذاری متغیرها بر تولید سرانه نیروی کار میان دو تصریح اول الگوی اول و دوم تفاوتی مشاهده نمی‌شود و در هر دو تصریح افزایش نرخ پس انداز سرمایه فیزیکی و اجتماعی بر تولید سرانه نیروی کار اثر مثبت دارد در حالی که مساعدت سرمایه انسانی به تولید سرانه منفی ارزیابی شده است. در تصریح الگوی دوم متغیر نیروی کار نیز ظاهر شده است که علیرغم اثرگذاری با جهت مثبت اما مساعدت این متغیر به تولید سرانه نیروی کار بخش کشاورزی حایز اهمیت آماری ارزیابی نشده است. بر حسب مقدار ضرایب به دست آمده از تخمین، مساعدت سرمایه فیزیکی در دو تصریح تفاوت آشکاری نشان نمی‌دهد. به این ترتیب که در تصریح الگوی دوم انتظار می رود با افزایش پس انداز سرمایه فیزیکی به میزان ۱ درصد تولید سرانه نیروی کار بیش از ۰/۷۶ درصد افزایش یابد. این رقم در مورد تصریح اول الگوی اول بیش از ۰/۷۲ درصد بود. به همین ترتیب کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی نیز تفاوت اندکی نشان می‌دهد. بر اساس یافته های الگوی اول انتظار می‌رود در ازاء ۱ درصد افزایش سرمایه فیزیکی تولید بخش کشاورزی حدود ۰/۴ درصد افزایش یابد که در الگوی دوم این رقم در حدود ۰/۳۸ درصد می باشد.

در خصوص سرمایه اجتماعی نیز تفاوت آشکاری میان دو الگو (تصریح اول) مشاهده نمی شود. در حالی که در الگوی اول افزایش نرخ پس انداز سرمایه اجتماعی به میزان ۱ درصد انتظار می رود تولید

سرانه نیروی کار را بیش از ۰/۲افزایش دهد در خصوص الگوی دوم این رقم در سطح ۰/۲۳ درصد قرار دارد. همچنین در الگوی اول ۱ درصد افزایش در سرمایه اجتماعی می‌تواند بیش از ۰/۱۱ درصد افزایش تولید در بخش کشاورزی را به همراه داشته باشد و رقم متناظر در الگوی دوم نیز بیش از ۰/۱۳ درصد می باشد.

تصریح اول دو الگو برخلاف سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی در خصوص سرمایه اجتماعی تفاوت‌های بیشتری نشان می‌دهند. در الگوی اول مساعدت نرخ پس انداز سرمایه انسانی علیرغم جهت منفی آن اما حایز اهمیت آماری ارزیابی نشد. در حالی که در الگوی دوم این اثرگذاری منفی از اهمیت آماری بالایی نیز برخوردار است. به نحوی که انتظار می‌رود با افزایش نرخ پس انداز سرمایه انسانی به میزان ۱ درصد تولید سرانه نیروی کار در حدود ۰/۳ درصد کاهش یابد. به بیان کشش این تفاوت حتی به فراتر از سه برابر می رسد. درخصوص دلایل احتمالی اثر منفی سرمایه انسانی نیز پیش تر مطالبی ارایه شد. به این ترتیب بر اساس یافته‌های تصریح اول در مجموع می توان گفت در شرایطی که تکنولوژی افزون بر نیروی کار در قالب سرمایه فیزیکی نیز لحاظ شود، مساعدت سرمایه فیزیکی و اجتماعی چندان دچار دستخوش تغییر نخواهد شد اما مساعدت سرمایه انسانی بطور بارزی با افزایش اهمیت مواجه خواهد بود که هم شامل مقدار مطلق ضریب و هم شامل اهمیت آماری می باشد.

نتایج به دست آمده برای تصریح دوم الگوی دوم افزون بر تفاوت قابل ملاحظه با تصریح دوم الگوی اول، با تصریح قبل که در جدول (۲) ارایه شده است نیز دارای تفاوت است. در این تصریح برخلاف تصریح های قبل افزایش نرخ پس انداز سرمایه فیزیکی بر تولید سرانه نیروی کار اثر منفی دارد. البته باید توجه داشت که بر اساس ضریب کشش اثر افزایش سرمایه فیزیکی بر تولید مثبت به دست آمده است. تفاوت مهم دیگر این تصریح (تصریح دوم) در مقایسه با تصریح متناظر از الگوی اول آن است که متغیرهای پس انداز سرمایه انسانی و اجتماعی نیز از اثرگذاری معنی دار بر تولید سرانه نیروی کار باز مانده‌اند. البته در مورد هر دو متغیر یاد شده جهت علامت مثبت و مبتنی بر انتظار است اما این اثرگذاری از اهمیت آماری پایین برخوردار است. برخلاف متغیرهای مربوط به انواع سرمایه ضریب به دست آمده برای متغیر نیروی کار هم از اهمیت آماری بالایی برخوردار است. با افزایش نیروی کار به میزان ۱ درصد انتظار می رود تولید سرانه در حدود ۰/۳۱ درصد کاهش یابد. به عبارتی با فرض ثابت بودن سایر شرایط و از جمله سطح سرمایه، افزایش نیروی کار در اقتصاد می تواند منجر به کاهش تولید سرانه شود. همانطور که مقادیر کشش‌ها نشان می‌دهد انتظار می‌رود افزایش سرمایه فیزیکی به میزان ۱ درصد تولید بخش کشاورزی را بیش از ۰/۲ درصد افزایش دهد. اما همانند آنچه در مورد متغیرهای نرخ پس انداز سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی عنوان شد، مقادیر پارامترهای

کشش به دست آمده برای متغیرهای یاد شده نیز فاقد اهمیت آماری لازم هستند. بخش عمده‌ای از تغییرات تولید سرانه نیروی کار با استفاده از متغیر با وقفه تولید سرانه قابل توضیح است. لذا باید به ضریب متغیر با وقفه نیز توجه شود. به دنبال وجود خودهمبستگی جملات اخلال در سطح بالا از متغیر با وقفه متغیر وابسته استفاده گردید. متغیر سرمایه‌گذاری سربه‌سر اثر نیروی کار را در خود دارد. به اعتبار ضریب این متغیر، افزایش متغیرهای تکنولوژی و رشد نیروی کار می‌تواند به دنبال جذب وجوه سرمایه منجر به کاهش تولید سرانه نیروی کار شود. البته باید دقت داشت که این جذب وجوه در ادامه منحر به افزایش تولید می شود.

تصریح سوم از الگوی دوم مطالعه متناظر با تصریح سوم از الگوی اول است. با این تفاوت که در این تصریح برخلاف تصریح اول الگوی اول تکنولوژی افزون بر نیروی کار در قالب سرمایه فیزیکی نیز متبلور می شود. بر حسب جهت اثرگذاری بر متغیر تولید سرانه میان دو تصریح یاد شده تفاوت هایی مشاهده می شود. به این ترتیب که در این تصریح برخلاف تصرح سوم الگوی اول، افزایش نرخ پس انداز سرمایه فیزیکی منجر به کاهش تولید سرانه نیروی کار خواهد شد. در حالی که پیش‌تر در جدول (۱) مشاهده شد که افزایش نرخ پس انداز سرمایه فیزیکی می تواند منجر به افزایش تولید سرانه نیروی کار شود. البته بر حسب اثر متغیر سرمایه فیزیکی بر تولید (کشش) میان دو تصریح تشابه وجود دارد و در هر دو مورد افزایش سرمایه فیزیکی منجر به افزایش تولید در بخش کشاورزی خواهد شد. در حالی که در جدول (۱) مشاهده گردید که افزایش سرمایه انسانی منجر به کاهش تولید سرانه و تولید بخش کشاورزی خواهد شد در اینجا مشاهده می‌شود که افزایش نرخ پس انداز سرمایه انسانی که متغیر ثبت نام در نهضت سوادآموزی آن را نمایندگی می کند بر تولید سرانه اثر مثبت دارد و افزایش سرمایه انسانی آنگونه که ضریب کشش نشان می دهد قادر است در ازاء ۱ درصد افزایش خود، تولید بخش کشاورزی را بیش از ۰/۱۱ درصد افزایش دهد. برخلاف سرمایه انسانی، سرمایه اجتماعی همانند تصریح الگوی اول بر تولید سرانه و تولید بخش کشاورزی اثر معنی‌دار ندارد. البته جهت اثرگذاری آن مثبت و مبتنی بر انتظار است اما فاقد اهمیت آماری است. افزایش نیروی کار می تواند بر تولید سرانه نیروی کار اثر منفی داشته باشد. به این ترتیب که با افزایش نیروی کار به میزان ۱ درصد انتظار می رود تولید سرانه بیش از یک سوم درصد کاهش یابد. بخش وسیعی از تغییرات تولید سرانه نیروی کار در این تصریح با استفاده از متغیر وقفه مرتبه اول تولید سرانه قابل توضیح است که خود می تواند اثر متغیرهای خارج از الگو و یا متغیرهای مورد استفاده در مدل را نشان دهد که با تأخیر بر تولید سرانه اثرگذار هستند. در الگوی اول برای تصریح متناظر (تصریح سوم) کشش سرمایه فیزیکی برابر با ۰/۴۱ به دست آمد در حالی که در این تصریح همانطور که در قسمت انتهایی جدول نیز آمده است برابر با ۰/۲۸ می‌باشد. لذا این تصریح برای سرمایه فیزیکی نقش

کمتری قایل است. این امر ممکن است ناشی از آن باشد که بخشی از نقش سرمایه در واقع به تکنولوژی نسبت داده می شود. از سوی دیگر در خصوص کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی دو تصریح عکس یکدیگر هستند و در حالی که الگوی اول مساعدت سرمایه انسانی را در تولید بخش کشاورزی منفی ارزیابی می کند در این تصریح برای سرمایه انسانی نقش مثبت حاصل شده است. اما در هر دو تصریح برای متغیر سرمایه اجتماعی نقش حایز اهمیتی به دست نیامده است. همچنین مهمترین تفاوت این تصریح در مقایسه با دو تصریح قبل از الگوی سوم نقش بارز متغیر سرمایه انسانی است. در این تصریح مساعدت سرمایه انسانی به تولید اگرچه اندک اما مثبت ارزیابی شده است.

در تصریح چهارم از الگوی دوم نتایج متفاوت تری مشاهده می شود. به این ترتیب که در این تصریح برخلاف تمامی تصریح های پیشین نقش سرمایه فیزیکی در تولید بخش کشاورزی آنگونه که کشش محاسبه شده برای این متغیر نشان می‌دهد حایز اهمیت آماری نمی باشد. البته اهمیت آماری آن در سطح معنی داری ۱۵ درصد و بالاتر قابل قبول است اما در سطوح معنی‌داری ۱۰ درصد و کمتر که در این مطالعه مبنای قضاوت در خصوص ضرایب است، اهمیت آماری آن مورد پذیرش قرار نگرفت. در این تصریح نیز متغیر سرمایه انسانی دارای نقش ملموسی نیست. ضریب متغیر نرخ پس انداز سرمایه انسانی در تابع تولید سرانه هر چند دارای علامت منفی می‌باشد اما از اهمیت آماری پایین برخوردار است و کشش متناظر با این ضریب نیز از اهمیت آماری لازم برخوردار نیست. لذا می‌توان گفت در الگوی دوم همانند الگوی اول جهت اثرگذاری احتمالی متغیر سرمایه انسانی منفی اما فاقد اهمیت آماری می‌باشد. سرمایه اجتماعی در تصریح چهارم الگوی دوم از اهمیت بالایی برخوردار است و این اهمیت هم در ضریب و هم در اهمیت آماری آن منعکس شده است. البته در الگوی اول نیز ضریب بالایی برای این متغیر به دست آمده است اما اهمیت آماری آن پایین است (جدول ۱). در تابع تولید برآورد شده انتظار می رود ۱ درصد افزایش در نرخ پس انداز سرمایه اجتماعی منجر به افزایش تولید سرانه به میزان ۰/۳۲ درصد شود. به همین ترتیب افزایش سرمایه اجتماعی به میزان ۱ درصد می تواند تولید بخش کشاورزی را حدود ۰/۳ درصد افزایش دهد. این ضریب از اهمیت آماری بالایی نیز برخوردار است. همانند تصریح های قبلی الگوی دوم، در اینجا نیز انتظار می رود افزایش نیروی کار بر تولید سرانه نیروی کار اثر منفی برجای بگذارد. به این ترتیب که در ازاء ۱ درصد افزایش نیروی کار تولید سرانه آن بیش از یک چهارم درصد کاهش خواهد یافت. البته بخشی از اثرگذاری متغیرها را باید در قالب متغیر با وقفه تولید سرانه جستجو نمود. بویژه اینکه برخلاف سایر متغیرها در تابع تولید برآورد شده اثر آن در سطح بالایی قرار دارد و از اهمیت بسیار بالایی نیز برخوردار است. استفاده از این متغیر منجر به کاهش خودهمبستگی میان جملات اخلال نیز گردید.

تصریح های به دست آمده برای الگوی دوم نیز به اعتبار آماره‌های تشخیص مطلوب است. بویژه اینکه در مقایسه با الگوی اول آماره خوبی برازش ضریب بالایی نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که در تصریح‌هایی که از متغیر با وقفه متغیر وابسته استفاده شده است، برای تخمین از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) بهره گرفته شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه با هدف تحلیل نقش انواع سرمایه در بخش کشاورزی صورت گرفت. برای این منظور از الگوی رشد نئوکلاسیک استفاده گردید در حالی که مواردی از تعمیم و توسعه مدل نیز مورد توجه قرار گرفته است. به این ترتیب که سرمایه افزون بر سرمایه فیزیکی شامل سرمایه انسانی و همچنین سرمایه اجتماعی در نظر گرفته شد. از دیگر جنبه های متفاوت مطالعه درنظرگرفتن تکنولوژی تابعی از سرمایه فیزیکی است. یعنی تکنولوژی افزون بر این که در قالب نیروی کار متبلور می شود در قالب سرمایه فیزیکی نیز ظاهر می‌شود. بر اساس یافته‌ها به نظر می‌رسد نقش سرمایه فیزیکی در بخش کشاورزی ایران از سایر انواع سرمایه بیشتر است و در اغلب تصریح‌ها بازده سرمایه فیزیکی ۰/۴-۰/۳ حاصل گردید. البته این یافته مبتنی بر انتظار است. زیرا در حال حاضر عموماً برای اقتصادی های ثروتمند این رقم کمتر از ۰/۳ و برای کشورهای دارای انباشت پایین بیش از ۰/۳ است (ایشی و سوادا، ۲۰۰۹). این سطح بازدهی می تواند حاکی از انباشت پایین سرمایه در این بخش باشد لذا می توان بعنوان توصیه مبتنی بر بازار زمینه‌سازی ورود سرمایه گذاری خصوصی را توصیه نمود. ممکن است بر این اساس بتوان به پتانسیل جذب سرمایه‌های خارجی نیز اشاره نمود و بعنوان یک توصیه سیاستی آن را مطرح نمود.

مشاهده شد که سرمایه انسانی دارای مساعدت حایز اهمیتی نمی باشد. بعنوان دلایل احتمالی منابعی برای این نتیجه دور از انتظار ذکر شد. نمونه‌ای از چنین رابطه در مطالعات دیگر (معدلی، ۱۳۹۰؛ منگی و همکاران، ۲۰۰۹؛ طاهری و همکاران، ۱۳۹۱) نیز گزارش شده است. از دلایل احتمالی در این خصوص می‌توان به عدم انطباق آموزش‌ها با ساختار تولید اشاره نمود. به این معنی که ممکن است میان آموزش‌ها و مهارت‌هایی که افراد کسب می‌کنند و ساختار تولید کشاورزی ایران انطباق لازم وجود نداشته باشد. دلیل دیگر می‌تواند نقص در نظام اشتغال و عدم اشتغال افراد در زمینه‌های تخصصی مربوطه باشد. اما به هر حال می توان گفت انباشت پایین و نامتناسب سرمایه انسانی می تواند نشان دهنده سنتی بودن الگوی تولید کشاورزی باشد. با توجه به اینکه خدمات آموزش نیروی کار عمدتاً جزو خدمات عمومی است لذا توصیه می شود دولت در زمینه آموزش نیروی انسانی بویژه با جهت گیری آموزش متناسب با فعالیت‌های روستایی و کشاورزی گام بردارد.

سرمایه اجتماعی بطور نسبی دارای نقش مهمی در تولید کشاورزی است و به نظر می رسد افزایش زمینه ارتباطات روستایی مانند جاده و همچنین خدمات ارتباط اطلاعاتی می تواند بر تولید در این بخش اثر مثبت گذارد. لذا ضمن اشاره به پیامدهای اجتماعی صرف، باید گفت یافته های مطالعه پیامدهای اقتصادی این خدمات را نیز تأیید می کند و می تواند توسعه زیرساخت ها را بعنوان یک نهاده مؤثر در تولید کشاورزی خاطرنشان نماید.

در الگوی رشد نئوکلاسیکی برآورد شده بازده نسبت به مقیاس ثابت فرض شده است و این فرض در قالب یک قید اعمال شده است. تحت فرض یاد شده می توان گفت در اغلب تصریح ها بیش از نیمی از بازده تولید به نیروی کار تعلق گرفته است و لذا در مورد نیروی کار که پیش‌تر به نقش کم اهمیت متغیر سرمایه انسانی اشاره شد باید گفت از نظر کمی اثر مهمی در تولید بخش کشاورزی دارد اما نقش کیفی آن در قالب متغیر سرمایه انسانی مورد تردید است. البته بخشی از نقش نیروی کار در قالب متغیر تکنولوژی متبلور می شود که وجود نقش مثبت برای مجموع متغیرهای سرمایه‌ای تلویحاً می‌تواند نقش مثبت تکنولوژی را نیز تبیین نماید. بویژه آنکه در الگوی دوم مشخص گردید که فرض "تکنولوژی تابعی از سرمایه فیزیکی" چندان مقبول نیست و نتایج به دست آمده از این فرض حمایت نمی کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. ربیعی، م. (۱۳۸۸). اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران. مجله دانش و توسعه. سال شانزدهم. شماره ۲۶: ۱۴۲-۱۲۲.

۲. رحمانی، ت. و م. امیری (۱۳۸۶). بررسی تأثیر اعتماد بررشد اقتصادی در استان های ایران با روش اقتصادسنجی فضائی. تهران: مجله تحقیقات اقتصادی، ش۷۸.

۳. رنانی، م. عماد زاده، م. و ر. مؤیدفر (۱۳۸۵). سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی. اصفهان: مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، ش ۲.

۴. سلطانی، غ. ر. (۱۳۸۳). تعیین نرخ بازده سرمایه گذاری در بخش کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال دوازدهم. شماره ۴۵: ۴۰-۱۹.

۵. صالحی، م. ج. (۱۳۸۱). اثرات سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران. فصلنامه پژوهش و برنامه ریزی در آموزش عالی. شماره ۲۳ و ۲۴: ۷۳-۴۳.

۶. صفدری، م. کریم، م. ح. و م. ر. خسروی (۱۳۸۷). بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی رشد اقتصادی ایران. تهران: فصلنامه اقتصادی مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)، ش ۲.

۷. طاهری، ف. موسوی، س. ن. و ز. فرجزاده (۱۳۹۱). تحلیل اثر تجارت بر انتشار آلودگی در میان گروهی از کشورهای درحال توسعه. مجله علمی – پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی. جلد ۴. شماره ۲: ۶۷-۴۷.

۸. فوکویاما، ف. (۱۳۷۹). پایان نظم، سرمایه اجتماعی و حفظ آن. ترجمه غلام عباس توسلی، انتشارات جامعه ایرانیان.

۹. متفکر آزاد، م. ع. بهشتی، م. ب. و س. ممی‌پور (۱۳۸۸). تأثیر سرمایه ی انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران در چارچوب مدل جیمز ریمو. پژوهشنامه علوم اقتصادی. سال نهم. ۳۲ (۱): ۱۴۸-۱۲۴.

۱۰. معدلی، ف. (۱۳۹۰). محاسبه بازده کل سرمایه اجتماعی در کشورهای منتخب درحال توسعه (براساس تعمیم مجدد مدل رشد تعمیم یافته سولو). پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی. دانشگاه شیراز. شیراز.

۱۱. منظور، د. و م. یادی پور (۱۳۸۷). سرمایه اجتماعی عامل توسعه اجتماعی و اقتصادی. فصلنامه راهبرد توسعه، شماره۱۵.

۱۲. مهرابی بشرآبادی، ح. اسلامی، م. ر. شرافتمند، ح. و ع.ا. باغستانی (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر بهره وری سرمایه در زیربخش های کشاورزی ایران. اقتصاد کشاورزی. جلد ۵. شماره ۱: ۳۶-۱۷.

13. Beugelsdijk, S. Smulders, S. (2004). Capital and Economic Growth. Tilburg University, Department Economics, Mimeo.
14. Bosworth, B. Collins, S. M. (2007). Accounting for growth: Comparing China and India (NBER Working Paper Series, No. 12943).
15. Chou, Y. K. (2006). Three Simple Models of Social Capital and Economic Growth. The Journal of Socio-Economics, 35: 889˚912.
16. Dasgapta, P. Serageldin, I. (2000). Social Capital: A multifaceted perspective. World Bank. Washington, DC.
17. Fan, S. (1997). Production and productivity growth in Chinese agriculture: new measurement and evidence. Food Policy, 22 (3): 213.228.
18. Food and Agriculture Organization. 2009. Statistical Database, http://www.fao.org.
19. Global Trade Analysis Project, 2001. Available online at: https: //www.gtap.agecon.purdue.edu/.
20. Griliches, Z. (1963). The sources of measured productivity growth: United States agriculture, 1940-1960. Journal of Politic Economy, 71(4): 331-346.
21. Ishise. H. & Y. Sawada. (2009). Aggregate Returns to Social Capital: Estimates Based on the Augmented Augmented-Solow Model. Journal of Macroeconomics, Elsevier, 31(3): 376-393.
22. Knack, S. Keefer, P. (1997). Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation. Quarterly Journal of Economics, 112: 1251˚1288.
23. Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. Journal of Monetary Economics, 22: 3-42.
24. Luh, Y. H., Chang, C. C., Huang, F. M. (2008). Efficiency change and productivity growth in agriculture: A comparative analysis for selected East Asian economies. Journal of Asian Economics, 19: 312˚324.
25. Managi, S. Hibi, A. and Tsurumi, T. 2009. Does trade Openness Improve Environmental Quality?. Journal of Environmental Economics and Management, 58: 346˚363.
26. Mankiw, N. G., D. Romer & D. N. Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 107(2): 407-437.

27. Nehru, V. Dhareshwar, A. (1994). New estimates of total factor productivity growth for developing and industrial countries (World Bank Policy Research Working Paper, No. 1313).
28. Rao, B. B. (2010). Estimates of the steady state growth rates for selected Asian countries with an extended Solow model. Economic Modelling 27 (2010) 46˚53.
29. Romer, P. (1986). Increasing returns and long run growth. Journal of Political Economy, 94: 1002-1037.
30. Schultz, T. W. (1963). The economic value of education. New York, USA: Columbia University Press.
31. Sebri, M. Abid, M. (2012). Energy use for economic growth: A trivariate analysis from Tunisian agriculture sector. Energy Policy, 48: 711˚716.
32. UN Statistical Databases. (2008). http://data.un.org.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست‌ها

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی