

بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران^۱

محمدعلی متفکر آزاد^۲

سیدکمال صادقی^۳

زهرا کریمی تکانلو^۴

رضا رنج‌پور^۵

زهرا روستا^۶

چکیده

در دنیای امروز با توجه به پیچیدگی‌های حاکم بر روابط بین تولید، توزیع و مصرف، مفهوم واژه سرمایه نمی‌تواند به شکل‌های سنتی آن، مانند ساختمان‌ها و تجهیزات، سرمایه‌های مالی و سرمایه‌های انسانی محدود باشد. بلکه، با توجه به اهمیت نقش ساختارها، هنجارها و روابط اجتماعی حاکم در بین افراد جامعه بر متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، بایستی سرمایه به گستره‌های فراتر از شکل‌های سنتی آن و به صورت سرمایه اجتماعی اطلاق شود. با توجه به این مهم، سرمایه اجتماعی از جمله مفاهیم جدیدی است که در دهه‌های اخیر جزو مباحث اصلی محافل و تحقیقات اقتصادی گردیده و تأثیر این متغیر مهم بر روی متغیرهای کلان اقتصادی علی‌الخصوص، رشد و توسعه اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید مطالعه شده است. در این مقاله ارتباط میان سرمایه اجتماعی و بهره‌وری کل عوامل تولید بر اساس روش ARDL و در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۰ مورد بحث و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت نشانگر تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار سرمایه اجتماعی، بر بهره‌وری کل عوامل تولیدند. با توجه به یافته‌های تحقیق می‌توان از طریق تقویت سرمایه اجتماعی، که جزو اصول اصلی نظام جمهوری اسلامی ایران است بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیرگذار بود و آن را به صورت درونزا تقویت نمود.

واژگان کلیدی: سرمایه اجتماعی، بهره‌وری کل عوامل تولید، مدل ARDL (JEL Classification: C41, E24, C47)

۱- این مقاله مستخرج از گزارش نهایی طرح پژوهشی تحت عنوان "بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و بهره‌وری در ایران" است که از محل اعتبارات پژوهشی دانشگاه تبریز اجرا گردیده است.

۲- Email:m.motafakker@gmail.com

۳- Email:sadeghiseyedkamel@gmail.com

۴- Email:zkarimi1355@yahoo.com

۵- Email:rranjpour@yahoo.com

۶- Email:rousta@yahoo.com

۲- استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز

۳- دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز

۴- نویسنده مسئول: استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز

۵- استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز

۶- دانش آموخته‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد

مقدمه

سرمایه اجتماعی با توجه به تعریف آن، که حاصل تعاملات و هنجارهای گروهی و اجتماعی نظیر اعتماد متقابل، تعامل اجتماعی متقابل، گروه‌های اجتماعی، احساس هویت جمعی و گروهی، احساس وجود تصویری مشترک از آینده و کار گروهی در یک نظام اجتماعی است، می‌تواند با ایجاد نوعی تعاون خود انگیزه منبع مهمی برای بهره‌وری به‌شمار رود. به طوری که افزایش و تقویت آن می‌تواند موجب پایین آمدن جدی سطح هزینه‌های اداره فرآیند توسعه جامعه و نیز هزینه‌های عملیاتی سازمان‌ها و بنگاه‌ها گردد و در نهایت موجب افزایش بهره‌وری جامعه شود. اهمیت این سرمایه، به میزانی است که از آن به‌عنوان ثروت نامرئی یک کشور یاد می‌کنند و از این رهگذر است که انسجام، اعتماد متقابل و حسن اطمینان و همبستگی در جامعه فراهم می‌شود و هر گونه کاهش در آن، به کاهش مشارکت‌های سیاسی، فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی شهروندان منجر می‌شود و هم‌چنین رشد آسیب‌ها و جرایم اجتماعی، بی‌اعتمادی، یأس و ناامیدی، احساس محرومیت نسبی و بسیاری از ناهنجاری‌ها نتیجه تقلیل سرمایه اجتماعی است که از بعد اقتصادی می‌تواند خود را در قالب تضعیف بهره‌وری عوامل تولید نشان دهد.

بهره‌وری کل عوامل تولید^۱ (TFP)، معیاری برای محاسبه میزان بهره‌وری در یک سازمان است. لذا افزایش آن در یک سازمان می‌تواند به پیشرفت در بازار رقابتی، بهبود عملکرد بخش‌های مختلف، نزدیک شدن هر چه بیشتر به اهداف برنامه‌ریزی شده منجر گردد. به بیان دیگر شاخص بهره‌وری کل عوامل، سهم کل ستانده از بهبود کارایی و پیشرفت فنی را نشان می‌دهد. مفهوم بهره‌وری کل عوامل تولید، زمانی اهمیت پیدا کرد که سازمان‌ها دریافتند که رشد ستانده به دلیل محدودیت‌های موجود برای منابع مورد استفاده، نمی‌تواند در بلندمدت از طریق رشد مداوم نهاده به‌دست آید. به بیان دیگر هر چه منابع بیشتر مورد استفاده قرار گیرند، تضمین رشد پایدار ستانده کمتر می‌شود؛ لذا برای رشد پایدار

1- Total Factor Productivity

ستانده، رشد TFP ضروری است. این مسأله توجه بیشتر مدیران و تصمیم‌گیران را به تلاش برای دستیابی ارزش‌های بهبود یافته و دقیق‌تر جهت رشد بهره‌وری، که فعالیتی مستمر است، می‌طلبد. در این راستا سرمایه اجتماعی، که بر اشکالی از سازمان اجتماعی چون اعتماد، قواعد و شبکه‌ها دلالت دارد، می‌تواند کارایی سازمان‌ها و جامعه را از طریق کنش‌های متناسب تسهیل کنند. به طوری که افزایش و تقویت آن می‌تواند موجب پایین آمدن جدی سطح هزینه‌های اداره فرآیند توسعه و جامعه و نیز هزینه‌های عملیاتی سازمان‌ها و بنگاه‌ها شود و بهره‌وری آنان را افزایش دهد. از سوی دیگر، طرح بحث سرمایه اجتماعی در ایران می‌تواند با تصحیح دیدگاه‌ها نسبت به مباحث مربوط به توسعه اقتصادی و عوامل موثر روی تسریع فرآیند توسعه، چشم‌اندازهای جدیدی پیش روی قرار دهد. بنابراین، پذیرش مفهوم سرمایه اجتماعی به معنای توجه به جنبه‌ها و بسترهای غیراقتصادی حاکم بر روابط اقتصادی در جوامع، می‌تواند ضریب موفقیت سیاست‌گذاری‌ها را در ایران افزایش دهد. این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. پس از بیان مقدمه، مبانی نظری و پیشینه تحقیق ذکر خواهد شد. در قسمت سوم به معرفی روش تحقیق خواهیم پرداخت و دو قسمت بعدی به ارائه نتایج تحقیق و پیشنهادها اختصاص خواهد یافت.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مبانی نظری

لغت سرمایه اجتماعی با مفهوم متفاوت در سال ۱۸۹۰ توسط آلفرد مارشال به کار برده شد. وول‌کاک^۱ (۱۹۹۸)، در مقاله خود، لیدیا چودسون هانیفان^۲ (۱۹۲۰)، و جین ژاکوب^۳ (۱۹۶۷) را به‌عنوان اولین پشتیبانان مفهوم جدید سرمایه اجتماعی معرفی کرده است. گتورگ زیمل^۴

1- Woolcock

2- Hanifan

3- Jane Jacobs

4- Simmel

در آلمان و امیل دورکیم^۱ در فرانسه را نیز می‌توان از آغازگران این بحث دانست شارع‌پور، (۱۳۸۳). با همه این اوصاف، می‌توان سرنخ اصلی این مفهوم را قبل از اینها و در دوره گسترش جامعه‌شناسی اقتصادی جستجو کرد، به‌خصوص در نوشته‌های وبر^۲ ردپایی از این مفهوم و تأثیرش بر اقتصاد را می‌توان یافت تریگیلا^۳ (۲۰۰۱). علاوه بر وبر، بوردیو را می‌توان از تأثیرگذارترین جامعه‌شناسان بر این مفهوم دانست. به اعتقاد بوردیو سرمایه اقتصادی ریشه تمام انواع سرمایه‌هاست (بوردیو، ۱۹۹۲). هم‌چنین سرمایه اجتماعی مجموعه منابع واقعی یا مجازی است که از طریق داشتن شبکه‌های پایا و کم و بیش نهادینه شده روابط دو طرفه آشنایی و شناخت، برای یک فرد یا گروه انباشته می‌شود (بوردیو و واکوانت^۴، ۱۹۹۲). با این‌که سهم بوردیو در اشاعه این مفهوم انکارناپذیر است، اما نظریات او از ایراد هم خالی نیست. به‌خصوص این‌که او سرمایه اجتماعی را دارایی انحصاری نخبگان می‌داند که برای حفظ موقعیت نسبی آنها طراحی شده است. او بیش از حد بر نقش سرمایه اجتماعی متکی بر روابط خویشاوندی تأکید می‌کند و علی‌رغم دغدغه‌های وی برای تصدیق عامل، به‌نظر می‌رسد نظریه او در یک مدل نسبتاً ایستا از سلسله مراتب اجتماعی ریشه دارد.

از دیگر مطالعات تأثیرگذار در این حوزه می‌توان به مطالعات کلمن اشاره کرد. کلمن طی مطالعه‌ای در سال ۱۹۶۱، در جامعه دانش‌آموزان دبیرستانی شیکاگو، گزارش داد که گروه همسالان در شکل دادن دیدگاه‌های نوجوانان نسبت به بزرگسالان مسئول تأثیرات بیشتری دارد. هم‌چنین او نتیجه می‌گیرد که اجتماعات، برای سرمایه اجتماعی منبع هستند که تأثیرات کاستی‌های اجتماعی و اقتصادی را جبران می‌کنند، کلمن و هافر^۵ (۱۹۸۷). او سرمایه اجتماعی را منبعی قابل دسترس برای کنشگر از طریق روابط اجتماعی وی عنوان کرد. با استفاده از تمایز اقتصادی نسبی میان کالاهای عمومی و خصوصی، وی توضیح داد

1- Emile Durkheim
2- Weber
3- Triglia
4- Bourdieu & Wacquant
5- Coleman & Hoffer

که سرمایه اجتماعی چگونه به فهم مسأله کنش جمعی کمک می‌کند. برعکس سرمایه انسانی و فیزیکی که معمولاً کالایی خصوصی تلقی می‌شوند، سرمایه اجتماعی را کالایی ماهیتاً جمعی معرفی می‌کند که نه تنها کسانی که تلاش‌های آنها برای تحقق بخشیدن به آن لازم است بلکه توسط تمام کسانی که بخشی از یک ساختار هستند، ساخته می‌شود و به آنها سود می‌رساند و (کلمن^۱، ۸۹-۱۹۸۸: ۱۱۶). تعریف کلمن از سرمایه اجتماعی، بُعد فردی را به بُعد جمعی متصل می‌کند. او به‌وضوح سرمایه اجتماعی را به‌عنوان یک مجموعه سرمایه‌ای برای فرد تلقی می‌کند و آن را سازنده منابع ساختاری اجتماع می‌داند (کلمن^۲، ۱۹۹۴: ۳۰۲).

جایگاه مهم پاتنام در مباحث مربوط به سرمایه اجتماعی به تحقیق وی درباره دولت منطقه‌ای در ایتالیا مربوط است. او سعی کرد نشان دهد که بین مدیریت منطقه‌ای در شمال و جنوب ایتالیا تفاوت وجود دارد و سپس او از مفهوم سرمایه اجتماعی استفاده کرد تا این تفاوت‌ها را در تعهد مدنی بیشتر روشن سازد. وی در تعریفی از سرمایه اجتماعی بیان می‌کند: منظور من از سرمایه اجتماعی جلوه‌هایی از حیات اجتماعی است - شبکه‌ها، هنجارها و اعتماد - که مشارکت‌کنندگان را قادر می‌سازد به شکل کاراتری با هم برای رسیدن به چیزهای مشترک عمل کنند (پاتنام، ۱۹۹۳: ۵۶).

به‌طور خلاصه از جمع‌بندی نظریه‌های مطرح در این حوزه می‌توان گفت که بورديو سرمایه اجتماعی را دارایی می‌داند که گروه‌های نخبه در تلاش خود برای ظاهرسازی از آن استفاده می‌کنند، به‌خصوص آنهایی که سرمایه مالی یا فرهنگی اندکی دارند. از دید کلمن سرمایه اجتماعی برای افراد و گروه‌های بدون امتیاز منبع است، اما او از این نظر که آن را به افراد و خانواده‌ها متعلق می‌داند با بورديو اتفاق نظر دارد. پاتنام این مفهوم را بیشتر گسترش داد و آن را برای کارکردها در سطح جامعه منبع دانست. این جنبه کار پاتنام تأکید فراوان

1- Coleman

2- Coleman

وی را بر جنبه مثبت سرمایه اجتماعی روشن می‌کند. اگر پاتنام و کلمن گرایش دارند که اهمیت قدرت نابرابری‌ها را در دیدگاه خود را دست کم بگیرند، بوردیو متهم است به این که اهمیت سرمایه اجتماعی برای گروه‌های بدون امتیاز را دست کم می‌گیرد (هیبیت و همکاران^۱، ۲۰۰۱: ۱۴۵).

پیشینه مطالعات تجربی داخلی و خارجی

در این قسمت به بررسی و جمع‌بندی پژوهش‌ها و مطالعات صورت گرفته در این زمینه پرداخته شده است:

مطالعات خارجی

فوکویاما^۲ (۱۹۹۵)، تحقیقات گسترده‌ای در مورد نقش اعتماد در سازمان‌ها انجام داد و این تز را مطرح کرد که تفاوت کشورها به لحاظ ساختار صنعتی‌شان بیش از آن که به سطح توسعه آنها مرتبط باشد، به سرمایه اجتماعی آنها وابستگی دارد. از جمله شاخص‌های مد نظر وی میزان اعتماد افراد یک جامعه به هم و نیز مشارکت آنها در تشکیل گروه‌ها و انجمن‌ها بود. بر اساس بررسی‌های او، کشورهایمانند تایوان، هنگ‌کنگ، ایتالیا و فرانسه کشورهای با سطح اعتماد پایین در مقابل کشورهایمانند آلمان، آمریکا و ژاپن با سطح اعتماد بالا قرار می‌گیرند. بر اساس اعتقاد فوکویاما سطح بالاتر اعتماد در یک جامعه، کاراتر بودن اقتصاد آن جامعه را به دنبال خواهد داشت.

ناک و کیفر^۳ (۱۹۹۷)، در مطالعات خود به این موضوع پی بردند که بین رشد اقتصادی و اعتماد رابطه مستقیم وجود دارد. شاخص‌های مورد استفاده آنها در اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی عبارتند از: کیفیت نهادهای سیاسی، حقوقی و اقتصادی یک جامعه. آنها بیان می‌کنند که زندگی کردن در جوامعی که سطح اعتماد میان افراد آن بالا است، هزینه

1- Hibbit et al

2- Fukuyama

3- Knack & Keefer

کمتری را برای مراقبت از خود در مبادلات اقتصادی تحمیل می‌کند، قراردادهای مکتوب کمتر مورد نیاز می‌شود و افراد مجبور نیستند برای هر اتفاق احتمالی، چاره‌ای بیندیشند.

چو^۱ (۲۰۰۶)، سعی در تشریح سه مدل نظری از اثرگذاری سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی داشته است. در مدل‌های مورد مطالعه، تأثیرگذاری سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی به‌واسطه این مفاهیم دسته‌بندی و بیان شده است: تأثیر بر انباشت سرمایه انسانی و رشد، تأثیر بر توسعه مالی از طریق اثرات آن بر اعتماد جمعی و هنجارهای اجتماعی، تسهیل شبکه‌سازی بین بنگاه‌ها و خلق و ایجاد نوآوری و فناوری. وی در مطالعه خود مدل‌های ایستای مقایسه‌ای و مدل‌های پویا از تأثیرگذاری سرمایه اجتماعی را بیان کرده است که زمینه را برای انجام کارهای تجربی در زمینه بررسی تفاوت بین سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی مناطق و کشورهای مختلف ایجاد می‌کند.

مطالعات داخلی

کاظمی (۱۳۸۳)، در مطالعه‌ای سعی کرده است تا با استفاده از نتایج منتشر شده نظرسنجی پیمایش نگرش‌ها و ارزش‌های ایرانیان، انجام شده توسط وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی که در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۱ انجام شده است و مقایسه آن با نظرسنجی انجام شده توسط پژوهشکده علوم ارتباطی و توسعه ایران در سال ۱۳۵۳، تغییر در میزان اعتماد را در جامعه ایران به‌طور تجربی بررسی کند. وی نشان می‌دهد که مسأله‌ای به نام بحران اعتماد در جامعه وجود دارد و تأثیر این بحران بر سایر جنبه‌های زندگی اجتماعی در ایران مشهود است. نتایج به‌دست آمده حاکی از این است که افراد صرفاً به اعضای خانواده خود اعتماد دارند و به سایرین اعتماد چندانی ندارند.

حسینی (۱۳۸۴)، به سنجش سرمایه اجتماعی در سطح استانی در سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۷۹ اقدام کرده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های دو پیمایش ارزش و نگرش‌های

1- Chou

ایرانیان و رفتارهای فرهنگی آنها، سرمایه اجتماعی مرکز استان‌ها با یکدیگر مقایسه شده است. روش مورد استفاده در این پژوهش ترکیبی از تاکسونومی و تحلیل عاملی است که با استفاده از آنها، سرمایه اجتماعی را در سه سطح و دو نوع سنجش نموده و سپس شهرها را بر این اساس رتبه‌بندی کرده است.

صفدری و همکارانش (۱۳۸۷)، برای نشان دادن اثر سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران، بر اساس شاخص فوکویاما، از متغیرهای تعداد پرونده‌های ختم شده، چک‌های بلامحل، اختلاس و ارتشای سرانه به عنوان متغیر کاهش سرمایه اجتماعی استفاده کرده‌اند. هم‌چنین مدل ARDL، برای دوره زمانی ۱۳۴۹-۱۳۸۵ تخمین زده شده است. بر اساس ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت، در هر دو مدل بین کاهش سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی رابطه معکوس وجود داشته است، به طوری که کاهش GDP سرانه نسبت به چک‌های بلامحل برابر $0/16-$ و نسبت به پرونده‌های اختلاس و ارتشا برابر $0/06+$ بوده است. هم‌چنین با توجه به این که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت نسبتاً بالا بوده، لذا سرمایه اجتماعی در ایران رو به کاهش بوده است.

روش تحقیق

روش‌شناسی تحقیق در سه قسمت تنظیم شده است. در ابتدا، به نحوه محاسبه سرمایه اجتماعی و بهره‌وری کل عوامل تولید اشاره خواهد شد و سپس با ارائه مدل تحقیق به تشریح روش‌های ARDL و آزمون‌های مربوط پرداخته می‌شود.

محاسبه سرمایه اجتماعی

بر اساس مطالعات موجود و مبانی نظری، کاهش عواملی چون قتل عمد، اختلاس، سرقت، چک بی‌محل، ضرب و جرح، تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقوکشی، مواد مخدر و اقدام به خودکشی به عنوان اجزای تشکیل دهنده سرمایه اجتماعی در نظر گرفته شده‌اند.

لذا در این مقاله جهت محاسبه شاخص سرمایه اجتماعی از معکوس و کاهش شاخص‌های کلانی مانند قتل عمد، اختلاس، سرقت، چک بی‌محل، ضرب و جرح و تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقو کشی و اقدام به خودکشی استفاده شده است که تمام آمارهای مربوط از طریق مرکز آمار ایران استخراج گردیده است.

ابتدا تمام شاخص‌های خام از طریق رابطه (۱) به صورت استاندارد در آمده‌اند، یعنی با کم کردن میانگین هر کدام از شاخص‌ها از مشاهدات مربوط به آن شاخص و تقسیم آن بر انحراف معیار مربوط.

$$X_{it}^+ = \frac{X_{it} - \bar{X}_i}{Se(X_i)} \quad (1)$$

به این ترتیب با توجه به خصوصیات «فرم استاندارد داده‌ها»، مشاهدات شاخص‌های مختلف بدون واحد می‌شوند و با همدیگر قابل مقایسه می‌گردند.

بعد از این مرحله با استفاده از روش محاسبه شاخص توسعه انسانی ارائه شده توسط برنامه توسعه سازمان ملل^۱، شاخص سرمایه اجتماعی محاسبه گردیده است. به عبارت دیگر در مرحله اول با استفاده از رابطه (۲) از مشاهدات مربوط به هر کدام از شاخص‌ها حداقل مقدار ثبت شده برای آن شاخص کم شده، و نتیجه بر دامنه تغییرات آن تقسیم شده است (به این ترتیب مقادیر عددی تمام شاخص‌ها در دامنه صفر و یک قرار می‌گیرند).

$$X_{it}^* = \frac{X_{it}^+ - \text{Min}(X_i^+)}{\text{MAX}(X_i^+) - \text{Min}(X_i^+)} \quad (2)$$

بعد از انجام این محاسبه برای تمام اجزاء، از میانگین جبری تمام شاخص‌ها برای هر کدام از سال‌های دوره مورد مطالعه شاخص سرمایه اجتماعی آن سال استخراج می‌شود.

۱- مراجعه شود به: سایراتا گتک، (۱۳۸۰)، درآمدی بر اقتصاد توسعه، ترجمه زهرا افشاری، الزهراء، تهران، ص: ۳۰.

$$SC' = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_{it}^* \quad t = 1, 2, \dots, T$$

این شاخص بین صفر و یک در تغییر است و هر چه مقدار آن به یک نزدیک‌تر باشد، سطح سرمایه اجتماعی کمتر است.

برای رفع این حالت محققان از انحراف از یک آن استفاده کرده‌اند.

$$SC = 1 - SC'$$

در این صورت هر قدر عدد شاخص به یک نزدیک‌تر باشد نشان از بالا بودن سرمایه اجتماعی دارد.

محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید

با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بازار کار رقابتی، می‌توان انحراف نرخ رشد اقتصادی را از مجموع نرخ رشدهای سرمایه فیزیکی و انسانی به‌دست آورد. این انحراف که تغییرات تکنولوژیکی و بنیادی را نشان می‌دهد، بهره‌وری کل عوامل نامیده می‌شود.

در این زمینه اولین چارچوب استاندارد توسط سولو^۱ (۱۹۵۶) مطرح شد. سولو رشد تولید را ناشی از دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه فیزیکی می‌داند. وی تابع تولید را کاربر و به صورت زیر در نظر گرفته است:

$$Y(t) = [K(t)]^\alpha [A(t)L(t)]^{1-\alpha} \quad (۳)$$

Y: تولید کل

K: انباشت سرمایه فیزیکی اقتصاد

L: کل نیروی کار

t: اندیس زمان

تغییرات تولید را می‌توان با استفاده از تغییرات نسبی سرمایه، نیروی کار و TFP توضیح داد. برای محاسبه تغییرات نسبی در تولید از رابطه (۳) نسبت به t مشتق می‌گیریم:

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\partial Y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial t} + \frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial t} + \frac{\partial Y}{\partial A} \cdot \frac{\partial A}{\partial t} \quad (۴)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha [K(t)]^{\alpha-1} [A(t)K(t)]^{1-\alpha} = \frac{\partial Y}{K(t)} \quad (۵)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial A} = \frac{(1-\alpha)Y}{A(t)}, \quad \frac{\partial Y}{\partial L} = \frac{(1-\alpha)Y}{L(t)}$$

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\alpha Y}{K(t)} \cdot \frac{\partial K}{\partial t} + \frac{(1-\alpha)Y}{L(t)} \cdot \frac{\partial L}{\partial t} + \frac{(1-\alpha)Y}{A(t)} \cdot \frac{\partial A}{\partial t} \quad (۶)$$

برای تبدیل رابطه (۶) به صورت نرخ رشد خواهیم داشت:

$$\frac{\partial Y / \partial t}{Y} = \frac{\alpha Y / K(t) \cdot \partial K / \partial t}{Y} + \frac{(1-\alpha)Y / L(t) \cdot \partial L / \partial t}{Y} + \frac{(1-\alpha)Y / A(t) \cdot \partial A / \partial t}{Y} \quad (۷)$$

$$\Rightarrow \frac{\partial Y / \partial t}{Y} = \alpha \frac{\partial K / \partial t}{K(t)} + (1-\alpha) \frac{\partial L / \partial t}{L(t)} + (1-\alpha) \frac{\partial A / \partial t}{A(t)}$$

عبارت سمت چپ در رابطه (۷)، تغییرات نسبی تولید و دو عبارت اول سمت راست به ترتیب تغییرات نسبی ذخیره سرمایه و نیروی کار را نشان می‌دهد. عبارت سوم سمت راست

پسماند سولو را نشان می‌دهد که سهم بهره‌وری را در تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد. رابطه (۷) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\dot{y}_t = \alpha \dot{k}_t + \lambda \dot{l}_t + \dot{a}_t \quad (۸)$$

$$\dot{y}_t = \frac{\partial Y_t / \partial t}{Y_t}, \quad \dot{a}_t = \frac{\partial A_t / \partial t}{A_t}, \quad \dot{l}_t = \frac{\partial L_t / \partial t}{L_t}, \quad \dot{k}_t = \frac{\partial K_t / \partial t}{K_t}$$

به طوری که \dot{y}_t ، \dot{k}_t و \dot{l}_t به ترتیب نرخ رشد تولید، ذخیره سرمایه فیزیکی و نیروی کار را نشان می‌دهند. \dot{a}_t نرخ رشد TFP را نشان می‌دهد که از باقیمانده تخمین رابطه (۵) به دست می‌آید. α و λ نیز به ترتیب بیانگر سهم نیروی کار و سرمایه از تولید است.

معرفی مدل تحقیق

در این مطالعه برای تخمین مدل، از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده^۱ (ARDL) و آزمون باند^۲ پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. دلیل این انتخاب مزیت‌های زیادی است که روش ARDL نسبت به سایر روش‌های مشابه مانند انگل- گرنجر^۳ (۱۹۸۷) و خصوصاً جوهانسن- جوسلیوس (۱۹۹۰) دارد و لذا به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از مانا بودن یا نبودن آنهاست. همچنین در این روش، علاوه بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آن که سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلند

1- Autoregressive Distributed Lag

2- Bounds Testing Approach

3- Engel & Granger

مدت نیز قابل محاسبه است. از روش ARDL برخلاف سایر روش‌ها حتی در نمونه‌های کوچک هم نتایج قابل اعتمادی حاصل می‌شود (مگنوس و فوسو، ۲۰۰۶).

شکل کلی این الگو با بیش از یک متغیر توضیحی به صورت زیر است:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q_1} \gamma_{1i} X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \gamma_{2i} X_{2t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{q_n} \gamma_{ni} X_{nt-i} + \sum_{j=1}^P \alpha_j y_{t-j} + BW_t + u_t \quad (9)$$

در معادله فوق W نماینده متغیرهای برونزا و متغیر مجازی و همچنین روند زمانی است. بنابراین یک الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به طور کلی به صورت $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_n)$ نشان داده می‌شود که اگر Y_t متغیر وابسته و X_t متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL به صورت کلی زیر خواهد بود:

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{i,t} + u_t \quad (10)$$

این معادله رابطه پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد، به طوری که در آن:

$$\alpha(L, q_i) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_i + \beta_{i1} L + \dots + \beta_{iq} L^q$$

که α_0 مقدار ثابت، L عملگر وقفه، P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته (Y_t) و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل ($X_{i,t}$) است (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۹۵-۱۰۰).

آزمون هم‌انباشستگی در مدل ARDL

برای آزمون هم‌انباشستگی از روش آزمون باند پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. جهت انجام این آزمون رابطه (۹) را با اندکی تغییر می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_t = C_0 + \sum_{i=1}^p C_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} C_{2i} \Delta x_{1t-i} + \dots + \sum_{i=1}^{q_n} C_{n+1i} \Delta x_{nt-i} \quad (11)$$

$$+ \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{1t-1} + \dots + \lambda_{n+1} x_{nt-1} + Bw_t + V_t$$

براساس این آزمون که آزمون باند نیز نامیده می‌شود، زمانی رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت که ضرایب متغیرهای y_{t-1} و x_{1t-1} تا x_{nt-1} به طور همزمان در معادله فوق معنی‌دار باشند.

برای آزمون این موضوع می‌توان فرضیه زیر را در نظر گرفت:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{n+1} = 0$$

$$H_1: \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \dots, \lambda_{n+1} = 0$$

در صورتی که فرضیه صفر به نفع فرضیه مقابل رد شود، می‌توان وجود رابطه بلندمدت را پذیرفت. آماره F به دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) مقایسه می‌شود. این مقادیر بحرانی دارای یک حد بالا و یک حد پایین است. حد بالای بحرانی براساس این فرض که تمامی متغیرها انباشته از درجه ۱ هستند و حد پایین بحرانی براساس این فرض که تمامی متغیرها انباشته از درجه صفر هستند، محاسبه شده است. اگر آماره آزمون F بزرگ‌تر از حد بحرانی بالا باشد، فرضیه صفر رد و

اگر کوچک‌تر از حد بحرانی پایین باشد، فرضیه صفر غیرقابل رد است و در صورتی که در فاصله حد بالا و پایین باشد هیچ نتیجه‌گیری نمی‌توان انجام داد (مگنوس و فوزو، ۲۰۰۶).

مدل تصحیح خطا (ECM)

در روش ARDL بعد از تأیید وجود رابطه بلندمدت و تخمین این رابطه، مرحله دوم تخمین مدل تصحیح خطاست. اگر x و y دو متغیر باشند که رابطه تعادلی بلندمدت زیر بین آنها برقرار است، در این صورت u_t خطای تعادل خواهد بود.

$$y_t = Bx_t + u_t$$

$$u_t = y_t - Bx_t$$

اکنون می‌توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه مدت y به تعادل بلندمدت این متغیر مورد استفاده قرار داد. برای این منظور الگوی تصحیح خطای زیر را در نظر می‌گیریم:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

اگر متغیرهای x و y انباشته از درجه یک باشند در این صورت Δx_t و Δy_t ایستا خواهند بود و همچنین با توجه به این که \hat{u}_t و \hat{u}_{t-1} به دلیل وجود رابطه بلندمدت ایستا هستند، بنابراین ε_t نیز ایستا خواهد بود.

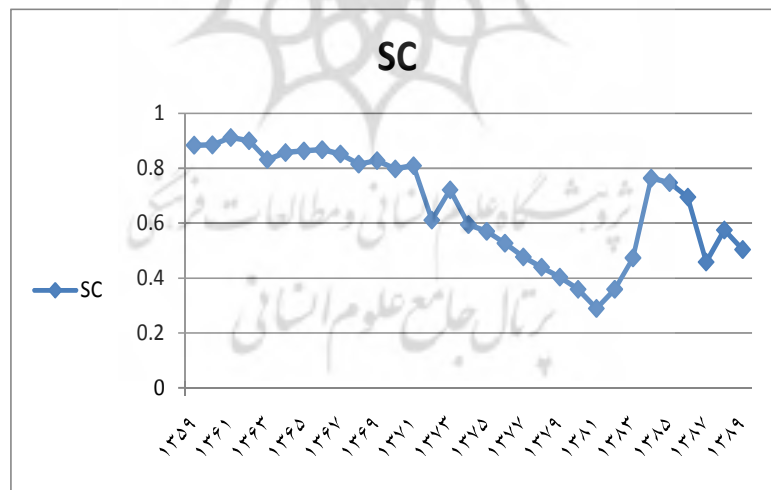
\hat{u}_{t-1} خطای بلندمدت برآورد شده برای دوره $t-1$ است. بنابراین، ضریب این متغیر نشان می‌دهد که در دوره t چه مقدار از خطای دوره قبل تعدیل شده و در تغییرات y_t منظور می‌شود. در صورت وجود رابطه بلندمدت انتظار می‌رود ضریب α_2 در فاصله ۰ و -۱ قرار داشته باشد. هر چه این ضریب به -۱ نزدیک‌تر باشد، سرعت تعدیل بیشتر و دستیابی به تعادل بلندمدت سریع‌تر خواهد بود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱۰۰-۱۰۲).

یافته‌های تحقیق

یافته‌های تحقیق در سه قسمت ارائه شده است. در ابتدا، شاخص سرمایه اجتماعی طی دوره ۱۳۶۰-۱۳۸۹ محاسبه خواهد شد و سپس بهره‌وری کل عوامل تولید طی دوره مذکور به دست خواهد آمد و روند زمانی این دو متغیر بررسی خواهد شد و در نهایت نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL و آزمون‌های مربوط ذکر خواهد شد.

شاخص سرمایه اجتماعی

سرمایه اجتماعی، طی دوره ۱۳۶۰-۱۳۸۹ دارای نوسانات متعددی بوده است. این نوسانات ناشی از مسایل سیاسی، اجتماعی، تاریخی و فرهنگی است. این روند نزولی از اوایل دهه شصت تا اواخر دهه هفتاد روندی خفیف را طی می‌کند و از اواخر دهه هفتاد تا هشتاد این روند نزولی شتاب می‌گیرد. بین سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۸۴ ما شاهد افزایش سرمایه اجتماعی هستیم اما در نهایت در سال‌های اخیر شاهد کاهش فزاینده در این روندیم.

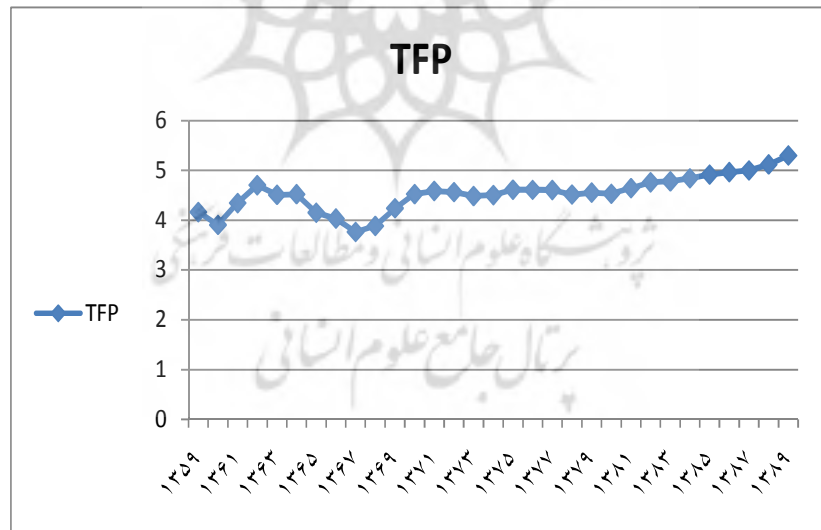


نمودار شماره ۱ روند شاخص سرمایه اجتماعی در فاصله سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید

با توجه به نمودار شماره ۲ بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره ۱۳۵۹-۱۳۸۹ یک روند نوسانی داشته است. ولی از سال ۱۳۸۰ به بعد می‌توان گفت که روندی مثبت و فزاینده‌ای را تجربه کرده است. شاخص بهره‌وری کل عوامل از عدد ۱۰۰ در سال ۱۳۸۳ به عدد ۹۹/۴ در سال ۱۳۸۸ کاهش یافته است. در پنج سال برنامه چهارم توسعه، شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید به‌طور متوسط سالانه ۰/۱ درصد کاهش یافته است. به عبارت دیگر طی سال‌های برنامه چهارم توسعه، بهره‌وری در رشد اقتصادی کشور نقشی نداشته است. قابل ذکر است که کاهش رشد بهره‌وری کل عوامل به‌طور عمده ناشی از رکود اقتصادی در سال‌های اخیر به‌ویژه در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ بوده است. به‌طوری که شاخص بهره‌وری کل عوامل در سال‌های یادشده به ترتیب حدود ۴/۳ درصد و ۰/۷ درصد کاهش یافته است که در شرایط رکود امری طبیعی است.



نمودار شماره ۲ روند بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران در بازه ۱۳۵۹-۱۳۸۹
 مأخذ: محاسبات تحقیق

شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید

نتایج تخمین مدل ARDL

این بخش به بررسی و تفسیر نتایج تخمین ضرایب رابطه بین سرمایه اجتماعی (SC) و بهره‌وری اختصاص دارد که با استفاده از روش ARDL حاصل شده‌اند. برای این منظور در قسمت اول به بررسی پایایی متغیرها پرداخته می‌شود و سپس نتایج آزمون هم‌انباشتگی باند ذکر خواهد گردید و در نهایت رابطه بین بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و شاخص سرمایه اجتماعی بررسی خواهد شد.

بررسی پایایی متغیرها

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از یک (I(1) نیستند. در حالتی که متغیرها انباشته از درجه و (I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و شین (۲۰۰۱)، قابل اعتماد نخواهد بود. برای انجام آزمون ریشه واحد روش‌های گوناگونی وجود دارد که در این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ و آزمون فیلیپس^۲ پرون استفاده شده است.

جدول شماره ۱ نتایج هر دو آزمون را ارائه می‌کند. نتایج بیانگر این است که متغیر SC در سطح پایا نیست و با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا می‌شود. به عبارت دیگر I(1) است ولی متغیر TFP پایا است (I(0)). بنابراین به لحاظ وجود متغیرهای I(2) و بیشتر مشکلی وجود ندارد و می‌توان به نتایج به‌دست آمده اطمینان داشت.

1- Augmented Dickey-Fuller (ADF)

2- Phillips-Perron (PP)

جدول شماره ۱ نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده روش‌های ADF و PP

متغیر	ADF		PP	
	سطح و با عرض از مبدا و روند زمانی	تفاضل مرتبه اول	سطح و با عرض از مبدا و روند زمانی	تفاضل مرتبه اول
SC	۰/۳۳۳۷	۰/۰۰۷۸	۰/۵۳۳۴	۰/۰۰۶۸
TFP	۰/۰۴۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون هم‌انباشتگی باند و تخمین مدل ARDL

برای آزمون هم‌انباشتگی از روش آزمون باند پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. برای انجام این آزمون ابتدا مدل زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$DTFP = C_0 + \sum_{i=1}^p C_{1i} DTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^q C_{2i} Dsc_{t-i} + C_4 TFP + C_5 sc + u_t \quad (13)$$

براساس آزمون باند، زمانی می‌توان وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را پذیرفت که آماره F به‌دست آمده از فرضیه زیر از حد بحرانی بالای ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) بزرگ‌تر باشد. فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0: C_4 = C_5 \quad (14)$$

$$H_1: C_4 \neq 0, C_5 \neq 0$$

جدول شماره ۲ نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای مدل مورد بررسی و همچنین مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و شین برای $k=2$ را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود برای معادله (۱۳) مقدار F محاسبه شده برابر ۵/۷۸ است که بیشتر از مقدار بحرانی در سطح ده درصد است. بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین واردات و تعیین‌کننده‌های آن

وجود دارد. لذا نتایج به‌دست آمده، فرضیه وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها را در مدل تأیید می‌کند.

جدول شماره ۲ نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای بهره‌وری کل و سرمایه اجتماعی

F-Statistics	90% Lower Bound	90% Upper Bound
5.7853	5.4757	5.7055

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قابل ذکر است که در مدل ARDL بعد از تخمین رابطه بلندمدت، می‌توان مدل را مجدداً به شکل تصحیح خطا درآورد و پویایی‌های کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل تعادل را تحلیل کرد.

برآورد نتایج رابطه ARDL کوتاه‌مدت بر اساس جدول شماره ۳ و به‌صورت زیر است:

جدول شماره ۳ نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و جمله تصحیح خطا با استفاده از ARDL (2,0) بر مبنای معیار شوارتز بیزین برای بهره‌وری کل عوامل تولید

Regressor	Coefficient	Standard Error	Probability
TFP(-1)	0.77198	0.12079	0.000
SC	0.05357	0.02546	0.008
SC(-1)	0.06167	0.03587	0.052
SC(-2)	0.02020	0.00518	0.000
C	0.01172	0.00632	0.076

Dependent variable is LP
28 observations used for estimation from 1983 to 2010
R-Squared= 0.84346 F-Statistics: F(4,23)=10.3771

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Test	Probability
Serial Correlation	CHSQ(1)= 3.1180	0.077
Functional Form	CHSQ(1)= 0.1070E-4	0.997
Normality	CHSQ(2)= 1.4664	0.480
Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 0.22011	0.639

ادامه جدول شماره ۳ نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و جمله تصحیح خطا با استفاده از ARDL (2,0) بر مبنای معیار شوارتز بیزین برای بهره‌وری کل عوامل تولید

Error Correction Representation for ARDL(2,0)			
Regressor	Coefficient	Standard Error	Probability
dSC	0.53570	0.35462	0.131
dSC1	0.01721	0.009978	0.097
dC	0.01172	0.006324	0.076
ECM(-1)	0.22802-	0.12079	0.071

dTFP = TFP - TFP(-1)

dSC = SC - SC(-1)

dSC1 = SC(-1) - SC(-2)

dC = C - C(-1)

ecm = TFP - 0.5783*SC - 0.051400*C

Dependent variable is dTFP

29 observations used for estimation from 1982 to 2010

R-Squared= 0.44030 F-Statistics: F(3,25)=3.3055[0.095]

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه برآورد ضرایب کوتاه مدت نشان می‌دهد که ضرایب تمامی متغیرها در کوتاه‌مدت از نظر علامتی با مبانی نظری سازگار ارائه شده است. در این مدل جمله تصحیح خطا منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۲۳- است و نشان می‌دهد که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۲۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلند مدت تعدیل می‌شود. همچنین نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیص در این جداول ارائه شده است. با توجه به این که مقادیر F به دست آمده بسیار کم و سطح اطمینان مربوط بسیار بالاست. بنابراین فرضیه عدم وجود خود بستگی در مدل، نبود وجود ناهمسانی، فرضیه وجود فرم تابعی مناسب و فرضیه وجود توزیع نرمال در مدل در سطح اطمینان ۵٪ قابل رد نیست. نتایج آزمون‌های فوق نشان‌دهنده این است که نتایج به دست آمده از مدل با درجه بالایی از اطمینان همراه است.

نتایج تخمین مدل بلندمدت نیز در جدول شماره ۴ ذکر شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که ضریب متغیر سرمایه اجتماعی در سطح اطمینان یک درصد معنی‌دار که بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌داری این متغیر بر بهره‌وری کل عوامل تولید است.

جدول (۴) نتایج تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از $ARDL(1,2)$ برای بهره‌وری کل عوامل تولید

Regressor	Coefficient	Standard Error	Probability
SC	0.05783	0.018619	0.000
C	0.05140	0.005383	0.000

Dependent variable is TFP

29 observations used for estimation from 1982 to 2010

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

مطابق نتایج حاصل از برآورد توابع با استفاده از آمارهای ایران، ملاحظه گردید که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بین بهره‌وری کل و سرمایه اجتماعی یک رابطه معنی‌داری و مثبت وجود دارد.

بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که با وجود تأثیر گذاری عوامل زیادی بر بهره‌وری، مانند: «عوامل داخلی (درون سازمانی)، عوامل سخت‌افزاری، عوامل نرم‌افزاری، عوامل خارجی، تغییرات ساختاری، تغییرات اقتصادی، تغییر در الگوی اشتغال، عوامل فرهنگی، اجتماعی و جمعیتی، دولت و زیرساخت‌ها»، سرمایه اجتماعی می‌تواند جایگاه ویژه‌ای داشته باشد؛ چرا که پذیرش مفهوم سرمایه اجتماعی به معنی توجه به جنبه‌ها و بسترهای غیراقتصادی حاکم بر روابط اقتصادی در جامعه، می‌تواند ضریب موفقیت سیاست‌گذاری‌های ساستگذاران را - بالاخص در جامعه‌ای با ویژگی مذهبی مانند ایران - افزایش دهد. به دیگر سخن سرمایه اجتماعی می‌تواند به صورت «درونزا» بهره‌وری را تقویت نماید. لذا به نظر می‌رسد از طریق تقویت سرمایه اجتماعی می‌توان بر بهره‌وری کل تأثیرگذار بود. این موضوع به‌خصوص از آن جهت از اهمیت ویژه برخوردار است که پایین بودن بهره‌وری از

مشکلات و نارسایی‌های عمده و اساسی اقتصاد ایران در حال حاضر است. لذا با توجه به موقعیت خاص جامعه ایران، توصیه می‌شود که تصمیم‌گیرندگان و کارگزاران جامعه شاخص‌هایی نظیر تعهدات دینی، اعتماد عمومی، شناخت و مشارکت در امور اجتماعی را جدی بگیرند؛ چون این شاخص‌ها می‌تواند در کاهش بزه‌هایی مانند: قتل، اختلاس، سرقت، چک بی‌محل، ضرب و جرح و تهدید، اقدام به خودکشی و... مؤثر افتند و بر ارتقای بهره‌وری تأثیرگذار باشند.

جامعه را که برابند عملکرد آنها می‌تواند در قالب کاهش شاخص‌های بزهکاری نظیر: قتل، اختلاس، سرقت، چک بی‌محل، ضرب و جرح و تهدید، اقدام به خودکشی و ... را تقویت نمایند و از آن طریق بر ارتقای بهره‌وری تأثیرگذار باشند.

منابع

- حسینی، سیدامیر (۱۳۸۴) *بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و سهم استان در تولید ناخالص داخلی برای سال ۱۳۷۹*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر.
- شارع‌پور، محمود (۱۳۸۳) *ابعاد و کار نموده‌های سرمایه اجتماعی و پیامدهای حاصل از فرسایش آن در مسائل اجتماعی ایران*، انجمن جامعه‌شناسی ایران، نشر آگه، تهران.
- صفدری، مهدی؛ کریم، محمدحسین و محمدرسول خسروی (۱۳۸۷) بررسی سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۲، صص ۳۹-۶۱.
- کاظمی‌پور، عبدالمحمد (۱۳۸۳) *سرمایه اجتماعی در ایران، تحلیل ثانویه پیمایش‌های ۱۳۵۳-۱۳۸۲*، وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، دفتر طرح‌های ملی.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، انتشارات رسا، تهران.
- Bourdieu, P. (1977) *Cultural Reproduction and Social Reproduction*, In: Karabel, J., & Halsey, A.H. (eds.) *Power and Ideology in Education*. Oxford University Press, New York.
- Bourdieu, P. (1980) *Le capital social, Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, Vol. 31, pp. 2-3.
- Bourdieu, P. (1984) *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*, Routledge, London.
- Bourdieu, P. (1986) *The Forms of Capital*, Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education Basic Books, New York.
- Bourdieu, P. and L. Wacquant. (1992) *An Invitation to Reflexive Sociology*, University of Chicago Press, Chicago.
- Chou, Y.K. (2006) Three Simple Models of Social Capital and Economic Growth, *Journal of Socio-Economics*, Vol. 35, pp. 889-912.
- Coleman, J.S. and T. Hoffer. (1987) *Public and Private Schools: the impact of communities*, Basic Books, New York.
- Coleman, J.S. (1988-9) Social Capital in the Creation of Human Capital, *American Journal of Sociology*, Vol. 94, pp. 95-120.

- Hibbitt, K., Jones, P., and R. Meegan. (2001) Tackling Social Exclusion: the Role of Social Capital in Urban Regeneration on Merseyside-from Mistrust to Trust?, *European Planning Studies*, Vol. 2, pp. 141-61.
- Knack, S. and P. Keefer. (1997) Does Social Capital has an Economic Pay-off? A Cross Country Investing Ation, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 4, pp. 1251-1288.
- Kormendi, R.C. and P.C. Meguire (1985) Macroeconomic Determinants of growth: Cross-country evidence. *Journal of Montavy Economics*, 16 (2), 141-163.
- Putnam, R. (1993) *Making Democracy Work: Civic traditions in Modern Italy*. Princeton University Press, Princeton.
- Putnam, R. (1993) The Prosperous Community - Social Capital and Public Life, *American Prospect*, Vol. 13, pp. 35-42.
- Trigilia, Carlo. (2001) Social Capital and Local Development, *European Journal of Social Theory*, Vol. 4.
- Woolcock, M. (1998) Social Capital and Economic Development: Toward a Theoretical Synthesis and Policy Frame Work, *Theory and Society*, No. 27, pp. 151-208.