

سرمایه‌ی اجتماعی و تأثیر آن بر رشد صنعتی از طریق بهبود نوآوری و فناوری

ابوالقاسم مهدوی*

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران Mahadavi@ut.ac.ir

حمید عزیزمحمدلو

استادیار دانشگاه بین‌المللی امام خمینی قزوین

h_azizmohammadlou@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۱/۸/۲۳

چکیده

سرمایه‌ی اجتماعی از طریق مکانیسم‌های متفاوتی قادر است رشد بنگاه‌های صنعتی را بهبود بخشد. در این مقاله بهبود فناوری به عنوان یکی از این مکانیسم‌ها در نظر گرفته شده و چگونگی نقش آفرینی سرمایه‌ی اجتماعی در رشد صنعتی از طریق آن به طور نظری و تجربی مورد آزمون و تحلیل قرار گرفته است.

نتایج برآوردها در چارچوب روش هم‌گرایی و با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۴۵ حاکی از آن است که سرمایه‌ی اجتماعی قادر است در بلندمدت و هم‌چنین در کوتاه‌مدت بر بهبود فناوری در بخش صنعت تأثیر معنی‌داری داشته باشد. از طرف دیگر با توجه به این که رشد صنعتی نیز به طور مثبت تحت تأثیر عامل فناوری قرار می‌گیرد، این طور استنباط می‌شود که نوآوری به عنوان یکی از مکانیسم‌هایی است که به‌واسطه‌ی آن سرمایه‌ی اجتماعی منجر به تقویت رشد صنعتی می‌شود، بنابراین به منظور تسریع فرایند بهبود فناوری مورد نیاز بنگاه‌های صنعتی جهت رشد بالاتر، تقویت سرمایه‌ی اجتماعی در سطوح مختلف خرد، میانی و کلان به عنوان یک عامل تعیین‌کننده و پیش شرط اساسی محسوب می‌شود.

طبقه بندی JEL: O3, M14, D71

کلید واژه‌ها: سرمایه‌ی اجتماعی، رشد صنعتی، بهبود فناوری، روش هم‌گرایی، ایران

۱- مقدمه

پیشرفت تکنولوژی که در ادبیات رشد بیش‌تر با عنوان پسماند سولو یا عامل بهره‌وری در الگوهای رشد ظاهر شده و تبیین می‌شود، توضیح دهنده‌ی آن بخش از رشد است که از طریق عوامل دیگر رشد یعنی سرمایه‌های فیزیکی و نیروی کار تبیین نمی‌شود. با مطرح شدن عامل سرمایه‌ی اجتماعی، بخشی از این پسماند توسط آن توضیح داده می‌شود و در عین حال سرمایه‌ی اجتماعی از طریق بهبود تکنولوژی و بهره‌وری نیز بر میزان رشد تأثیر می‌گذارد.

بر اساس تعاریف ارائه شده توسط صاحب‌نظرانی چون کلمن^۱ (۱۹۹۰)، فوکویاما^۲ (۱۹۹۵)، پاتنام^۳ (۱۹۹۵) پاکستون^۴ (۱۹۹۹)، استنباط می‌شود که سرمایه‌ی اجتماعی با مؤلفه‌هایی از قبیل اعتماد، شبکه‌ها، هنجارها و قوانین شناخته شده و مهم‌ترین کارکرد آن تسهیل و انسجام بخشیدن به روابط موجود بین افراد در سطوح و موقعیت‌های مختلف است. این شکل از سرمایه می‌تواند به صورت درون گروهی^۵، میان گروهی^۶ و ارتباط دهنده^۷ وجود داشته باشد. سرمایه‌ی اجتماعی از طریق کاهش هزینه‌های مبادله و تسهیل گردش اطلاعات می‌تواند به عنوان مکمل سایر اشکال سرمایه عمل کرده و نقش مؤثری در افزایش بهره‌وری و نوآوری داشته باشد.

هم‌چنان که لنگراند و چاتری^۸ (۱۹۹۹) بیان می‌کنند، بهره‌وری، دیگر به عنوان «بهره‌وری اضافی عملیات^۹» تلقی نمی‌شود، بلکه به عنوان «بهره‌وری سیستمی روابط^{۱۰}» تعبیر می‌شود که براساس آن رقابت‌پذیری یک بنگاه به بهره‌وری تعامل و همکاری آن بنگاه با عوامل دیگر بستگی دارد.

فدر، جاست و زیلبرمن^{۱۱} (۱۹۸۵)، بیان می‌کنند که برخی از ابعاد جذب و به‌کارگیری تکنولوژی که از طریق مدل‌های سنتی و مرسوم و یا اطلاعات استاندارد خانوار قابل تبیین نیستند، ممکن است از طریق تفاوت‌های محیط اجتماعی، فرهنگی و

1- Coleman.

2- Fukuyama.

3- Putnam.

4- Paxton.

5- Bonding Social Capital.

6- Bridging Social Capital.

7- Linking Social Capital.

8- Lengrand & Chatri.

9- Additional Productivity of Operations.

10- Systemic Productivity of Relations.

11- Feder, Just, and Zilberman.

نهادی توضیح داده شوند. به اعتقاد روگرز^۱ (۱۹۹۵)، مبادلات درون شبکه‌ای بین بنگاه‌هایی که از تکنولوژی استفاده کرده‌اند و بنگاه‌هایی که درصدد استفاده از آن هستند، هسته‌ی اصلی فرآیند انتشار اطلاعات مربوط به تکنولوژی را تشکیل می‌دهند. مطالعات گوناگونی در داخل کشور در زمینه‌ی نقش سرمایه‌ی اجتماعی در رشد و توسعه‌ی اقتصادی انجام پذیرفته است. که به عنوان مثال می‌توان به مطالعات انجام یافته توسط سوری (۱۳۸۴)، امیری و رحمانی (۱۳۸۵)، رنانی و همکاران (۱۳۸۵)، فیروزآبادی و همکاران (۱۳۸۵)، عسگری و توحیدی نیا (۱۳۸۶)، رحمانی و همکاران (۱۳۸۶)، صفدری و همکاران (۱۳۸۷)، مویدفر و همکاران (۱۳۸۸)، فرقانی و حق بین (۱۳۸۸)، شعبانی و سلیمانی (۱۳۸۸)، نظریور و همکاران (۱۳۸۹)، شیرخانی و همکاران (۱۳۹۰) و قاسمی و همکاران (۱۳۹۰) اشاره کرد که در بیش‌تر آن‌ها با وجود استفاده از شاخص‌ها و روش‌های مختلف، سرمایه‌ی اجتماعی به عنوان یک عامل کلیدی برای رشد و توسعه‌ی اقتصادی مورد تأکید قرار گرفته است. با وجود این مطالعه‌ی دقیقی با موضوع نقش سرمایه‌ی اجتماعی در رشد صنعتی از طریق بهبود فناوری انجام نیافته است.

در این مقاله بررسی می‌شود که سرمایه‌ی اجتماعی چگونه می‌تواند از طریق تقویت نوآوری بر رشد صنعتی اثر گذارد. بدین منظور در بخش ۲ تئوری‌های مربوط به جایگاه سرمایه‌ی اجتماعی در بهبود نوآوری مورد بحث قرار می‌گیرد و در بخش ۳ یک مدل تجربی برای بررسی نحوه‌ی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر صنعتی شدن از طریق رشد معرفی می‌شود. در بخش ۴ نیز با استفاده از داده‌های آماری مربوط به بخش صنعت ایران و در چارچوب مدل معرفی شده، میزان و چگونگی نقش آفرینی سرمایه‌ی اجتماعی در رشد صنعتی ایران طریق نوآوری آزمون و تحلیل می‌شود.

۲- چارچوب نظری

مفهوم نوآوری طی چهار دهه‌ی اخیر تحول چشم‌گیری یافته است. در طول دهه‌ی ۱۹۵۰، نوآوری به عنوان یک رویداد ناپیوسته محسوب شده که از دانش شکل گرفته توسط مخترعان و محققان انفرادی ناشی شده است، اما امروزه نوآوری نتیجه‌ی فرآیندی به شمار می‌رود که حاصل تعامل طیف قابل توجهی از عوامل است. این تحول در مفهوم نوآوری دو نتیجه را در بر داشته است: اول این‌که نوآوری دیگر یک امر گسسته و

1- Rogers.

انفرادی که فقط توسعه راه حل‌های فنی را در برداشته باشد، نیست بلکه فرآیندی است که تعاملات اجتماعی را نیز شامل می‌شود. دوم این‌که نوآوری دیگر تنها از طریق ترکیب اشکال ملموس سرمایه (فیزیکی، مالی و...) قابل توضیح نیست، بلکه باید نقش سرمایه‌های نامشهود و به‌ویژه سرمایه‌ی اجتماعی نیز مد نظر قرار گیرد (لندری، آمارا و لاماری ۲۰۰۰).^۱ این تحول در مفهوم نوآوری در قالب ظهور تئوری‌های متفاوتی از نوآوری مبتنی بر دانش تبیین شده است که به طور مشخص می‌توان به پنج دسته از آن‌ها اشاره کرد. تئوری‌های تبیین‌کننده‌ی نقش عوامل مهندسی در نوآوری^۲، تئوری‌های تبیین‌کننده‌ی نقش فشار بازار در نوآوری^۳، تئوری‌های تبیین‌کننده‌ی نقش ارتباط زنجیره‌ای در نوآوری^۴، تئوری‌های تبیین‌کننده‌ی نقش شبکه‌ی فناورانه در نوآوری^۵ و تئوری‌های تبیین‌کننده‌ی نقش شبکه‌ی اجتماعی در نوآوری^۶.

براساس تئوری‌های مهندسی نوآوری، عامل اصلی تقویت و بهبود نوآوری در نتایج تحقیقات نهفته است و تحقیقات پایه و تحقیق و توسعه‌ی صنعتی مهم‌ترین منبع ایجاد و بهبود محصولات و فرآیندها به شمار می‌روند. کاستی و محدودیت رویکرد مهندسی، منجر به شکل‌گیری تئوری‌های فشار بازار در دهه‌ی ۱۹۶۰ شده است. براساس این تئوری‌ها تحقیقات هم‌چنان به عنوان منبع اساسی بهبود محصولات و فرآیندها به شمار می‌رود، با این تفاوت که عوامل سازمانی نیز در کنار تحقیقات برای تبیین بهبود نوآوری مدنظر قرار می‌گیرد. بر اساس تئوری‌های ارتباط زنجیره‌ای که در دهه‌ی ۱۹۸۰ مطرح شده است نوآوری از طریق ترکیبی از سرمایه‌های ملموس و سرمایه‌های غیر ملموس هم‌چون اطلاعات مربوط به مشتریان و تأمین‌کنندگان تبیین می‌شود. در اواخر دهه‌ی ۱۹۸۰ و در طول دهه‌ی ۱۹۹۰، تئوری‌های فناورانه‌ی نوآوری توسط گروهی از مکاتب با عنوان «سیستم‌های نوآوری»^۷ توسعه یافته است (لاندوال^۸، ۱۹۸۸، نلسون^۹ ۱۹۹۳ و ادکوئیست^{۱۰} ۱۹۹۷). حامیان این تئوری‌ها بر این تصورند که بنگاه‌های نوآور از طریق شبکه‌های همکاری و تبادل اطلاعات با مجموعه‌ی متنوعی از عوامل و فعالان در

- 1- Landry, Amara & Lamary.
- 2- Engineering Theories of Innovation.
- 3- Market Pull Theories of Innovation.
- 4- Chain- Link Theories of Innovation.
- 5- Technological Network Theories of Innovation.
- 6- Social Network Theories of Innovation.
- 7- Innovation Systems.
- 8- Lundvall.
- 9- Nelson.
- 10- Edquist.

ارتباطند. تئوری‌های شبکه‌ی اجتماعی از ترکیب دو دیدگاه قدیمی‌تر یعنی تئوری‌های مهندسی و شبکه‌های فناورانه و هم‌چنین یک ایده‌ی جدیدتر شکل گرفته‌اند. ایده جدید نهفته در این تئوری بیان می‌دارد که دانش نقش بسیار حیاتی در تقویت نوآوری بازی می‌کند. تئوری‌های نوآوری مبتنی بر شبکه‌های اجتماعی در مقایسه با تئوری‌های نوآوری مبتنی بر شبکه‌های فناورانه بر اهمیت راهبردی ابزارهای ارتباطی نسبت به ابزارهای فنی. تأکید توسعه‌ی نوآوری مبتنی بر دانش نیازمند وجود ظرفیت به کارگیری ابزارهای فنی و ارتباطی است (لنگراند و چاتری ۱۹۹۹).

در حقیقت مؤفق‌ترین تلاشی که در یک چارچوب تحلیلی، عوامل اقتصادی، نهادی و فرهنگی را با تغییرات نوآوری و تکنولوژی مرتبط کرده، تلاشی است که منجر به شکل‌گیری مفهوم «سیستم ملی نوآوری»^۱ شده است (ادیکویست ۱۹۹۷، لاندوال ۱۹۹۰، نلسون ۱۹۹۳). سیستم ملی نوآوری با ترکیب رویکرد تکاملی بنگاه و تغییر فناوری (تیس، پیسانو و شون^۲ ۱۹۹۷) با عوامل تحلیل نهادی (نورث^۳ ۱۹۹۰) تأکید می‌کند که جریان‌ات تکنولوژی و اطلاعات در بین افراد، بنگاه‌ها و نهادها برای فرآیند نوآوری بسیار حیاتی است. آقاپیتوا^۴ (۲۰۰۳)، مدعی است که سیستم ملی نوآوری در مورد منطق توافقات همکاری بین بنگاهی و چگونگی تأثیرات تکاملی موجود بین بنگاه‌ها و محیطشان تحلیلی ارائه نمی‌دهد، از این‌رو وی با معرفی مفهوم شبکه‌های اجتماعی، ضمن کامل‌تر کردن پویایی‌های تحلیل نوآوری و توسعه‌ی صنعتی، جایگاه سرمایه‌ی اجتماعی را نیز در بهبود نوآوری و توسعه‌ی صنعتی تبیین کرده است (شکل ۱).



منبع: آقا پیتوا (۲۰۰۳)

شکل ۱- نقش شبکه‌های اجتماعی در شکل دادن پویایی سیستم ملی نوآوری

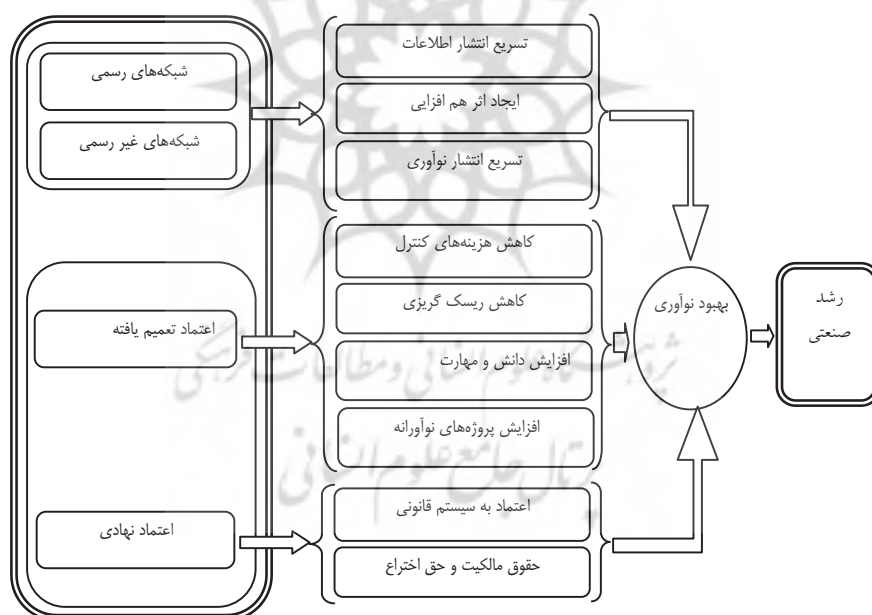
1- National Innovation System.

2- Teece, Pisano and Schuen.

3- North.

4- Agapitova.

شبکه‌های اجتماعی نه تنها برای منطق توافقات سیاسی و نهادی بین بنگاه‌ها و محیط آن‌ها حیاتی هستند، بلکه شناخت الگوها و روندهای توسعه‌ی ساختارهای بهره‌ور و فعالیت‌های نوآور را نیز تسهیل می‌کنند. شبکه‌سازی بیش‌تر به عنوان پیش شرط نوآوری مؤفق محسوب می‌شود. تمامی شبکه‌های اجتماعی، کم و بیش برای فعالیت‌های نوآورانه حائز اهمیت هستند. بنابراین مؤثر بودن شبکه‌های اجتماعی و اعتماد در تقویت محیط نوآوری مکانیسمی را برای نقش آفرینی سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد صنعتی فراهم می‌کند. این مکانیسم با تفصیل بیش‌تر در شکل (۲) نشان داده شده است. اعتماد (اعم از تعمیم یافته و نهادی) نیز به روش‌های مختلفی می‌تواند در بهبود نوآوری نقش آفرین باشد. یکی از کانال‌های اثرگذاری اعتماد نهادی این است که هراندازه اعتماد تعمیم یافته بیش‌تر باشد، هزینه‌های کنترل تخلفات کاری توسط طرفین و نیاز به قراردادهای مکتوب کاهش می‌یابد (ناک و کیفر^۱، ۱۹۹۷). از این‌رو اعتماد بالاتر بنگاه‌ها را قادر می‌کند که زمان و وجوه مالی بیش‌تری را به سایر اهداف که نوآوری یکی از آن‌هاست، اختصاص دهند.



شکل ۲- مکانیسم تأثیرگذاری سرمایه‌ی اجتماعی بر نوآوری و رشد صنعتی

1- Knack and Keefer.

دومین روش این است که هر اندازه اعتماد عمومی بالاتر باشد، ریسک‌گریزی افراد از جمله سرمایه‌گذاران پایین‌تر می‌آید. با توجه به این‌که نوآوری ارتباط نزدیک با ریسک داشته و سرمایه‌گذاری مشترک برای نوآوری بسیار حیاتی است، بالاتر بودن اعتماد، سرمایه‌گذاران را به سرمایه‌گذاری بیش‌تر در پروژه‌های تحقیق و توسعه تشویق می‌کند (آکوماک و ویل^۱، ۲۰۰۶). بر اساس روش سوم در صورت بالاتر بودن اعتماد تعمیم یافته، هنگام استخدام افراد، مهارت و دانش آن‌ها مورد توجه قرار گرفته و میزان شناخت قبلی از آن‌ها کم‌تر اهمیت می‌یابد (ناک و کیفر، ۱۹۹۷)، بنابراین نیروی کار استخدام شده در تحقیق و توسعه از مهارت‌ها و دانش بالاتری که مورد نیاز فعالیت‌های نوآورانه است، برخوردار خواهند شد. روش چهارم نیز از این واقعیت نشأت می‌گیرد که هر اندازه اعتماد بین بنگاه‌ها به دلیل همکاری‌های مکرر افزایش یابد، تمایل آن‌ها برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌های مشترک نوآورانه و همراه با ریسک بالا می‌رود (آکوماک و ویل، ۲۰۰۶).

اعتماد نهادی نیز که بیانگر اعتماد افراد جامعه به نهادهای دولتی و سیستم قانونی است، در تقویت و بهبود نوآوری نقش مؤثری دارد. هر اندازه سیستم قانونی قابل اعتمادتر و حقوق مالکیت و حق اختراع کاراتر و ضمانت اجرای آن‌ها بیش‌تر باشد، انگیزه برای فعالیت‌های نوآورانه نیز افزایش می‌یابد. نوآوران احساس می‌کنند که نتایج فعالیتشان محفوظ بوده و مخارج تحقیق و توسعه‌ی آن‌ها مورد حمایت قرار خواهد گرفت و لذا می‌توانند انتظار داشته باشند که از نتایج کارشان بهره‌مند شوند (تابلینی^۲، ۲۰۰۶). در نتیجه به‌دلیل افزایش نوآوری، رشد صنعتی تسریع خواهد شد.

۳- معرفی الگو، داده‌ها و روش تخمین

یوان کی چو^۳ (۲۰۰۳)، برای نشان دادن نقش سرمایه‌ی اجتماعی در تولید از طریق تأثیر آن بر نوآوری و فناوری، از مدلی استفاده کرده است که در آن نوآوری یا خلق یک فناوری جدید از فرایندی مشابه مدل رومر (۱۹۹۰) و مدل جونز (۱۹۹۹) پیروی می‌کند. این مدل مشتمل بر سیستم معادلات هم‌زمانی به شرح زیر است:

$$Y = K^\alpha (u_Y AL)^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$\dot{K} = Y - C - \delta_K K \quad (2)$$

1- Akçomak and Weel.

2- Tabellini.

3- Youn K. Chou.

$$\dot{A} = B(u_A L)^{\eta} S^{\beta} A^{\psi} \quad (۳)$$

$$\dot{S} = P(u_S L)^{\sigma} S^{\phi} K^{\lambda} - \delta_S S \quad (۴)$$

رابطه‌ی (۱)، تابع تولید و روابط (۲) تا (۴) نیز به ترتیب معادلات انباشت سرمایه‌ی فیزیکی، فناوری (نوآوری) و سرمایه‌ی اجتماعی را نشان می‌دهند. در روابط بالا Y تولید کل، K موجودی سرمایه‌ی فیزیکی، L نیروی کار، S سرمایه‌ی اجتماعی، A ، B و P پارامترهای بهره‌وری، u_A ، u_S و u_Y سهمی از موجودی سرمایه‌ی انسانی که به ترتیب به انباشت فناوری، سرمایه‌ی اجتماعی و تولید تخصیص داده می‌شود، C مصرف کل، δ_K و δ_S به ترتیب نرخ استهلاک سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی اجتماعی، ϕ پارامتر انتشار سرمایه‌ی اجتماعی، α ، η ، β ، ψ ، σ و λ نیز پارامترهای کشش هستند. مبین موجودی سرمایه‌ی فیزیکی است که از نظر هر بنگاه برون‌زا در نظر گرفته می‌شود.^۱

بر اساس رابطه‌ی (۳)، انباشت فناوری یا نوآوری به عنوان تابعی از نیروی کار، سرمایه‌ی اجتماعی و سطح فناوری نشان داده شده است. در این رابطه A معرف سطح فناوری^۲ و $u_A A$ نیز نشان دهنده‌ی بخشی از سرمایه‌ی انسانی است که به انباشت فناوری اختصاص یافته است. بر اساس روابط فوق نرخ‌های رشد فناوری و سرمایه‌ی اجتماعی در مسیر رشد متوازن به صورت رابطه (۵) و (۶) خواهد بود:

$$\gamma_A^* = \frac{\eta(1-\phi) + \beta(\sigma + \lambda)}{(1-\psi)(1-\phi) - \beta\lambda} \quad (۵)$$

۱- البته در خصوص نحوه‌ی وارد نمودن سرمایه‌ی اجتماعی در الگوهای رشد و نوع تصریح الگوها، می‌توان سه دسته از الگوها را شناسایی نمود. در یک دسته از الگوها، سرمایه‌ی اجتماعی هم به طور مستقیم و هم غیرمستقیم بر رشد تولید اثر می‌گذارد (به عنوان مثال بولیل، بوریش و ترابلسی، ۲۰۰۸). در دسته‌ی دیگری از الگوها، سرمایه‌ی اجتماعی فقط به طور غیرمستقیم و از طریق تحت تأثیر قرارداد سایر عوامل تولید بر سطح تولید اثر می‌گذارد (مانند مدل یوان کی چو) و در گروه دیگری از الگوها نیز سرمایه‌ی اجتماعی به عنوان یک متغیر اثرگذار بر تولید، به طور مستقیم در تابع تولید وارد شده است (به عنوان مثال سکویرا و لویز، ۲۰۰۹). بنابراین ادبیات موجود از انعطاف‌پذیری مدل در خصوص چگونگی وارد نمودن سرمایه‌ی اجتماعی در الگوی رشد حمایت می‌نماید. در این راستا و به منظور بررسی تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد، در قسمت تجربی این مطالعه در برآورد مدل سعی شده است تا سرمایه‌ی اجتماعی هم در معادله تولید و هم در معادله فناوری وارد شود.

۲- با توجه به این که در ادبیات رشد اقتصادی، پارامتر فناوری با عنوان عامل بهره‌وری یا پسماند سولو تعبیر می‌شود، لذا می‌توان از شاخص بهره‌وری عوامل تولید به عنوان یک شاخص جانشین برای اندازه‌گیری سطح فناوری استفاده نمود.

$$\gamma_S^* = \frac{(\sigma + \lambda)n + \lambda\gamma_A^*}{1 - \varphi} \quad (۶)$$

با استفاده از روابط (۵ و ۶) می‌توان نشان داد با افزایش پارامترهای معادلات انباشت سرمایه‌ی اجتماعی و انباشت فناوری (یعنی β ، λ ، σ ، ψ و φ) هم نرخ رشد فناوری γ_A^* و هم نرخ رشد سرمایه‌ی اجتماعی γ_S^* افزایش خواهد یافت. با حل مدل در مسیر رشد متوازن مقادیر تعادلی تولید، سرمایه‌ی اجتماعی و فناوری به صورت زیر تعیین خواهد شد:

$$u_S^* = \frac{1}{1 + (1 + \Gamma)\Phi} \quad (۷)$$

$$u_A^* = \frac{\Phi}{1 + (1 + \Gamma)\Phi} \quad (۸)$$

$$u_Y^* = \frac{\Phi\Gamma}{1 + (1 + \Gamma)\Phi} \quad (۹)$$

که در روابط فوق:

$$\Gamma \equiv \frac{\rho + (\eta - 1)n + \beta}{\eta\gamma_A^*}, \quad \Phi \equiv \frac{\eta \left[\rho + (1 - \varphi)\delta S + (\sigma + \lambda - 1)n + (\theta + \lambda - 1)\gamma_A^* \right]}{\sigma\beta(\gamma_S^* + \delta S)}$$

برقرار است بر اساس روابط بالا، در مسیر رشد متوازن، پارامتر کشش سرمایه‌ی اجتماعی فناوری (β) در معادله‌ی انباشت فناوری با تخصیص نیروی کار به تولید کالای نهایی (u_Y) رابطه‌ی منفی دارد، در حالی که با تخصیص نیروی کار به انباشت سرمایه‌ی اجتماعی (u_S) رابطه‌ی مثبت دارد. به عبارت دیگر هر اندازه میزان حساسیت و یا کشش فناوری نسبت به سرمایه‌ی اجتماعی بالاتر باشد، بنگاه‌ها تلاش بیش‌تری در تخصیص منابع جهت تقویت سرمایه‌ی اجتماعی خواهند کرد. هم‌چنین هر اندازه پارامتر انتشار سرمایه‌ی اجتماعی (φ) در معادله‌ی انباشت سرمایه‌ی اجتماعی بزرگ‌تر باشد، سبب تخصیص بیش‌تر نیروی کار برای ایجاد نوآوری خواهد شد. بنابراین هر اندازه سرمایه‌ی اجتماعی بالاتر باشد، می‌تواند شرایط مناسب‌تری را برای بهبود فناوری ایجاد کند و این طریق بر رشد تولید کالاها و خدمات توسط بنگاه‌ها تأثیرگذار باشد. مدل فوق نشان می‌دهد که روابط موجود بین سرمایه‌ی اجتماعی، فناوری و رشد صنعتی را می‌توان از طریق یک سیستم معادلات هم‌زمانی مشتمل بر متغیرهایی هم‌چون ارزش افزوده‌ی صنعت، موجودی سرمایه، نیروی کار، فناوری و سرمایه‌ی اجتماعی مورد آزمون و بررسی قرار داد.

داده‌های مورد نیاز برای متغیرهای الگو طی دوره‌ی زمانی (۱۳۸۵-۱۳۴۵) گردآوری شده است. تمامی متغیرها پولی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۶ و در حالت لگاریتمی (به دلیل برازش مناسب‌تر الگو) مد نظر قرار گرفته‌اند. داده‌های مربوط به متغیر ارزش افزوده و موجودی سرمایه در بخش صنعت، از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی دریافت شده است. داده‌های مربوط به تعداد نیروی کار شاغل در بخش صنعت از بانک اطلاعاتی معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی سابق) گرفته شده است. بهره‌وری کلی عوامل تولید به عنوان شاخصی برای نوآوری یا فناوری در نظر گرفته شده و برای محاسبه‌ی آن از روش تابع تولید با فرم کاب داگلاس استفاده شده است. متغیر سرمایه‌ی اجتماعی نیز از مطالعه‌ی سعادت^۱ (۱۳۸۶) به دست آمده است. در جدول (۱) آماره‌ی آزمون مانایی متغیرها ارائه شده است.

جدول ۱- منابع اطلاعاتی و آماره‌ی آزمون مانایی متغیرها

آماره‌های آزمون مانایی متغیرها	آزمون فائیس - پرون	آزمون دیکر					
		سطح	بدون روند	با روند	تفاضل	مرتبه‌ی اول	
آماره‌های آزمون مانایی متغیرها	آزمون فائیس - پرون	سطح	-۰,۷۲	-۲,۳۹	-۰,۰۶	-۰,۷۱	-۱,۷۹
		متغیرها	-۲,۷۳	-۲,۵۱	-۱,۲۴	-۲,۳۴	-۲,۳۱
		تفاضل	*-۴,۸۴	*-۳,۶۵	*-۳,۳۴	*-۶,۰۶	*-۶,۰۰
		مرتبه‌ی اول	*-۴,۷۷	*-۳,۷۲	*-۳,۳۰	*-۵,۹۵	*-۵,۹۳
آماره‌های آزمون مانایی متغیرها	آزمون فائیس - پرون	سطح	-۰,۹۴	-۲,۰۳	۰,۱۳	-۰,۸۹	-۲,۰۴
		متغیرها	-۲,۳۸	-۱,۸۹	-۱,۴۹	-۳,۰۰	-۲,۸۸
		تفاضل	*-۴,۴۴	*-۴,۹۱	*-۴,۰۳	*-۵,۵۲	*-۶,۳۴
		مرتبه‌ی اول	*-۴,۳۶	*-۴,۹۹	*-۴,۰۰	*-۵,۴۱	*-۶,۲۶

* معنی‌دار در سطح ۱٪
منبع محاسبات تحقیق

۱- سعادت با استفاده از روش فازی و با تلفیق شاخص‌های میزان مشارکت جمعی (نسبت تعداد اعضای کانون‌های فرهنگی، هنری و سیاسی به جمعیت) و میزان جرم (نسبت تعداد پرونده‌های قضایی به جمعیت)، اقدام به برآورد سرمایه‌ی اجتماعی کرده است. براساس بر یافته‌های وی در سال‌هایی که میزان ارتکاب جرم کم بوده، میزان سرمایه‌ی اجتماعی در سطح بالایی قرار داشته است. هم‌چنین در سال‌هایی که واحدهای فرهنگی افزایش یافته سرمایه‌ی اجتماعی بالاتر رفته و اثر کاهشی جرم را خنثی کرده است. البته لازم به ذکر است با توجه به این‌که داده‌های مورد استفاده در مطالعه‌ی سعادت که مبتنی بر داده‌های کلان مراکز آماری است به طور به طور عمده منعکس‌کننده‌ی سرمایه‌ی اجتماعی میان گروهی است. هم‌چنین برای برآورد سرمایه‌ی اجتماعی نیز از شاخص‌های محدودی استفاده شده است. این در حالی است که مطالعه‌ی دقیق سرمایه‌ی اجتماعی و به ویژه سرمایه‌ی اجتماعی میان گروهی هم متضمن انجام تحقیقات پیمایشی و هم در نظر گرفتن شاخص‌های گوناگون است، بنابراین در تفسیر نتایج به دست آمده لازم است با احتیاط بیش‌تری عمل شود.

با مقایسه‌ی آماره‌های آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته^۱ و هم‌چنین آماره‌های آزمون فلیپس- پرون^۲ محاسبه شده با ارزش بحرانی آن‌ها که در جدول (۱) منعکس شده است، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد برای تمامی متغیرها در حالت سطح متغیرها پذیرفته می‌شود، در حالی که برای تفاضل مرتبه‌ی اول آن‌ها رد می‌شود. لذا تمامی متغیرها در سطح نامانا بوده و جمعی از مرتبه‌ی اول $I(1)$ هستند، بنابراین تخمین الگوی اقتصادی سنجی به بروز رگرسیون‌های کاذب خواهد انجامید، به منظور حل این مشکل از الگوهای سری زمانی و از آن میان از روش هم جمعی^۳ برای بررسی روابط بین متغیرهای الگو استفاده می‌شود. در این راستا به عنوان نخستین گام، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)^۴ مربوط به متغیرهای الگو به صورت زیر تعریف شده است:

$$\Delta X_t = \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \pi X_{t-p} + U_t \quad (10)$$

که در آن X نشان دهنده‌ی بردار متغیرهای الگو است که مشتمل بر لگاریتم متغیرهای تولید ملی (Y)، موجودی سرمایه (K)، نیروی کار (L)، فناوری (A) و سرمایه‌ی اجتماعی (SC)، می‌باشد. در بخش بعد در چارچوب الگوی تصحیح خطای معرفی شده، تلاش می‌شود تا روابط بلندمدت و کوتاه مدت موجود بین سرمایه‌ی اجتماعی و رشد از طریق عامل فناوری با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۵، مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. شیوه‌ی کار مبتنی بر روش جوهانسون^۵ بوده و از بسته‌ی نرم افزاری Microfit برای تخمین و تحلیل داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود.

۴- برآورد مدل و تحلیل یافته‌ها

در چارچوب روش جوهانسون، به دنبال آزمون مرتبه‌ی جمعی بودن متغیرها که در بخش قبل انجام شده، یکی از مسائل مهم در برآورد رابطه‌ی الگوی تصحیح خطای برداری مشخص کردن طول وقفه‌های ΔX است. تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگو تضمین می‌کند که جملات خطای الگو، نوفه‌ی سفید^۶ در نتیجه پایا $I(0)$ هستند. در

1- Augmented Dickey-Fuller Test.

2- Phillips-Perron Test .

3- Co-integration.

4- Vector Error Correction Model.

5- Johnson .

6- White Noise.

عین حال علاوه بر تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، لازم است در مورد لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی هم‌چون عرض از مبدأ، روند، متغیر مجازی و نیز متغیرهای برون‌زایی که می‌توانند تکانه‌های سیاست‌گذاری در الگو را توجیه کنند تصمیم‌گیری شود. در مقاله‌ی حاضر، برای تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR، ابتدا از معیارهای انتخاب مرتبه‌ی VAR، یعنی آکائیک^۱ (AIC)، نسبت درست‌نمایی^۲ (LL) و شوارتز-بیزین^۳ (SBC) استفاده شده و سپس جهت اطمینان بیشتر، بعد از برآورد معادلات با یک وقفه‌ی زمانی، با استفاده از آماره‌ی «آزمون افزودن متغیر»، معنی‌داری افزودن وقفه‌ی دوم و در صورت نیاز وقفه‌ی بالاتر متغیرها مورد آزمون قرار گرفته است. در جدول (۲) با در نظر گرفتن ماکزیمم طول وقفه‌ی چهار، مقادیر به دست آمده برای معیارهای (AIC)، (LL) و (SBC) برای الگوی VAR ارائه شده است.

جدول ۲- آزمون طول وقفه‌ی بهینه‌ی الگوی VAR با معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین

معیارها			طول وقفه
LL	AIC	SBC	
۶۷۳,۸۵۷۹	۵۴۸,۸۵۷۹	۴۸۵,۷۲۳۱	۴
۶۳۸,۵۸۲۴	۵۴۱,۵۸۲۴	۴۹۵,۲۴۱۶	۳
۶۰۰,۹۰۵۰	۵۴۵,۹۰۵۰	۵۰۲,۳۵۸۲	۲
۵۸۲,۶۴۹۱	۵۵۲,۶۴۹۱	۵۲۸,۸۹۶۴	۱
۵۳۴,۰۳۳۳	۵۲۹,۰۳۳۳	۵۲۵,۰۷۴۵	۰

منبع محاسبات تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در بین طول وقفه‌های مختلف بیش‌ترین مقادیر برآورد شده برای دو معیار شوارتز-بیزین و آکائیک مربوط به طول وقفه‌ی ۱ است بنابراین این دو معیار طول وقفه‌ی یک را پیشنهاد می‌کنند، اما معیار نسبت درست‌نمایی طول وقفه‌های بالاتر را پیشنهاد می‌کند. این در حالی است که آماره‌ی «آزمون افزودن متغیر» که در جدول (۳) نشان داده شده است، ورود وقفه‌ی دوم متغیرها را در هیچ یک از معادلات الگو تأیید نمی‌کند، لذا ورود وقفه‌ی دوم متغیرها تأیید نمی‌شود.

1- Akaike Information Criterion.

2- Log- Likelihood.

3- Schwarz Bayesian Criterion.

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون افزودن وقفه‌ی دوم متغیرها

معادلات	DLY	DLK	DLL	DLA	DLSC
F(11,16)	۱,۷۰۴	۰,۶۷۴	۰,۳۵۲	۱,۶۵۳	۱,۷۰۲

* معنی‌دار در سطح ۱٪
منبع محاسبات تحقیق

در نتیجه، وقفه‌ی اول متغیرها به‌عنوان مناسب‌ترین طول وقفه انتخاب می‌شود. بر این اساس الگوی VECM به‌گونه‌ای تنظیم می‌شود که تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها با یک وقفه‌ی زمانی ظاهر شود. این امر در صورتی مسیر می‌شود که مرتبه‌ی VAR برابر دو قرار گیرد.

هم‌چنین به‌منظور بهبود معادلات رگرسیون و هم‌چنین در نظر گرفتن تأثیرات نرخ تورم، شوک ناشی از انقلاب و جنگ بر روند تغییرات رشد صنعتی، سرمایه‌ی اجتماعی و فناوری متغیرهای نرخ تورم (P) و دو متغیر موهومی (DU (R) و DU (W) به‌عنوان متغیرهای برون‌زا در الگوی تصحیح خطای برداری وارد شده‌اند در جدول (۴)، نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی (Diagnostic Tests) مربوط به معادلات الگو در دو حالت با و بدون در نظر گرفتن متغیرهای برون‌زا منعکس شده است.

جدول ۴- آزمون‌های تشخیصی مربوط به معادلات الگو

معادلات					آماره‌ها	نوع آزمون	حالت
DLSC	DLA	DLL	DLK	DLY			
۰,۰۳۴	۰,۰۶۱	۰,۲۰	۰,۷۱	۰,۱۴	R^2	قدرت تبیین الگو	د- ر- شکل نرمال واریانس ناهمسانی
۰,۵۹۷	۱,۱۰۷	۰,۸۲۲	۰,۱۸۸	۶,۶۴*	F(۱, ۳۲)	همبستگی سریالی	
۰,۵۱۱	۰,۷۶۴	۲,۶۰۷	۰,۴۷۲	۳,۳۹**	F(۱, ۳۲)	شکل تبعی الگو	
۴,۸۶*	۰,۹۰۶	۶,۰۷***	۵,۷*	۰,۷۵۷	$\chi^2(2)$	نرمال بودن	
۰,۱۶۸	۱,۰۹۲	۵۹۴۴*	۰,۰۶۵	۰,۰۵۸	F(۱, ۳۷)	واریانس ناهمسانی	
۰,۱۰	۰,۱۵	۰,۳۰	۰,۷۶	۰,۲۸	R^2	قدرت تبیین الگو	د- ر- شکل نرمال واریانس ناهمسانی
۰,۳۱۶	۰,۸۲۶	۱,۲۶۱	۰,۴۷۰	۱,۳۹۴	F(۱, ۲۹)	همبستگی سریالی	
۱,۵۶۹	۱,۱۷۲	۰,۲۵۵	۰,۸۶۲	۰,۲۷۷	F(۱, ۲۹)	شکل تبعی الگو	
۱,۶۲	۱,۵۱۴	۱۸,۲۷*	۲,۴۰	۰,۷۹۲	$\chi^2(2)$	نرمال بودن	
۰,۲۱۵	۰,۰۲۱	۱,۱۶*	۱,۹۱	۰,۳۰۷	F(۱, ۳۷)	واریانس ناهمسانی	

* فرض H_0 در سطح ۱٪ رد می‌شود

** فرض H_0 در سطح ۵٪ رد می‌شود

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در برآورد معادلات با در نظر گرفتن متغیرهای برون‌زای نرخ تورم و شوک‌های انقلاب و جنگ، قدرت توضیح‌دهندگی تمامی معادلات بهبود یافته است. فرض صفر مبنی بر عدم وجود مشکل همبستگی سریالی در اجزاء اخلاص معادله‌ی تولید در حالت بدون در نظر گرفتن متغیرهای برون‌زا رد شده است که با وارد کردن متغیرهای برون‌زا این فرض تأیید شده است. هم‌چنین فرض صفر مبنی بر مناسب بودن شکل تبعی الگوها در حالت بدون در نظر گرفتن متغیرهای برون‌زا برای معادله‌ی تولید رد شده است که با ورود متغیرهای برون‌زا تأیید می‌شود. فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطا در حالت بدون در نظر گرفتن متغیرهای برون‌زا در معادلات سرمایه‌گذاری، نیروی کار و سرمایه‌ی اجتماعی رد می‌شود، اما این فرض در مورد معادلات سرمایه‌گذاری و سرمایه‌ی اجتماعی در حالت ورود متغیرهای برون‌زا تأیید می‌شود. علاوه بر این فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در اجزاء اخلاص معادله‌ی نیروی کار در حالت عدم ورود متغیرهای برون‌زا رد شده و در حالت ورود متغیرهای برون‌زا تأیید شده است، بنابراین ورود متغیرهای برون‌زا سبب تأمین بیش‌تر فروض کلاسیک و در نتیجه بهبود الگو می‌شود.

به‌طور کلی براساس آن‌چه که در ارتباط با تعیین مرتبه‌ی VAR و لزوم وارد کردن متغیرهای برون‌زا در معادلات الگو مورد بحث قرار گرفته، شکل مناسب الگوی VECM به شرح زیر به دست آمده است.

$$\Delta X_t = \beta_1 \Delta X_{t-1} + \pi X_{t-2} + \Phi D_t + U_t \quad (11)$$

$$X_t' = [LY, LK, LL, LA, LSC]$$

$$D_t' = [P, DU(R), DU(W)]$$

به منظور آزمون رتبه‌ی ماتریس π و تعیین بردار یا بردارهای هم‌گرایی، الگوی فوق به‌روش جوهانسون و به کمک داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۵ از نامقیدترین حالت تا مقیدترین حالت در مورد عرض از مبدأ و روند متغیرها^۱ برآورد شده و سپس با استفاده از دو آزمون اثر λ_{max} و حداکثر مقادیر ویژه λ_{trace} در مورد وجود و تعداد بردارهای هم‌گرایی بررسی و تصمیم‌گیری شده که نتایج حاصل در جدول (۵) آمده است.

۱- این پنج حالت عبارتند از: I بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، II با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی، III با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی، IV با عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید، V با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید.

جدول ۵- کمیت آماره‌های آزمون λ_{trace} و λ_{max} به منظور تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی

حالات مختلف اعمال قید در مورد عرض از مبدا و روند					فروض		آماره‌ها
V	IV	III	II	I	H_1	H_0	
۵۴,۷۱*	۵۵,۷۶*	۴۷,۱۰*	۵۷,۴*	۵۷,۲۹*	$r=1$	$r=0$	λ_{max}
۳۷,۶۸**	۴۴,۰۳*	۳۸,۹۷*	۳۹,۴۵*	۲۵,۹۷*	$r=2$	$r \leq 1$	
۲۴,۸۹*	۳۰,۲۹*	۹,۰۷۱	۱۵,۷۹	۱۲,۳۵	$r=3$	$r \leq 2$	
۶,۰۸	۸,۵۹	۳,۷۲	۹,۰۴	۵,۱۳	$r=4$	$r \leq 3$	
۳,۴۶	۳,۵۴	۰,۰۱۱	۰,۷۷	۰,۱۰۳	$r=5$	$r \leq 4$	
۱۲۶,۸*	۱۴۲,۲۳*	۹۸,۸۹*	۱۲۲,۴*	۱۰۰,۸*	$r \geq 1$	$r \leq 0$	λ_{trace}
۷۲,۱۳*	۸۶,۴۶*	۵۱,۷۸*	۶۵,۰۵*	۴۳,۵۶*	$r \geq 2$	$r \leq 1$	
۳۴,۴۴	۴۲,۴۳*	۱۲,۸۰	۲۵,۵۹	۱۷,۵۹	$r \geq 3$	$r \leq 2$	
۹,۵۵	۱۲,۱۳	۳,۷۳	۹,۸۲	۵,۲۳	$r \geq 4$	$r \leq 3$	
۳,۴۶	۳,۵۴	۰,۱۱۶	۰,۷۷	۰,۱۰۳	$r \geq 5$	$r \leq 4$	

* معنی‌دار در سطح ۵٪
منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس آماره‌های منعکس شده در جدول (۵)، فرضیه‌ی وجود ۲ بردار هم‌گرایی (CV) در حالت‌های اول (بدون عرض از مبدا و روند زمانی)، دوم (با عرض از مبدا مقید و بدون روند زمانی) و سوم (با عرض از مبدا نامقید و بدون روند زمانی) بر اساس هر دو آماره‌ی λ_{trace} و λ_{max} پذیرفته می‌شود. برای حصول اطمینان از مناسب‌ترین حالت از میان پنج حالت مذکور معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و حنان - کوئین^۱ (HQC) مد نظر قرار گرفته‌اند که براساس آن از بین سه حالت فوق تنها در حالت سوم (با عرض از مبدا نامقید و بدون روند زمانی) هر سه معیار آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان - کوئین به طور مشترک وجود دو بردار هم‌گرایی (CV) را تأیید می‌کنند، لذا الگو با فرض وجود دو بردار هم‌گرایی و در حالت سوم برآورد شده است که نتیجه‌ی آن در جدول (۶) ارائه شده است.

1- Hannan-Quinn Criterion.

جدول ۶- بردارهای هم‌گرایی

ضرایب بردارهای هم‌گرایی نرمال شده		ضرایب بردارهای هم‌گرایی		متغیرها
NCV2	NCV1	CV2	CV1	
-۱,۰۰	-۱,۰۰	-۳۶,۱۲	-۶,۳۹۰	LY
۰,۳۵۰	۰,۲۹۸	۱۰,۷۸	۲,۲۳۹	LK
۰,۵۴۲	۰,۷۱۰	۲۵,۶۷	۳,۴۶	LL
۱۱,۶۳۱	۱۰,۷۸	۳۸۹,۷۲	۷۴,۳۲	LA
-۴,۵۳۷	۰,۵۱۷	۱۸,۶۹	-۲۸,۹۹	LSC

منبع: محاسبات تحقیق

اعداد جدول (۶) ستون‌های CV1 و CV2 به ترتیب نشان دهنده‌ی ضرایب تخمین زده شده برای بردارهای هم‌گرایی اول و دوم و اعداد زیر ستون‌های NCV1 و NCV2 به ترتیب نشان دهنده‌ی ضرایب نرمال شده، بردارهای هم‌گرایی اول و دوم بر حسب ضریب متغیر تولید هستند. بردارهای منعکس شده در جدول مذکور نشان دهنده‌ی روابط بلندمدتی می‌باشند که بین متغیرهای الگو برقرارند. به‌منظور شناسایی روابط حاصله به‌گونه‌ای که نشان دهند در ارتباط با روابط اقتصادی، چه مفهومی را بیان می‌کنند، لازم است قیدهایی را بر ضرایب بردارهای به دست آمده اعمال کرد و آن‌ها را دوباره برآورد کرد. با توجه به وجود دو بردار هم‌گرایی باید بر هر بردار دو قید اعمال شود. در این راستا قیدها به گونه‌ای بر بردارها تحمیل می‌شود که یکی از بردارها نشان دهنده‌ی معادله‌ی تولید به عنوان تابعی از سرمایه‌ی فیزیکی، سرمایه‌ی اجتماعی و فناوری و بردار دیگر نشان دهنده‌ی معادله‌ی نوآوری به عنوان تابعی از سرمایه، نیروی کار و سرمایه‌ی اجتماعی باشد. بدین منظور در بردار هم‌گرایی اول برای شکل‌گیری یک تابع تولید ضریب متغیر ارزش افزوده به صورت $A_{11} = -1$ و ضریب متغیر نیروی کار به صورت $A_{13} = 1$ مقید شده است. هم‌چنین در بردار دوم جهت شکل‌گیری یک تابع فناوری ضریب متغیر فناوری به صورت $B_{24} = -1$ و ضریب متغیر تولید به صورت $B_{21} = 0$ مقید شده است. با اعمال قیود مذکور و برآورد دوباره روابط، بردارهای هم‌گرایی مقید به صورت جدول (۷) حاصل شده‌اند.

جدول ۷- بردارهای هم‌جمعی مقید

انحراف معیار مربوط به ضرایب بردارها		ضرایب بردارهای هم‌گرایی		متغیرها
NCV2	NCV1	CV2	CV1	
-	-	۰,۰۰۰۰	-۱,۰۰۰۰	DLY
۰,۰۲۹۰	۰,۰۱۹۵	۰,۰۶۱	۰,۲۰۹۳	DLK
۰,۰۷۳۲	-	۰,۱۹۹۴	۱,۰۰۰۰	DLL
-	۰,۵۴۸	-۱,۰۰۰۰	۹,۳۳۸	DLA
۲,۶۶۵	۲,۸۸۹	۶,۰۰۰۶	۹,۲۱۹	DLSC

منبع محاسبات تحقیق

با توجه به بردارهای هم‌گرایی مقید می‌توان سیستم معادلات هم‌زمان برآورد شده‌ای را مشتمل بر دو معادله‌ی تولید و نوآوری در بخش صنعت به صورت زیر ارائه داد:

$$\ln \frac{Y}{L_t} = 0.209 \ln K_t + 9.338 \ln A_t + 9.219 \ln SC_t$$

$$t: \quad (10.73) \quad (17.04) \quad (3.19)$$

$$\ln A = 0.061 \ln K + 0.199 \ln L + 6.006 \ln SC$$

$$t: \quad (2.10) \quad (2.73) \quad (2.25)$$

علامت ضرایب برآورد شده برای بردارهای هم‌گرایی مقید با انتظارات تئوریک موجود در این زمینه که در بخش ۲ و ۳ ارائه شده است، سازگاری و انطباق داشته و از نظر آماری نیز معنی‌دار هستند. براساس معادله‌ی اول تولید سرانه به طور مثبت و معنی‌دار تحت تأثیر متغیرهای موجودی سرمایه، فناوری و سرمایه‌ی اجتماعی قرار گرفته و در معادله‌ی دوم نیز فناوری به طور مثبت و معنی‌داری از متغیرهای موجودی سرمایه، نیروی کار و سرمایه‌ی اجتماعی تأثیر می‌پذیرد، لذا یک درصد افزایش در سرمایه‌ی اجتماعی سبب افزایش و بهبود فناوری به میزان ۶ درصد خواهد شد. از سوی دیگر یک درصد افزایش در سطح نوآوری منجر به افزایش ۹ درصدی سطح تولید صنعتی می‌شود، بنابراین می‌توان تأثیر غیرمستقیم سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد صنعتی از طریق نوآوری را از حاصل ضرب ضریب متغیر سرمایه‌ی اجتماعی در معادله‌ی نوآوری و ضریب متغیر نوآوری در معادله‌ی تولید به دست آورد که برابر با ۰,۵۴ درصد است. به عبارت دیگر یک درصد بهبود در سطح سرمایه‌ی اجتماعی منجر به ۰,۵۴ درصد بهبود در رشد صنعتی خواهد شد.

با توجه به تأثیر مثبت و معنی‌دار سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد فناوری و از طریق آن بر رشد صنعتی در بلندمدت، استنباط می‌شود که استقرار و استمرار بهبود فناوری در بنگاه‌های صنعتی مستلزم وجود سطح مطلوبی از سرمایه‌ی اجتماعی است که بتواند

به واسطه‌ی تسهیل جریان اطلاعات و کاهش هزینه‌های مبادله، فرایند انتقال و انتشار فناوری را در بین بنگاه‌های صنعتی تسریع کند. با توجه به کاهنده بودن روند سرمایه‌ی اجتماعی در کشور از یک‌سو و رابطه‌ی مستقیم سرمایه‌ی اجتماعی با فناوری و تولید از سوی دیگر، می‌توان دریافت که ضعف سرمایه‌ی اجتماعی در کشور به عنوان یکی از موانع و تنگناهای اساسی فراروی بهبود فناوری مورد نیاز بنگاه‌های صنعتی عمل کرده است. بدون شک ضعف در سطح و ترکیب سرمایه‌ی اجتماعی حتی با وجود سرمایه‌گذاری گسترده در بخش سخت افزاری فناوری، نمی‌تواند تضمین کننده‌ی بهبود فناوری باشد، به گونه‌ای که در نتیجه‌ی آن میزان رشد بنگاه‌های صنعتی به‌طور قابل ملاحظه‌ای تقویت شود.

به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت موجود بین متغیرهای الگو و به ویژه سرمایه‌ی اجتماعی، نوآوری و تولید و به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به روابط تعادلی برای متغیرهای تولید صنعتی و نوآوری برآورد شده که نتیجه‌ی آن به شرح زیر است:

الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله‌ی تولید:

$$DLA_1 = 3.83 + 7.24DLY_1 + 2.41DLK_1 + 4.6DLL_1 + 5.24DLA_1 + 4.33DLSC_1$$

$$t: \quad (5.84) \quad (3.05) \quad (2.13) \quad (1.91) \quad (2.06) \quad (3.53)$$

$$-0.36ecm(-1) - 0.41ecm^2(-1) - 0.002P - 0.18DU(R) - 0.009DU(W)$$

$$t: \quad (-2.53) \quad (-3.35) \quad (-2.31) \quad (-1.95) \quad (-3.4)$$

الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله‌ی فناوری:

$$DLY = 16.09 + 0.05DLY_1 + 0.03DLK_1 + 0.04DLL_1 + 0.06DLA_1 + 0.33DLSC_1$$

$$t: \quad (1.84) \quad (2.09) \quad (2.18) \quad (4.09) \quad (3.10) \quad (2.34)$$

$$-0.24ecm(-1) - 0.33ecm^2(-1) - 0.000P - 0.001DU(R) - 0.004DU(W)$$

$$t: \quad (-1.92) \quad (-2.64) \quad (-1.910) \quad (-2.236) \quad (-1.89)$$

ضریب تعیین به دست آمده برای الگوی تصحیح خطای مربوط به معادلات تولید صنعتی و نوآوری به ترتیب ۶۶٪ و ۷۵٪ به دست آمده است که حاکی از مطلوب بودن قدرت توضیح دهنده‌ی الگوها می‌باشد. ضرایب جملات تصحیح خطای اول و دوم در معادله‌ی تولید از نظر آماری معنی‌دار بوده و به ترتیب عبارتند از ۰,۳۶- و ۰,۴۱- و نشان می‌دهند که در هر سال به ترتیب ۰,۳۶ و ۰,۴۱ از عدم تعادل در یک دوره در تولید صنعتی در دوره‌ی بعد تعدیل می‌شود. ضرایب جملات تصحیح خطای اول و دوم در معادله‌ی فناوری نیز از نظر آماری معنی‌دار بوده و به ترتیب عبارتند از ۰,۲۴- و

۰,۳۳- و حاکی از این امر هستند که در هر سال به ترتیب ۰,۲۴ و ۰,۳۳ از عدم تعادل در یک دوره در فناوری و نوآوری در دوره‌ی بعد تعدیل می‌شود، بنابراین سرعت تعدیل در فناوری کندتر از سرعت تعدیل در تولید می‌باشد.

الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله‌ی تولید حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت بین تولید و متغیرهای موجودی سرمایه، نیروی کار، فناوری و سرمایه‌ی اجتماعی ارتباط مثبت معنی‌داری وجود دارد در حالی که نرخ تورم و شوک‌های ناشی از انقلاب و جنگ به طور منفی بر تولید و ارزش افزوده‌ی صنعتی تأثیرگذار است. الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله‌ی فناوری نیز نتیجه‌ی مشابهی را نشان داده است، بنابراین با توجه به تأثیر مثبت سرمایه‌ی اجتماعی بر سطح فناوری از یک‌سو و تأثیر مثبت فناوری بر تولید صنعتی از سوی دیگر، استنباط می‌شود که همانند دوره‌ی بلندمدت که از طریق بردارهای هم‌گرایی نشان داده شده است، در کوتاه‌مدت نیز سرمایه‌ی اجتماعی از طریق متأثر کردن سطح فناوری تأثیر مثبت تعیین‌کننده‌ای بر تولید و ارزش افزوده‌ی صنعتی دارد.

از مجموع برآوردها و تحلیل‌های به دست آمده در ارتباط با تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد صنعتی از طریق تقویت سرمایه‌ی اجتماعی، که بر اساس آن ارتباط مثبت بین این متغیرها نتیجه شده است، انتظارات نظری و هم‌سویی نتایج به دست آمده با نظریات مطرح شده در بخش (۲) قویاً تأیید می‌شود. در پرتو چنین ارتباطی و با توجه به روند در حال تضعیف سرمایه‌ی اجتماعی در کشور، می‌توان چگونگی و مکانیسم تأثیرات مخرب ضعف سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد صنعتی از طریق فناوری را در چارچوب شبکه‌های اجتماعی و اعتماد (به عنوان مؤلفه و عناصر اساسی سرمایه‌ی اجتماعی) تبیین کرد.

ضعف اعتماد (اعم از تعمیم یافته و نهادی) در کشور به روش‌های مختلفی در تضعیف نوآوری نقش آفرین بوده است. پایین بودن اعتماد تعمیم یافته، هزینه‌های کنترل تخلفات کاری توسط طرفین را افزایش داده و این امر منابع مالی و زمانی قابل دسترس برای بنگاه‌های صنعتی جهت سرمایه‌گذاری در حوزه‌های نوآوری را کاهش داده است. علاوه بر این ضعف اعتماد تعمیم یافته، ریسک‌گریزی افراد از جمله سرمایه‌گذاران را کاهش داده و سبب کاهش انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران در پروژه‌های تحقیق و توسعه شده است. هم‌چنین به واسطه‌ی ضعف اعتماد بنگاه‌ها در هنگام استخدام افراد، مهارت و دانش آن‌ها مورد توجه قرار نگرفته و بیش‌تر میزان شناخت قبلی از آن‌ها اهمیت یافته است. از این‌رو نیروی کار استخدام شده در تحقیق و توسعه

از مهارت‌ها و دانش بالایی که مورد نیاز فعالیت‌های نوآورانه است، برخوردار نیست. ضعف اعتماد نهادی که منجر به عدم ارتباط مؤثر بنگاه‌های صنعتی با سازمان‌ها و نهادهای دولتی شده و آن‌ها را نسبت به نهادهای دولتی بدبین کرده است، زمینه‌های جلب حمایت‌های مالی توسط بنگاه‌ها از سوی دولت در حوزه‌های فناوری و نوآوری را ناهموارتر کرده است.

۵- جمع بندی

بررسی و مرور شواهد نظری حاکی از این امر است که سرمایه‌ی اجتماعی نقش قابل توجهی در فراهم شدن فضای مورد نیاز برای تقویت نوآوری و فناوری ایفا کرده و نوآوری دیگر تنها از طریق ترکیب اشکال ملموس سرمایه (فیزیکی، مالی و...) قابل توضیح نیست، بلکه باید نقش سرمایه‌های نامشهود و به‌ویژه سرمایه‌ی اجتماعی نیز مد نظر قرار گیرد. بر اساس نتایج تجربی حاصل از تحلیل‌های هم‌گرایی انجام یافته با روش جوهانسون در این تحقیق، هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت افزایش سرمایه‌ی اجتماعی سبب تقویت و بهبود فناوری می‌شود. از سوی دیگر بهبود نوآوری نیز منجر به افزایش سطح تولید صنعتی خواهد شد. بنابراین تأثیر مثبت و معنی‌دار سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد صنعتی از طریق نوآوری تأیید شده است. با توجه به رابطه‌ی مثبت سرمایه‌ی اجتماعی با فناوری و تولید از یک‌سو و به کاهنده بودن روند سرمایه‌ی اجتماعی در کشور از سوی دیگر، می‌توان دریافت که ضعف سرمایه‌ی اجتماعی در کشور به عنوان یکی از موانع و تنگناهای اساسی فراروی بهبود فناوری مورد نیاز بنگاه‌های صنعتی عمل کرده است و بدون شک فقدان سطح مناسبی از سرمایه‌ی اجتماعی حتی با وجود سرمایه‌گذاری‌های قابل توجه در بخش سخت افزاری فناوری، نمی‌تواند تأمین‌کننده‌ی بهبود نوآوری و فناوری باشد.

فهرست منابع

- ۱- امیری، میثم. رحمانی، تیمور. (۱۳۸۵). بررسی آثار سرمایه‌ی اجتماعی درون و برون گروهی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، جستارهای اقتصادی پاییز و زمستان ۱۳۸۵؛ ۳(۶): ۱۱۱
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پایگاه اطلاعات سری زمانی

- ۳- رحمانی، تیمور. عباسی نژاد، حسین و امیری، میثم. (۱۳۸۶). بررسی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران، پژوهش‌های اقتصادی تابستان ۱۳۸۶؛ ۱(۲):۷
- ۴- رنایی، محسن. عمادزاده، مصطفی. مویدفر، رزیتا. (۱۳۸۵). سرمایه‌ی اجتماعی و رشد اقتصادی: آرایه‌ی یک الگوی نظری، مجله‌ی پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان ۱۳۸۵؛ ۲۱ (۲) (ویژه نامه‌ی اقتصاد): ۱۳۳-۱۵۱.
- ۵- سالنامه‌ی آماری کشور، مرکز آمار ایران (سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۶).
- ۶- سعادت، رحمان. (۱۳۸۷). برآورد روند سرمایه‌ی اجتماعی در ایران (با استفاده از روش فازی)، فصل‌نامه‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۴۳.
- ۷- سوری، علی. (۱۳۸۴). سرمایه‌ی اجتماعی و عملکرد اقتصادی، تحقیقات اقتصادی تابستان ۱۳۸۴؛ - (۶۹): ۸۷-۱۰۸.
- ۸- شعبانی، احمد. سلیمانی، محمد. (۱۳۸۸). اندازه‌گیری اثرات سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی (مطالعه‌ی موردی ج.ا. ایران)، نامه‌ی مفید دی ۱۳۸۸؛ ۱۵(۷۵) (نامه‌ی اقتصادی): ۲۳
- ۹- شیرخانی، محمدعلی. واسعی‌زاده، نسیم سادات. (۱۳۹۰). سرمایه‌ی اجتماعی و توسعه‌ی اقتصادی بررسی مقایسه‌ای ایران و کره‌ی جنوبی، فصل‌نامه‌ی سیاست-مجله‌ی دانشکده‌ی حقوق و علوم سیاسی تابستان ۱۳۹۰؛ ۴۱(۲):۲۱۳
- ۱۰- صفدری، مهدی. کریم، محمدحسین. خسروی، محمدرسول. (۱۳۸۷). بررسی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران، فصل‌نامه‌ی اقتصاد مقداری (فصل‌نامه‌ی بررسی‌های اقتصادی) تابستان ۱۳۸۷؛ ۵ (۲) (پیاپی ۱۷): ۳۹-۶۱
- ۱۱- عسگری، محمدمهدی. توحیدی‌نیا، ابوالقاسم. (۱۳۸۶). تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی، جستارهای اقتصادی پاییز و زمستان ۱۳۸۶؛ ۴(۸): ۹۹
- ۱۲- فرقانی، علی. حق‌بین، اشکان. (۱۳۸۸). ارزیابی نقش فرهنگ و سرمایه‌ی اجتماعی در نظام توسعه‌ی علم و فناوری کشور رشد فناوری پاییز ۱۳۸۸؛ ۵(۲۰): ۲۶
- ۱۳- فیروزآبادی، سیداحمد. ایمانی جاجرمی، حسین. (۱۳۸۵). سرمایه‌ی اجتماعی و توسعه‌ی اقتصادی- اجتماعی در کلان شهر تهران، رفاه اجتماعی زمستان ۱۳۸۵؛ ۶(۲۳): ۱۹۷-۲۲۴.
- ۱۴- قاسمی، وحید. آذربایجانی، کریم. ادیبی سده، مهدی. توکلی، خالد. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی برون گروهی بر توسعه‌ی اقتصادی در استان‌های ایران، راهبرد تابستان ۱۳۹۰؛ ۲۰(۵۹): ۲۴۳-۲

- ۱۵- مویدفر، رزیتا. اکبری، نعمت اله. دلیری، حسن. (۱۳۸۸). اثرات متقابل و پویای سرمایه‌ی اجتماعی و توسعه‌ی اقتصادی (مطالعه‌ی موردی ایران ۱۳۸۵-۱۳۶۸)، مطالعات اقتصاد بین‌الملل، پاییز و زمستان ۱۳۸۸؛ ۲۰(۲) (پیاپی ۳۵): ۲۱-۳۷.
- ۱۶- نظریور، محمدنقی. منتظری مقدم، مصطفی. (۱۳۸۹). سرمایه‌ی اجتماعی و توسعه‌ی اقتصادی؛ مطالعه‌ی درباره مشارکت اجتماعی از منظر اسلام، اقتصاد اسلامی بهار ۱۳۸۹، ۱۰(۳۷): ۵۷.
- ۱۷- نقدی، اسداله. سوری، علی. (۱۳۸۸). سرمایه‌ی اجتماعی و معمای رشد و توسعه، علوم اجتماعی زمستان ۱۳۸۸؛ ۳(۷): ۱۴۵.
- 18- Agapitova, Natalia. (2003). The Impact of Social Networks on Innovation and Industrial Development: Social Dimensions of Industrial Dynamics in Russia. Paper to be presented at the DRUID Summer Conference 2003 on "Creating, Sharing and Transferring Knowledge: The Role of Geographical Configurations, Institutional Settings and Organizational Contexts" Copenhagen/Ellsinore June 12-14, 2003
- 19- Akçomak, I. S., ter Weel, B. (2006). Social Capital, Innovation and Growth: Evidence from Europe, UNU-MERIT Working Paper, No. 2006-040.
- 20- Boulila G., Bourish L., and Trabelsi. (2008). Social Capital and Economic Growth: Empirical Investigations on the Transmission channels, International Economic Journal, Vol.22, Issue 3 September 2008, 399 – 417.
- 21- Chou, Yuan K. (2003). Three Simple Models of Social Capital and Economic Growth, The Journal of Socio-Economics.
- 22- Coleman, J. (1990). Foundations of Social Theory, Cambridge: Harvard University Press.
- 23- Edquist, D. ed. (1997). Systems of Innovation. Technologies, Institutions and Organizations, Printer, London
- 24- Feder, Gershon., Richard, E. Just, and David, Zilberman. (1985). Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey. Economic Development and Cultural Change 33: 255-98
- 25- Fukuyama, Francis. (1995). Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity, New York: Free Press
- 26- Knack, S., Keefer, P. (1997). Does social capital have an economic payoff? A Cross-country investigation, Quarterly Journal of Economics, Vol. 112, No. 4, 1251-1288.
- 27- Landry, R., Amara, N., and Lamary, M. (2000). Does Social Capital Determine Innovation? To What Extent? prepared for presentation at the 4th International Conference on Technology Policy and Innovation, Curitiba, Brazil, August 28-31, kuuc.chair.ulaval.ca/francais/pdf/apropos/publication5.pdf

- 28- Lengrand, L., and Chatri, I. 1999. Business Networks and the Knowledge-Driven, Economy, Brussels, European Commission
- 29- Lundvall, G - A., ed. (1995). National Systems of Innovation, Londres, Printer.
- 30- Mowery, D.C., and Rosenberg, N. (1978). The Influence of Market Demand upon Innovation: A Critical Review of Some Recent Empirical Studies, Research Policy, 8, April.
- 31- Nelson, R.R., ed. (1993). National Innovation Systems : A Comparative Analysis, Oxford, Oxford University Press.
- 32- North, Douglass C. (1990). Institutions, Institutional Change and Economic Performance, Cambridge : Cambridge University Press.
- 33- Paxton, Pamela. (1999). Is social capital declining in the United States? A multiple indicator assessment. The American Journal of Sociology 105: 88.
- 34- Putnam, Robert D. (1995). Bowling alone: America's declining social capital, Journal of Democracy 6: 65-78.
- 35- Rogers, Everett M. (1995). Diffusion of Innovations, New York: the Free Press.
- 36- Sequeiray Tiago Neves, and Lopes Alexandra Ferreira. (2009). An Endogenous Growth Model with Human and Social Capital Interactions, ISCTE- Lisbon University Institute, <http://erc.unide.iscte.pt>.
- 37- Tabellini, G. (2006). Culture and Institutions: Economic Development in the Regions of Europe, IGIER, Bocconi University [<http://www.dklevine.com/archive/refs4321307000000000466.pdf>], 16.01.2007.
- 38- Teece, David J., Pisano G., and Schuen A. (1990). Firm Capabilities, Resources and the Concept of Strategy, University of California.