

بررسی ارتباط متقابل بین عقود مشارکتی، قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی در ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۰۳

حمید عزیزمحمدلو*

۱۳۹

چکیده

در این تحقیق تعامل و رابطه علی موجود بین عقود مشارکتی و عقد قرض الحسنه از یک سو و سرمایه اجتماعی از سوی دیگر با استفاده از رویکرد علیت تودا- یاماتو و با بهره گیری از داده های آماری سال های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۶ آزمون و تحلیل شده است. نتایج آزمون علیت تودا- یاماتو گویای آن است که با وجود آنکه بین کل تسهیلات اعطایی در قالب عقود اسلامی و سرمایه اجتماعی رابطه علی وجود دارد، بین عقود مشارکتی و سپرده های قرض الحسنه از یک سو و سرمایه اجتماعی از سوی دیگر یک رابطه علی یک سو به برقرار است؛ به عبارت روشن تر، طی دوره مورد مطالعه، تغییر سرمایه اجتماعی از طریق متأثر ساختن فضای اعتماد و اطمینان، تغییر شبکه های اطلاعاتی، تغییر عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک مربوط به سپرده های عقود مشارکتی و قرض الحسنه، بر شرایط توسعه این عقود اثر گذاشته است؛ اما بر ایند تأثیرات این عقود بر توزیع درآمد، فقر، تورم، امنیت اقتصادی و سرمایه انسانی به گونه ای نبوده است که زمینه ساز تغییرات معنی دار سرمایه اجتماعی در کشور از طریق مکانیسم های مذکور گردد. برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها در چارچوب تحلیل همگرایی نیز حاکی از اثر مثبت و معنی دار سرمایه اجتماعی بر عقود مشارکتی و سپرده های قرض الحسنه است.

واژگان کلیدی: عقود مشارکتی، عقد قرض الحسنه، سرمایه اجتماعی، علیت تودا- یاماتو.

طبقه بندی JEL: Z10, Z21

مقدمه

نظام بانکداری بدون ربا متشکل از نهادهایی است که وجه تمایز آنها با بانکداری متعارف، عقود آن بوده که منجر به تمایز در سازوکارها و فرایندهای عملیاتی این بنگاه مالی می‌شود (عبدالهی و موسویان، ۱۳۹۲، ص ۱۱۶). به‌طور کلی عقود اسلامی در نظام بانکی عبارت‌اند از: عقود مشارکتی (شامل مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی، مضاربه، مزارعه و مساقات)، عقود مبادله‌ای (شامل فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، سلف، خرید دین، جعاله، ضمان و استصناع)، عقد قرض‌الحسنه و سرمایه‌گذاری مستقیم (اکبرزاده، ۱۳۹۲، ص ۱۶۴). در عقود مشارکتی بانک با تأمین تمام یا بخشی از سرمایه مورد نیاز فعالیت اقتصادی با صاحب‌کار قرارداد می‌بندد که در فرایند تولید با او در هرگونه سود و زیان شریک باشد. در این عقود سهم سرمایه از قبل تعیین نمی‌شود و بستگی کامل به موفقیت فعالیت مورد نظر دارد (موسویان، ۱۳۷۹)؛ اما عقود مبادله‌ای دارای بازدهی ثابت و از قبل تعیین شده هستند. در این عقود بانک‌ها صرف‌نظر از نقش سرمایه و عملکرد بنگاه، قیمت را چنان تنظیم می‌کنند که سود از قبل تعیین شده بانک تعیین شود. این عقود تنها در مواردی به کار بسته می‌شود که مشارکت در سود و زیان قابل اجرا نباشد (خان و میرآخور، ۱۳۷۰).

انتظار بر این است که اجرا و پیاده‌سازی عقود بانکداری اسلامی و به‌ویژه عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه، با توجه به ماهیت مشارکتی آنها از یک سو و کارکردها و آثار متعدد اجتماعی و اقتصادی آنها از سوی دیگر، بتواند منجر به بهبود مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی گردد. همچنین با مرور تعاریف و کارکردهای ارائه‌شده توسط صاحب‌نظران مختلف، می‌توان دریافت که سرمایه اجتماعی نیز امکان و توان متأثر ساختن عقود مشارکت و قرض‌الحسنه را دارد. آن‌گونه که کلمن (Coleman, 1990) بیان می‌کند، سرمایه اجتماعی منبعی برای کنش بین افراد و فعالان است. به زعم وی سرمایه اجتماعی ترکیبی از ساختارهای اجتماعی است که تسهیل‌کننده کنش‌های معینی از کنشگران در درون این ساختارهاست. همچنین فوکویاما (Fukuyama, 1995) سرمایه اجتماعی را مجموعه هنجارهای موجود در سیستم‌های اجتماعی می‌داند که موجب ارتقای سطح همکاری اعضای آن جامعه گردیده و موجب پایین آمدن سطح هزینه‌های تبادلات و ارتباطات می‌گردد. از نظر پاتنام (Putnam, 1995) سرمایه اجتماعی، جنبه‌هایی از سازمان اجتماعی از قبیل هنجارها، شبکه‌های

اجتماعی و اعتماد متقابل است که همیاری و هماهنگی افراد را جهت دستیابی به منافع مشترک تسهیل می‌نماید. با عنایت به تعاریف و کارکردهای ارائه‌شده، این نکته قابل استنباط است که سرمایه اجتماعی با تسهیل گردش اطلاعات، بسط و گسترش روابط رسمی و غیررسمی بین طرفین عقود و کاهش اطلاعات نامتقارن و ریسک‌های مترتب بر عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه، شرایط و مقدمات توسعه این عقود را فراهم می‌سازد.

۱۴۱ با توجه به اشارات فوق‌الذکر، این فرضیه مطرح می‌شود که بین عقود مشارکت و عقد قرض‌الحسنه از یک سو و سرمایه اجتماعی از سوی دیگر با توجه به کارکردهای چندوجهی آنها، رابطه متقابلی وجود دارد که در اثر چنین رابطه متقابلی این دو پدیده می‌توانند همدیگر را تقویت نموده و بهبود بخشند. مسئله اصلی تحقیق حاضر آزمون چنین فرضیه‌ای است. بدین منظور در ادامه با مروری بر پیشینه مطالعات انجام‌یافته، تبیین نظری از سازوکارهای ارتباط متقابل بین عقود مشارکت و عقد قرض‌الحسنه و سرمایه اجتماعی ارائه شده است. همچنین به‌طور تجربی تعامل بین این دو پدیده با استفاده از داده‌ها و شواهد سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۶ آزمون و بررسی شده است.

پیشینه موضوع

نوری احمدآبادی (۱۳۹۶) با مطرح نمودن مشکل اطلاعات نامتقارن به عنوان عاملی برای بالابودن هزینه‌های نظارت، نهادینه کردن شاخص‌های سرمایه اجتماعی در میان مسلمانان را از طریق برپایی عدل و قسط میان مردم در اولویت راه‌حل‌های پیشنهادی خود برای کاهش اطلاعات نامتقارن و تعمیق عقود اسلامی قرار داده است.

سبحانی و جعفری‌نژاد (۱۳۹۳) با بررسی سازوکار خلق اعتبار بانکی نتیجه گرفته‌اند که اعتبار به عنوان سرمایه اجتماعی می‌تواند در مبادله‌ها انتقال زمانی پدید آورده و واسطه موقت مبادله شود؛ اما شکل‌گیری این اعتبار نیازمند کنش‌های متقابل مبتنی بر اعتماد است که فرایند آن زمان‌بر است. بانک با گرفتن وثیقه‌های گوناگون و تبدیل اعتماد به اطمینان، برای افراد خلق اعتبار کرده و سپس با پولی کردن این اعتبار به افراد وام می‌پردازد.

مجتهدی و صفوی (۱۳۹۳) با بررسی اثر عوامل کاهنده سرمایه اجتماعی بر توسعه مالی در ایران نشان داده‌اند که شاخص اختلاس و ارتشا و جعل در کوتاه‌مدت و بلندمدت روی

نسبت مطالبات سیستم بانکی از بخش خصوصی به کل مطالبات سیستم بانکی اثر منفی دارد. از سوی دیگر، شاخص چک‌های برگشتی بر شاخص چندبُعدی سرمایه اجتماعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی بر نسبت دارایی‌های بانک‌های تجاری به دارایی‌های سیستم بانکی و بانک می‌گذارد.

یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود وجود یک رابطه تعالی بلندمدت را بین سرمایه اجتماعی و توسعه مالی نتیجه گرفته‌اند. بدین معنی که سرمایه اجتماعی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر توسعه مالی در ایران طی دوره مورد مطالعه دارد.

صمدی (۱۳۸۸) نیز در مطالعه مشابهی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۵ دریافت است که محدود شدن حقوق مالکیت و نزول سرمایه اجتماعی - به عنوان برخی عوامل نهادی - برخی از موانع عمده توسعه مالی در اقتصاد ایران هستند.

ارشدی (۱۳۹۲) با استناد به قرآن و سنت استدلال نموده است که صداقت، انصاف در معاملات، مشارکت، تعاون و انفاق در معاملات تجاری، دخالت‌نکردن در معاملات دیگران، ثبت‌کردن معاملات، اعتدال و میانه‌روی در مخارج، مستحکم کار کردن و ارائه کالا و خدمات مناسب، خوش برخوردی، هشت آموزه دینی اعتمادساز است که به تشکیل شبکه‌های افقی پایدار و تقویت سرمایه اجتماعی منتهی خواهد شد.

لطیف و همکاران (Latip & etal, 2017) در بررسی عوامل مؤثر بر استقبال مشتریان از بانکداری اسلامی در کشور مالزی با استفاده از روش رگرسیون لجستیک دریافتند که اعتماد درک‌شده از خدمات بانکداری اسلامی، تأثیر مثبتی بر پذیرش بانک‌های اسلامی از طرف مشتریان دارد.

معروف و رستیواتی (Ma'ruf and Restiawati, 2016) در مطالعه خود انواع و کارکردهای متفاوت سرمایه اجتماعی در ابعاد اعتماد، شبکه‌ها و هنجارهای اجتماعی را در تأمین مالی اسلامی کشور اندونزی از طریق مطالعه میدانی مورد بررسی قرار داده و دریافت‌اند که از بین ابعاد مختلف سرمایه اجتماعی، اعتماد بیشترین اهمیت و ارزش را در تأمین مالی اسلامی این کشور داراست.

ان‌جی و همکاران (Ng, 2015) نقش سرمایه اجتماعی در تأمین مالی اسلامی را بحث کرده و ضمن تشریح سازوکارهایی که از طریق آنها سرمایه اجتماعی بر تأمین مالی اسلامی

اثر می‌گذارد، راهکارهای عملیاتی برای تقویت سرمایه اجتماعی جهت زمینه‌سازی در توسعه تأمین مالی اسلامی ارائه نموده‌اند.

شرف و همکاران (Ashraf, ۲۰۱۵) تأثیر اعتماد مشتریان را بر مقبولیت بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های متعارف در کشور پاکستان بررسی کرده و دریافته‌اند که عامل اعتماد نقش تعیین‌کننده‌ای در انتخاب و ترجیح بانک‌های اسلامی بر بانک‌های غیراسلامی توسط مشتریان دارد.

مرور مطالعات انجام‌شده داخلی و خارجی نشان می‌دهد که با وجود آنکه در خصوص هر یک از موضوعات «عقود اسلامی» و به‌ویژه «سرمایه اجتماعی» به‌طور جداگانه مطالعات متعددی صورت پذیرفته است، اما جای تحقیقی که تعامل و ارتباط متقابل این دو مقوله را با یکدیگر مطالعه کرده باشد، خالی است. این امر ضمن نشان‌دادن وجوه تمایز تحقیق حاضر با مطالعات پیشین، ضرورت انجام تحقیقی منسجم در این حوزه را نیز آشکار می‌سازد که تحقیق حاضر در راستای چنین ضرورتی انجام شده است.

مبانی نظری

الف) مکانیسم نقش‌آفرینی سرمایه اجتماعی در توسعه عقود مشارکتی و عقد قرض الحسنه

یکی از چالش‌ها و مسائل اصلی مرتبط با عقود مشارکتی و عقد قرض الحسنه که سرمایه اجتماعی می‌تواند در تخفیف آنها نقش فراوانی ایفا نماید، ریسک موجود در نظام بانکداری اسلامی است.

نظام بانکداری اسلامی با دو دسته متفاوت از ریسک مواجه است: دسته اول، ریسک‌های رایجی است که نظام بانکداری متعارف نیز با آن روبه‌روست؛ دسته دوم، اختصاص به نظام بانکداری اسلامی دارد و از قوانین و الزامات شرعی ناشی می‌شود. این ریسک‌ها عبارت‌اند از: ریسک اعتماد، ریسک اعتباری، ریسک قیمت، ریسک عدم تعدیل، ریسک نقدینگی، ریسک عملیاتی، ریسک کاهش سپرده و ریسک دولت (ابوالحسنی و حسنی‌مقدم، ۱۳۸۷، ص ۱۵۶-۱۵۹). از میان ریسک‌های فوق، ریسک اعتماد و ریسک اعتباری در زمره مواردی هستند که شدیداً تحت تأثیر سرمایه اجتماعی موجود در فضای کسب‌وکار جامعه قرار دارند.

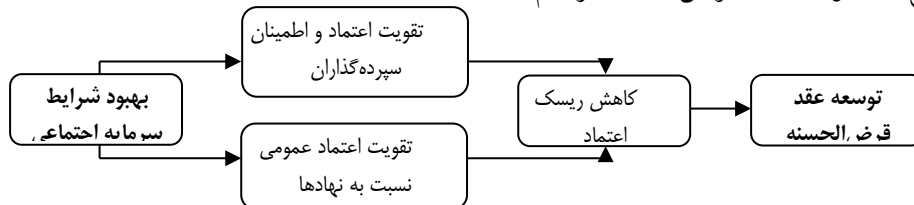
۱. اثر سرمایه اجتماعی بر عقد قرض الحسنه از طریق کاهش ریسک اعتماد: ریسک

اعتماد، ریسکی است که از کاهش اعتماد سپرده‌گذاران و مردم به نظام بانکی نشئت می‌گیرد که خود ریشه در عواملی چون عدم توانایی بانک‌ها در تنظیم قراردادهای مالی مطابق قوانین اسلامی و صورتی شدن عقدها در بانک‌ها دارد (Khan & Ahmad, 2001, p.126). فراهم‌بودن زمینه مناسبی از سرمایه اجتماعی و به تبع آن وجود اعتماد و اطمینان کافی در روابط بین طرفین درگیر در عقود اسلامی تا اندازه قابل توجهی قادر است در کاهش ریسک اعتماد ایفای نقش نماید. به زعم خان و احمد (Ibid) یکی از مهم‌ترین مسائلی که نظام بانکی بدون ربا با آن روبه‌روست، کاهش اعتماد سپرده‌گذاران و مردم به نظام بانکی است.

در واقع عدم رعایت شرایط خاص عقود، نه‌تنها اعتماد و اطمینان به نظام بانکی را کاهش می‌دهد، بلکه خود این کاهش اطمینان و اعتماد نیز که به مثابه سست‌تر شدن بنیان‌های سرمایه اجتماعی است، منجر به تضعیف شرایط توسعه عقود در نظام بانکی می‌گردد. هر اندازه اطمینان و اعتماد سپرده‌گذاران به شرایط و نحوه تخصیص سپرده‌ها مطابق با اصول مورد توافق از یک‌سو و سود حاصل از مشارکت از سوی دیگر تقویت شود، اقبال آنها به چنین عقودی تقویت می‌شود. این واقعیت به گونه دیگری در مورد عقد قرض الحسنه نیز صادق است. از آنجاکه فلسفه قرض الحسنه با اهداف و نیت خیرخواهی و کمک عجین است، به‌طور طبیعی سپرده‌گذاران قرض الحسنه نیز عموماً با نیت خیرخواهی اقدام به چنین فعالیت‌هایی می‌نمایند. برای چنین دسته از سپرده‌گذاران بسیار مهم است که اطمینان یابند آیا منابعی که به‌طور قرض در اختیار سیستم بانکی قرار داده‌اند متناسب با نیت و اهداف خیرخواهانه و به گروه‌های واقعی و نیازمند تخصیص داده می‌شود یا خیر. در سایه چنین منطقی، اعتماد بالاتر سپرده‌گذاران به چنین کارکردی از سیستم بانکی، زمینه‌ساز اقبال بیشتر سپرده‌گذاران برای توسعه چنین عقودی می‌شود.

از طرف دیگر میزان پویایی و پایداری تعامل بین سپرده‌گذاران و نظام بانکی، نه‌تنها تحت تأثیر اعتماد خاص فیما بین سپرده‌گذاران و نظام بانکی قرار دارد، بلکه مهم‌تر از آن از سطح اعتماد عمومی جامعه، به عنوان یکی از مصادیق بارز سرمایه اجتماعی، نسبت به نهادهای مختلف اقتصادی و اجتماعی فعال در آن جامعه نیز تأثیر می‌پذیرد. در شکل یک مکانیسم

نقش آفرینی سرمایه اجتماعی در کاهش ریسک اعتماد حاکم بر نظام بانکداری اسلامی و به تبع آن تقویت عقد قرض الحسنه ترسیم شده است.



۱۴۵

شکل ۱: مکانیسم نقش آفرینی سرمایه اجتماعی در کاهش ریسک اعتماد نظام بانکداری اسلامی

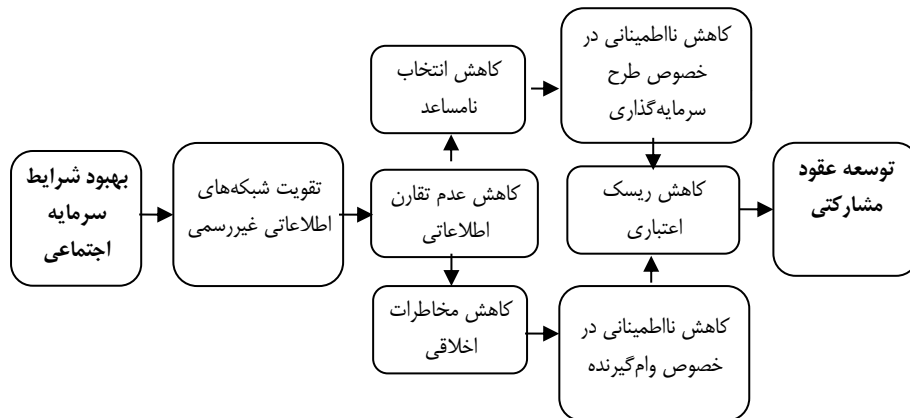
۲. اثر سرمایه اجتماعی بر عقود مشارکتی از طریق کاهش ریسک اعتباری: ریسک

اعتباری نیز می‌تواند به عنوان مکانیسمی محسوب گردد که از طریق آن سرمایه اجتماعی می‌تواند بر وضعیت عقود مشارکتی و عقد قرض الحسنه اثر گذارد. جوریون (Jorion, 2003) ریسک اعتباری را به خطری تعبیر نموده است که بر اساس آن وام‌گیرنده قادر به پرداخت اصل و فرع وام یا بدهی خود مطابق با شرایط مندرج در قرارداد نیست. بروز چنین ریسکی نقش بسیار مخربی در توسعه عقود بانکداری اسلامی خواهد داشت.

در واقع، نظام بانکداری بدون ربا با دو نوع گوناگون از ریسک اعتباری روبه‌روست: اول، ریسک اعتباری عقود مبادله‌ای است که به دلیل ناطمینانی در پرداخت اصل و سود حاصل از دریافت تسهیلات به طور کامل و در موعد مقرر به وسیله فرد متقاضی پدید می‌آید؛ دوم، ریسک اعتباری عقود مشارکتی که به علت مسئله اطلاعات نامتقارن (Asymmetric Information) در عقود مشارکتی شکل می‌گیرد. در این عقود، بانک به علت عدم تمایز و تشخیص ویژگی‌های اعتباری، سوددهی طرح و فعالیت اقتصادی و مسائل مرحله اجرا و بهره‌برداری طرح از یک سو و از سوی دیگر با ریسک ناشی از انتخاب بد (Adverse Selection) و مخاطره اخلاقی (Moral Hazard) روبه‌رو می‌شود. در واقع با توجه به ویژگی این نوع از عقود، بانک در زیان و مخاطره‌های ناشی از فعالیت اقتصادی با گیرنده تسهیلات سهیم بوده و همچنین تشخیص و ارزیابی اعتباری گیرنده تسهیلات و فعالیت اقتصادی برای بانک مشکل است. یکی از علل کمرنگ شدن عقود مشارکتی در بانکداری اسلامی نیز فراوان بودن ریسک اعتباری این عقود است (ابوالحسنی و حسنی مقدم، ۱۳۸۷، ص ۱۵۶).

البته در سیستم بانکی در کنار ضمانت‌نامه‌ها به عنوان الزامات تأمین مالی، اعتماد به مشتری نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای دارد. در واقع به تعبیر آرو (Arrow, 1974) که اعتماد را روان‌کننده فعالیت‌های اجتماعی می‌داند، وجود اطمینان و اعتماد بین سپرده‌گذار و بانکدار، منجر به تسهیل و تقویت ضمانت اجرای قوانین و تضمین‌های فیما بین طرفین می‌گردد.

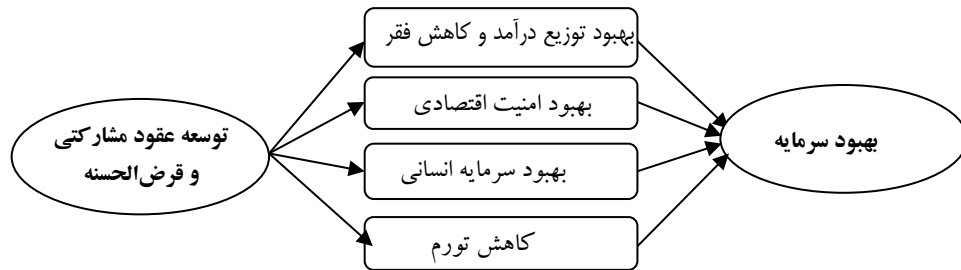
در واقع بانکدار در وضعیتی عمل می‌نماید که در چارچوب تئوری نمایندگی (Agency theory) قابل تبیین است (Hart, 1987). آن‌گونه که شاپیرو و استیگلیتز (Shapiro & Stiglitz, 1984) بیان می‌کنند شکل‌گیری اطلاعات نامتقارن بین مالک (بانک) و نماینده (وام‌گیرنده) منجر به ایجاد مشکلاتی از قبیل انتخاب نامساعد (نااطمینانی در خصوص سودآور بودن طرح سرمایه‌گذاری) و مخاطرات اخلاقی (نااطمینانی در خصوص قابلیت اعتماد وام‌گیرنده) می‌گردد. به زعم فراری (Ferrary, 2002) برای کاهش این عدم اطمینان بانک‌ها با دو رویکرد مواجه‌اند: رویکرد اول، یک رویکرد ابزاری است که به دنبال روش‌های عینی ارزیابی ریسک است و در عین حال با محدودیت‌های متعددی مواجه است؛ رویکرد دوم، رویکرد ارزیابی اجتماعی (Social Risk Evaluation) است و بر اساس آن درک ذهنی تحلیلگر مالی از وام‌گیرنده و اطلاعات خاصی که از طریق شبکه‌های اجتماعی از شرایط وام‌گیرنده گردآوری شده است، مبنای تصمیم‌گیری برای اعطای وام تلقی می‌شود. فراری استدلال می‌کند که روش‌های علمی ارزیابی ریسک که در چارچوب رویکرد اول قرار می‌گیرند، برای کاهش ریسک بانکدار در فعالیت‌های وام‌دهی ناکافی است. وی بیان می‌دارد که برای کاهش نااطمینانی ذاتی در ارزیابی ریسک و جبران محدودیت‌های روش‌های ابزاری، مشاوران مالی از ارزیابی ریسک اجتماعی بهره می‌گیرند. این ارزیابی نیز با استفاده از اطلاعاتی صورت می‌پذیرد که از طریق روابط غیررسمی مبتنی بر اعتماد قابل تحصیل هستند. در شکل دو مکانیسم نقش‌آفرینی سرمایه اجتماعی در کاهش ریسک اعتباری نشان داده شده است.



شکل ۲: مکانیسم نقش‌آفرینی سرمایه اجتماعی در کاهش ریسک اعتباری نظام بانکداری اسلامی

ب) مکانیسم نقش‌آفرینی عقود مشارکتی و عقد قرض‌الحسنه در تقویت سرمایه اجتماعی

بانکداری اسلامی خود را ملزم به رعایت ملاحظات ارزشی و اخلاقی در کلیه فعالیت‌های مالی از جمله تخصیص و تجهیز منابع کرده است که می‌توان گفت ضوابط اخلاقی همچون حذف ربا از عملیات بانکی در عرصه تجهیز و تخصیص منابع، تجهیز و تخصیص منابع بر اساس ملاحظات اخلاقی، عدم تخصیص منابع به فعالیت‌های غیرمولد، توزیع عادلانه منابع، توزیع عادلانه سود و مشارکت در سود و زیان در فعالیت‌های مالی را مورد ملاحظه قرار می‌دهد (نظریور و گل محمدی، ۱۳۹۶، ص ۴۳). چنین التزامی به رعایت ملاحظات اخلاقی و ارزشی، می‌تواند زمینه شکل‌گیری و تقویت ارزش‌های مثبتی چون اعتماد و اطمینان را به عنوان مؤلفه‌های اصلی سرمایه اجتماعی، تقویت نماید؛ بنابراین توسعه عقود بانکداری اسلامی، نه تنها تحت تأثیر فضای سرمایه اجتماعی جامعه قرار می‌گیرد، بلکه در صورتی که که به‌طور واقعی و با رعایت تمامی شرایط و الزامات مترتب بر آن پیاده‌سازی گردد، به دلیل ماهیت مشارکتی و کارکردهای متنوع آن از حیث اثرگذاری بر رفع فقر، توزیع عادلانه درآمد (کميجانی و هادوی‌نیا، ۱۳۷۷ / پناهی و نصیب‌پرست، ۱۳۹۴)، کاهش تورم (اکبرزاده، ۱۳۹۲ / فراهانی‌فرد، ۱۳۷۸ / اقبال، ۱۳۸۴ / صمصامی و توکلی، ۱۳۹۱)، تقویت سرمایه انسانی و ایجاد اطمینان و تأمین اجتماعی (هادوی‌نیا و عرب بافرانی، ۱۳۹۵) قادر است مقدمات اثرگذاری بر سرمایه اجتماعی را نیز فراهم سازد (شکل سه).



شکل ۳: مکانیسم نقش آفرینی توسعه عقود مشارکتی و قرض الحسنه در بهبود سرمایه اجتماعی

۱. اثر عقد قرض الحسنه بر سرمایه اجتماعی از طریق کمک به توزیع عادلانه درآمد و رفع فقر: نظام اقتصادی اسلام به توزیع درآمد در تمام مراحلش (قبل از تولید، بعد از تولید و توزیع مجدد) اهمیت داده است (کميجانی و هادوی‌نیا، ۱۳۷۷، ص ۲۴۴). در این نظام قرض الحسنه به عنوان یکی از شیوه‌ها و ابزارهای مؤثر برای کاهش نابرابری توزیع درآمد در نظر گرفته شده است که با برقراری جریان پول از طبقات ثروتمند به سمت طبقات کم‌درآمد و ایجاد زمینه تغییر الگوی تولید، افزایش اشتغال و تأمین نیازهای ضروری طبقات مزبور می‌تواند در جهت تثبیت درآمدها بین نیازمندان و عدم تمرکز ثروت نقش فعالی داشته باشد (پناهی و نصیب‌پرست، ۱۳۹۴، ص ۲۶). یکی از مهم‌ترین سازوکارهایی که عقود اسلامی از طریق آنها منجر به تحول در سرمایه اجتماعی می‌گردد، توزیع درآمد و تأثیر عقود اسلامی در توزیع عادلانه درآمد و رفع فقر است. از طرف دیگر برابری در درآمد نیز به شیوه‌های مختلفی بر سطح اعتماد و سرمایه اجتماعی اثر می‌گذارد: ۱. پیوندهای اجتماعی مردم را راغب‌تر می‌کند تا به کسانی اعتماد کنند که از نظر درآمد و ثروت به آنها شبیه‌ترند. به اعتقاد کلمن (۱۹۹۰) و فوکویاما (۱۹۹۵) بین افرادی که از نظر اجتماعی به هم نزدیک‌ترند درجه بالاتری از اعتماد وجود دارد. ۲. نابرابری درآمدی باعث ایجاد تضاد بر سر منابع می‌شود. روتستین و اوسلانر (Rothstein and Uslaner, 2005) استدلال می‌کند که افراد در جوامع نابرابر فاقد حس همبستگی و تعلقات مشترک هستند.

۲. اثر عقود مشارکتی بر سرمایه اجتماعی از طریق کمک به کاهش تورم: در نظام مشارکت، به علت نبود وام‌های مصرفی، مصرف کاهش می‌یابد و این امر، اثر منفی بر تورم می‌گذارد. در ضمن، تمام وجوه سرمایه‌گذاری شده تولید را افزایش می‌دهد و بر تورم اثر منفی خواهد گذاشت (صمصامی و توکلی، ۱۳۹۱، ص ۸۳). در چارچوب نظام مشارکت به

واسطه کاهش یا حذف هزینه‌های بهره، هزینه‌های تولید کاهش می‌یابد. از طرف دیگر به واسطه توزیع خطرات سرمایه‌گذاری بین طرفین شریک نااطمینانی کاهش می‌یابد. براینکه این پیامدها منجر به تقویت سرمایه‌گذاری، تولید و عرضه شده و این امر می‌تواند مقدمات کاهش نرخ تورم را فراهم آورد (Mirakhor & Krichenem, 2009). در واقع در چارچوب بانکداری بدون ربا، تورم به سه دلیل کاهش می‌یابد: الف) کاهش تقاضای پول به دلیل فقدان فعالیت‌های سفته‌بازی، ب) افزایش عرضه کل بر اثر افزایش اشتغال و سطح تولید و ج) توازن میان درآمد و مخارج در گردش واقعی و پولی اقتصاد (فراهانی‌فرد، ۱۳۷۸). از طرف دیگر تورم به عنوان یکی از نمودهای ثبات اقتصادی به طرق مختلفی بر سرمایه اجتماعی تأثیر می‌گذارد. از یک‌سو با تحت تأثیر قرار دادن ثروت واقعی و قدرت خرید مردم توان و کیفیت مشارکت آنها را در امور اجتماعی متأثر می‌نماید و از سوی دیگر از آنجاکه در اثر تورم شکاف درآمدی و ثروت بین فقرا و ثروتمندان بیشتر می‌شود، سرمایه اجتماعی نیز تضعیف می‌شود. همچنین تورم می‌تواند زمینه‌های اعتماد مردم به دولت و سیاست‌های آن را رقم بزند به گونه‌ای که تورم بالاتر منجر به بی‌اعتمادی بیشتر مردم به دولت خواهد شد؛ بنابراین با توسعه و تقویت عقود مشارکتی، می‌تواند از طریق کنترل و مهار تورم منجر به بهبود شرایط تقویت سرمایه اجتماعی در جامعه گردد (مهدوی و عزیزمحمملو، ۱۳۹۷، ص ۱۰).

۳. اثر عقد قرض الحسنه بر سرمایه اجتماعی از طریق کمک به بهبود امنیت اقتصادی:

در نظام اقتصادی اسلام که بر اساس تعاون بنا می‌شود، تأمین اجتماعی از ذات نظام نشئت می‌گیرد. این امر در قالب دو روش کفالت همگانی که مسئولیت متقابل افراد جامعه نسبت به تأمین نیازهای حیاتی همدیگر می‌باشد و مسئولیت دولت در تهیه سطح معیشت مناسب با زندگی افراد جامعه یعنی سطحی فراتر از نیازهای ضروری شکل می‌گیرد. از آنجاکه یکی از ارکان قرض الحسنه ضروری بودن مورد آن است، لذا یکی از آثار آن، ایجاد امنیت اقتصادی است. در واقع افراد اجتماع مطمئن هستند که در صورت وقوع حوادثی که منجر به ضروری شدن بعضی نیازها برای آنها گردد، قرض الحسنه تأمین‌کننده نیازهای آنان است (هادوی‌نیا و عرب بافرانی، ۱۳۹۵، ص ۲۳-۲۴). این کارکرد قرض الحسنه در ایجاد ثبات و امنیت اقتصادی، زمینه‌های اطمینان و اعتماد افراد جامعه را نسبت به کارکرد نهادها و وضعیت عمومی جامعه تقویت نموده و باعث بهبود اعتماد و اطمینان اجتماعی در جامعه می‌شود.

۴. اثر عقود مشارکتی و عقد قرض الحسنه بر سرمایه اجتماعی از طریق کمک به بهبود سرمایه انسانی: اسلام در زمینه تحقق توسعه پایدار توجه ویژه‌ای به تشویق علم و فضیلت عالم و اهمیت دادن به نقش سرمایه انسانی از خود نشان داده است (بختیاری، ۱۳۸۲، ص ۸۷). قرض الحسنه به عنوان یکی از عقود اسلامی، در زمینه پرداخت وام‌های بدون بهره و یا با بهره پایین برای دانشجویان و کسانی است که مایل‌اند دوره‌های مختلف آموزشی را بگذرانند اما توانایی مالی استفاده از آن را ندارند. این افراد می‌توانند با بهره‌مندی از وجوه قرض الحسنه در دوران تحصیل و استفاده از آن، پس از اتمام دوران تحصیلات خود و یافتن شغل و یا ارتقای شغل، نسبت به بازپرداخت آن اقدام کنند؛ بنابراین قرض الحسنه به عنوان عاملی است که می‌تواند در دوره‌ای از زمان ظرفیت کسب درآمد افراد خانواده‌ها را دستخوش تغییر قرار دهد و تحرک اقتصادی خانوار و همچنین سطح توسعه انسانی آنها را افزایش دهد (هادوی‌نیا و عرب بافرانی، ۱۳۹۵، ص ۳۰). از طرف دیگر بین سال‌های رسمی آموزش در مدرسه و سرمایه اجتماعی نیز رابطه مثبتی برقرار است (Offe & Fuchs, 2002). علاوه بر قرض الحسنه، عقود مشارکتی نیز در صورت اجرای درست به‌نحوی که منجر به تقویت سرمایه‌گذاری و افزایش دامنه فعالیت‌های تولیدی گردد، می‌تواند زمینه را برای تقویت تقاضا برای آموزش فراهم نمایند؛ به عبارت دیگر توسعه فعالیت‌های تولیدی، تقاضا برای نیروی کار آموزش‌دیده را در بخش‌های اقتصادی تقویت می‌نماید و نیروی کار نیز برای به‌دست‌آوردن فرصت‌های شغلی حاصله، در جستجوی احراز شرایط و پیش‌نیازهای مهارتی و علمی مورد نیاز تلاش خواهد نمود. این امر تقاضا برای آموزش را تقویت نموده و در اثر آن مؤلفه‌های سرمایه انسانی تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

روش تحقیق

آزمون علیت تودا و یاماتو

در این تحقیق از آزمون علیت تودا/ و یاماتو (Toda- Yamamoto Causality Test) برای بررسی علیت بین عقود مشارکتی و عقد قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی بهره گرفته شده است. تودا/ و یاماتو (۱۹۹۵) روشی را برای مواجهه با مشکلاتی که در آزمون‌های گرنجر (Granger Causality Test)، سیمز (Sims Causality Test) و علیت گرنجر هشیاو (Hsiao's

Granger Causality Test) وجود دارد، ارائه نمودند که این روش بر پایه برآورد یک مدل خودتوضیح برداری تعمیم یافته است. برای بررسی رابطه علیت بین دو متغیر سرمایه اجتماعی

(SC) و عقود اسلامی (IC)، مدل مدنظر به شکل رابطه زیر قابل ارائه است:

$$IC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d \max} \alpha_{1i} IC_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d \max} \alpha_{2i} SC_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$SC_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d \max} \beta_{1i} SC_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d \max} \beta_{2i} IC_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

رابطه اول در مدل (۱) عقود اسلامی را به صورت تابعی از وقفه‌های مختلف خود و ۱۵۱ متغیر سرمایه اجتماعی و رابطه دوم نیز سرمایه اجتماعی را به صورت تابعی از وقفه‌های مختلف خود و عقود اسلامی معرفی می‌نماید. لازم است ذکر شود که در رابطه (۱) متغیر (IC) حسب مورد به یکی از متغیرهای عقود مشارکتی، عقد قرض الحسنه، کل عقود و مطالبات بانکی اشاره خواهد داشت.

k مبین تعداد وقفه بهینه در مدل خودتوضیح برداری و $d \max$ نیز نشان‌دهنده حداکثر درجه جمعی (Maximal Order of Integration) است. ε_{1t} و ε_{2t} نیز جملات اخلاص مدل را نشان می‌دهند. در روش *تودا* و *یاماتو* در گام اول حداکثر درجه جمعی و همچنین تعداد وقفه‌های بهینه مدل خودتوضیح برداری مشخص می‌شود. در این تحقیق برای تعیین حداکثر درجه جمعی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test)) بهره گرفته شده است. همچنین برای تعیین طول وقفه بهینه از معیارهای آکائیک (Akaike Information Criterion (AIC))، حنان-کوئین (Hannan-Quinn (HQ)) و شوارتز-بیزین (Schwarz Bayesian Criterion (SBC)) استفاده شده است. پس از تعیین وقفه‌های بهینه و حداکثر درجه جمعی، مدل با تعداد وقفه‌ها ($k+d \max$) تشکیل می‌شود. فرایند انتخاب وقفه زمانی نیز در صورتی معتبر است که تعداد وقفه‌ها بهینه بزرگ‌تر و مساوی با حداکثر درجه جمعی باشد. به عبارت دیگر لازم است شرط $k \geq d \max$ برقرار باشد. به زعم *زاپاتا* و *رامبالدی* (Zapata & Rambaldi, 1997) در این روش تنها اطلاع از رتبه مدل خودتوضیح برداری و حداکثر درجه همگرایی متغیرها برای انجام آزمون کافی است و نیازی به اطلاع از ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم نیست.

با توجه به اینکه از آزمون علیت صرفاً جهت علیت بین عقود و سرمایه اجتماعی استفاده می‌شود، به منظور شناسایی دقیق نوع رابطه موجود بین این متغیرها - با توجه به مرتبه

جمعی بودن متغیرها که همگی جمعی از مرتبه اول هستند - از روش یوهانسون (Johansen, 1995 & 1991) استفاده شده است. این امر امکان آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها و استخراج بردارهای همگرایی بلندمدت بین متغیرها را فراهم می‌آورد. در این روش نخستین گام تعریف الگوی تصحیح خطای برداری است. این الگو به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

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

که در آن X نشان‌دهنده بردار متغیرهای الگوست که علاوه بر متغیرهای عقود مشارکتی $\log(PC)$ ، عقد قرض‌الحسنه $\log(GC)$ و سرمایه اجتماعی $\log(S)$ متغیرهای نرخ ارز $\log(ER)$ ، شاخص قیمت $\log(P)$ و درآمد نفتی $\log(OR)$ را نیز شامل می‌شود. برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، جهت تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR از معیارهای AIC، SBC و HQ و برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی از آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه استفاده شده است. برای تحلیل‌های توصیفی از بسته نرم‌افزاری Excel، برای برآورد مدل‌ها و انجام آزمون‌ها از بسته نرم‌افزاری (10) Eviews و Microfit استفاده شده است.

متغیرها و داده‌ها

برآورد مدل (۱) مستلزم در دست داشتن داده‌های مرتبط با متغیرهای سرمایه اجتماعی و عقود (کل تسهیلات / تسهیلات عقود مشارکتی / تسهیلات قرض‌الحسنه / سپرده‌های قرض‌الحسنه / مطالبات بانکی) است. با توجه به اینکه داده‌های مربوط به عقود اسلامی از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۶ در دسترس است، دوره زمانی مطالعه حاضر به سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۶ محدود شده است. برای متغیر کل تسهیلات با بهره‌گیری از منابع اطلاعاتی بانک مرکزی از مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به بخش غیردولتی مشتمل بر عقود مشارکتی، عقود مبادله‌ای، عقد قرض‌الحسنه و سرمایه‌گذاری مستقیم استفاده شده است. برای متغیر عقود مشارکتی از مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به بخش غیردولتی مرتبط با این عقود (شامل مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی و مضاربه) استفاده شده است. برای عقد قرض‌الحسنه علاوه بر در نظر گرفتن بخش تخصیص که از تسهیلات قرض‌الحسنه برای آن استفاده شده است، بخش تجهیز مرتبط با این عقد نیز در مطالعه لحاظ

شده است. بدین منظور از سپرده‌های قرض‌الحسنه بهره گرفته شده است. برای متغیر مطالبات بانکی نیز از مطالبات غیرجاری سیستم بانکی مشتمل بر مطالبات معوق، مطالبات سررسید گذشته و مطالبات مشکوک‌الوصول استفاده شده است. برای اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی، مبتنی بر رویکرد مورد پذیرش فوکویاما از سرانه پرونده‌های قضایی در زمینه‌های قتل، ضرب و جرح، تخریب (به عنوان نمادی از میزان انحرافات اجتماعی و عدم اعتماد عمومی)، اختلاس و ارتشا (به عنوان نمادی از میزان اعتماد در سطح میانی) و صدور چک بلامحل (به عنوان نمادی از میزان اعتماد به طرف معامله و اعتماد به سیستم بانکی) استفاده شده است؛ با این استدلال که افزایش سرانه پرونده‌های قضایی در این زمینه‌ها نشانه‌ای از کاهش سرمایه اجتماعی خواهد بود. برای برآورد مدل (۲) نیز علاوه بر متغیرهای فوق‌الذکر، از متغیرهای نرخ ارز، شاخص قیمت و درآمد نفت استفاده شده است. در خصوص متغیر نرخ ارز از نرخ برابری دلار با ریال در بازار غیررسمی (آزاد)، برای متغیر شاخص قیمت از شاخص قیمت مصرف‌کننده و برای متغیر درآمد نفت از داده‌های صادرات بخش نفت و گاز (به میلیون دلار) که اطلاعات آنها از بانک اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده، بهره گرفته شده است.

یافته‌ها

آزمون علیت بین متغیرها: نخستین گام در انجام آزمون علیت، تعیین حداکثر درجه جمعی است. به منظور تعیین حداکثر درجه جمعی مانایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول در دو حالت بدون روند و با روند با استفاده از آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آن در جدول زیر نشان داده شده است. شایان گفتن است که تمامی متغیرها در فرم لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

جدول ۱: نتایج آزمون مرتبه جمعی بودن متغیرها

نام متغیر	نمایه متغیر	سطح متغیرها		تفاضل مرتبه اول متغیرها		جمعی از مرتبه I(?)
		بدون روند	با روند	بدون روند	با روند	
کل تسهیلات	$\log(TC)$	-۱.۴۸۶۶	-۱.۵۳۸۸	-۴.۱۸۳۱*	-۴.۳۵۰۳*	I(۱)
تسهیلات قرض الحسنه	$\log(GCL)$	-۱.۲۷۶۵	-۳.۷۴۸۱	-۶.۱۹۲۷*	-۵.۹۴۴۴*	I(۱)
سپرده‌های قرض الحسنه	$\log(GCD)$	۰.۴۵۲۵	-۱.۶۶۵۷	-۳.۴۸۹۶**	-۳.۴۵۲۴***	I(۱)
تسهیلات عقود مشارکتی	$\log(PC)$	-۱.۵۵۹۶	-۲.۰۱۹۴	-۲.۵۷۳۶***	-۲.۵۲۳۷	I(۱)
مطالبات بانکی	$\log(UC)$	-۲.۳۹۳۴	-۰.۳۷۷۶۲	-۳.۵۴۱۰*	-۴.۰۲۷۰*	I(۱)
سرمایه اجتماعی	$\log(SC)$	-۱.۸۷۷۸	-۱.۸۴۵۱	-۴.۲۵۶۸*	-۴.۱۹۴۰*	I(۱)
درآمد نفت	$\log(OR)$	-۱.۳۲۰۱	-۱.۹۹۴۸	-۵.۵۴۶۱*	-۵.۴۹۳۴*	I(۱)
شاخص قیمت	$\log(P)$	-۱.۵۲۴۸	-۲.۱۰۸۱	-۳.۵۶۵۵*	-۳.۷۴۲۶*	I(۱)
نرخ ارز	$\log(ER)$	-۶.۰۸۶۹	-۲.۲۵۷۱	-۳.۵۲۶۱*	-۳.۴۹۵۶*	I(۱)
* معنی دار در سطح ۱ درصد ** معنی دار در سطح ۵ درصد *** معنی دار در سطح ۱۰ درصد						

منبع: محاسبات تحقیق.

بر اساس آماره آزمون دیکی- فولر، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ‌یک از متغیرها در حالت سطح رد نمی‌شود؛ ولی برای تفاضل مرتبه اول این متغیرها رد می‌شود؛ از این رو این متغیرها جمعی از مرتبه یک I(۱) هستند. بدین ترتیب حداکثر درجه جمعی برای مدل‌ها برابر یک قرار می‌گیرد یعنی $d \max = 1$.

جهت تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی VAR مقادیر معیارهای انتخاب مرتبه VAR یعنی آکائیک (AIC)، حنان- کوئین (HQ) و شوارتز- بیزین (SBC) مورد محاسبه قرار گرفته و در جدول (۲) منعکس شده است.

جدول ۲: طول وقفه بهینه الگوی VAR با معیارهای AIC, SBC, HQ

معیار انتخاب	کل تسهیلات و سرمایه اجتماعی	تسهیلات عقود مشارکتی و سرمایه اجتماعی	تسهیلات قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی	سپرده‌های قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی	مطالبات و سرمایه اجتماعی
AIC	۱.۶۶۵۰	۱.۸۸۴۰	۱.۵۶۱۴	۱.۳۷۷۹	۲.۰۸۸۱
SBC	۱.۷۵۷۵	۱.۹۷۶۵	۱.۶۵۳۹	۱.۴۷۰۴	۲.۱۸۰۶
HQ	۱.۶۹۵۲	۱.۹۱۴۲	۱.۵۹۱۵	۱.۴۰۸۰	۲.۱۱۸۲
AIC	-۵.۹۹۷۴	-۵.۳۸۹۵	-۵.۶۱۳۴	-۶.۵۲۵۸	-۵.۹۱۳۹
SBC	-۵.۷۱۹۸	-۵.۱۱۲۰	-۵.۳۳۵۸*	-۶.۲۴۸۲	-۵.۶۳۶۳*
HQ	-۵.۹۰۶۹	-۵.۲۹۹۱	-۵.۵۲۲۹	-۶.۴۳۵۳	-۵.۸۲۳۴

-۶.۰۶۹۸*	-۶.۹۱۱۹*	-۵.۶۹۲۴*	-۵.۶۵۵۷	-۶.۳۰۶۹	AIC	۲
-۵.۶۰۷۲	-۶.۴۴۹۴*	-۵.۲۲۹۸	-۵.۱۹۳۲	-۵.۸۴۴۳	SBC	
-۵.۹۱۹۰*	-۶.۷۶۱۲*	-۵.۵۴۱۶*	-۵.۵۰۴۹	-۶.۱۵۶۱	HQ	
-۵.۹۴۰۱	-۶.۸۳۵۲	-۵.۵۳۴۴	-۶.۱۸۶۲*	-۶.۵۶۹*	AIC	۳
-۵.۲۹۲۵	-۶.۱۸۷۶	-۴.۸۸۶۸	-۵.۵۳۸۶*	-۵.۹۲۱*	SBC	
-۵.۷۲۹۰	-۶.۶۲۴۱	-۵.۳۲۳۳	-۵.۹۷۵۱*	-۶.۳۵۷*	HQ	

منبع محاسبات تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، طول وقفه بهینه الگوی VAR با لحاظ کل تسهیلات و ۱۵۵ سرمایه اجتماعی و همچنین با لحاظ تسهیلات عقود مشارکتی و سرمایه اجتماعی بر اساس هر سه معیار AIC، SBC و HQ معادل ۳ پیشنهاد شده است. برای مدل با لحاظ سپرده‌های قرض‌الحسنه و سرمایه اجتماعی هر سه معیار AIC، SBC و HQ طول وقفه ۲ را پیشنهاد می‌نمایند. درحالی‌که با لحاظ تسهیلات قرض‌الحسنه و سرمایه اجتماعی دو معیار AIC و HQ طول وقفه ۲ و معیار SBC طول وقفه یک را پیشنهاد می‌کنند. همچنین در صورت لحاظ نمودن مطالبات بانکی و سرمایه اجتماعی در الگو، دو معیار AIC و HQ طول وقفه ۲ و معیار SBC طول وقفه یک را پیشنهاد می‌کنند. برای دو حالت اخیر با توجه به معیار SBC که در طول وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در حالت محدود بودن تعداد داده‌های سری زمانی مناسب‌تر است، طول وقفه ۱ انتخاب شده است.

با توجه به حداکثر درجه جمعی و همچنین طول وقفه بهینه به دست آمده برای مدل‌ها، مقدار عبارت $k+d \max$ برای مدل با لحاظ کل تسهیلات و سرمایه اجتماعی و همچنین تسهیلات عقود مشارکتی و سرمایه اجتماعی برابر ۴ ($k+d \max = 3+1=4$)، در صورت لحاظ نمودن سپرده‌های قرض‌الحسنه و سرمایه اجتماعی برابر ۳ ($k+d \max = 2+1=3$) و در حالت لحاظ تسهیلات قرض‌الحسنه و سرمایه اجتماعی و همچنین مطالبات بانکی و سرمایه اجتماعی برابر ۲ ($k+d \max = 1+1=3$) به دست می‌آید. علاوه بر این، از آنجاکه در مدل‌ها تعداد وقفه‌های بهینه بزرگ‌تر از حداکثر درجه جمعی است ($k \geq d \max$)، وقفه‌های زمانی انتخاب شده نیز از اعتبار لازم برخوردار است. حال با عنایت به وقفه‌های انتخاب شده برای هر یک از مدل‌ها، صورت قابل برآورد مدل در حالت لگاریتمی به صورت زیر حاصل می‌گردد.

جدول ۳: مدل‌های آزمون با توجه به وقفه‌های انتخاب شده

متغیرهای لحاظ شده	مدل آزمون
کل تسهیلات و سرمایه اجتماعی	$\log(PC_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1i} \log(PC_{t-i}) + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2i} \log(SC_{t-i}) + \varepsilon_{1t}$ $\log(SC_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} \log(SC_{t-i}) + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} \log(PC_{t-i}) + \varepsilon_{2t}$
تسهیلات عقود مشارکتی و سرمایه اجتماعی	$\log(PC_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1i} \log(PC_{t-i}) + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2i} \log(SC_{t-i}) + \varepsilon_{1t}$ $\log(SC_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} \log(SC_{t-i}) + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} \log(PC_{t-i}) + \varepsilon_{2t}$
تسهیلات قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی	$\log(GCL_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} \log(GCL_{t-i}) + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \log(SC_{t-i}) + \varepsilon_{1t}$ $\log(SC_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} \log(SC_{t-i}) + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \log(GCL_{t-i}) + \varepsilon_{2t}$
سپرده‌های قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی	$\log(GCD_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_{1i} \log(GCD_{t-i}) + \sum_{i=1}^3 \alpha_{2i} \log(SC_{t-i}) + \varepsilon_{1t}$ $\log(SC_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \log(SC_{t-i}) + \sum_{i=1}^3 \beta_{2i} \log(GCD_{t-i}) + \varepsilon_{2t}$
مطالبات و سرمایه اجتماعی	$\log(GCL_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} \log(GCL_{t-i}) + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \log(SC_{t-i}) + \varepsilon_{1t}$ $\log(SC_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} \log(SC_{t-i}) + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \log(GCL_{t-i}) + \varepsilon_{2t}$

برای انجام آزمون علیت، ابتدا مدل‌های به دست آمده با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۶ برآورد گشته و سپس محدودیت‌های اعمال شده بر ضرایب معادلات الگو (به شرح جدول ۵)، با استفاده از آماره آزمون والد مورد آزمون قرار گرفته است. در جدول (۴) و نمودارهای منعکس شده در شکل (۸) نتیجه آزمون‌های تشخیصی مدل‌های برآورد شده منعکس شده است.

بر اساس نتایج منعکس شده در جدول (۴) قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها در تمامی حالات بالای ۹۰ درصد است. آماره آزمون معنی‌داری کلی ضرایب رگرسیون برای معادلات اول و دوم تمامی مدل‌ها در سطح خطای یک درصد معنی‌دار بوده و مدل‌های برآورد شده از نظر کلی معنی‌دار هستند. احتمال متناظر با آماره آزمون نرمالیتی به استثنای معادلات اول مدل در حالت لحاظ نمودن کل تسهیلات و تسهیلات قرض الحسنه در سایر معادلات مدل‌ها بالاتر از ۵ درصد بوده و از این رو فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع اجزای اخلال رد نمی‌شود. همچنین با توجه به احتمال متناظر با آماره آزمون واریانس ناهمسانی، همبستگی سریالی و شکل تبعی مدل در تمامی مدل‌ها، فرض صفر مبنی بر همسان بودن واریانس‌ها، عدم وجود خودهمبستگی و مناسب بودن شکل تبعی مدل رد نمی‌شود. علاوه بر این، نتیجه آزمون ثبات پارامترها در مدل‌های برآورد شده که مبتنی بر آزمون‌های شکست بر اساس پسماندهای

بازگشتی (CUSUM) انجام یافته مبین آن است که فرض صفر مبنی بر ثبات پارامترها رد نمی‌شود. حال با عنایت به مناسب بودن مدل‌های برآوردشده، می‌توان آزمون علیت توذ / - یاماتور را با اطمینان بیشتری انجام داد. نتایج این آزمون در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۴: آماره و سطح معنی‌داری آزمون‌های تشخیصی مدل‌های برآوردشده

مدل‌ها										آماره آزمون	نوع آزمون
مطالبات و سرمایه اجتماعی		سپرده‌های قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی		تسهیلات قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی		تسهیلات عقود مشارکتی و سرمایه اجتماعی		کل تسهیلات و سرمایه اجتماعی			
معادله اول	معادله دوم	معادله اول	معادله اول	معادله اول	معادله اول	معادله اول	معادله دوم	معادله اول	معادله دوم		
۰.۹۱۲۹	۰.۹۹۸۶۱	۰.۹۱۰۱	۰.۹۹۸۴	۰.۸۹۷۴	۰.۹۹۵۸	۰.۹۱۳۳۸	۰.۹۹۷۲	۰.۹۵۶۳۳	۰.۹۹۸۲۰	\bar{R}^2	قدرت توضیح دهندگی مدل
۷۰.۷۸۰۵ (۰.۰۰۰)	۴۸۴۴.۴ (۰.۰۰۰)	۵۱.۶۶۷ (۰.۰۰۰)	۳۱۶۹.۱ (۰.۰۰۰)	۶۸۸۴۸ (۰.۰۰۰)	۱۸۴۶۶ (۰.۰۰۰)	۳۹.۲۲۲ (۰.۰۰۰)	۱۳۰۲.۷ (۰.۰۰۰)	۵۷.۴۹۱۵ (۰.۰۰۰)	۱۴۵۷.۰ (۰.۰۰۰)	F	آزمون معنی‌داری کلی ضرایب
۰.۲۰۴۲ (۰.۹۰۳)	۰.۹۰۳۷ (۰.۶۳۶)	۰.۲۱۷۷ (۰.۱۹۷)	۱.۰۰۶۳ (۰.۶۰۵)	۰.۲۳۳۸ (۰.۹۸۸)	۹.۴۵۴۴ (۰.۰۰۹)	۰.۸۹۶۰ (۰.۹۵۶)	۲.۱۹۱۴ (۰.۳۳۴)	۱.۲۳۱۷ (۰.۵۴۰)	۱۰.۲۳۶۶ (۰.۰۰۶)	χ^2	آزمون نرمالیتی
۰.۵۲۰۸ (۰.۴۷۰)	۰.۰۳۰۲ (۰.۸۶۲)	۰.۲۲۵۶ (۰.۶۳۵)	۰.۰۸۱۱ (۰.۷۷۶)	۰.۶۸۸۲ (۰.۴۰۷)	۲.۳۸۴۶ (۰.۱۲۳)	۰.۳۹۷۴ (۰.۵۲۸)	۰.۲۲۴۵۳ (۰.۶۳۶)	۰.۰۰۳۶۹ (۰.۳۰۲)	۰.۸۶۴۴۰ (۰.۳۵۳)	F	آزمون همبستگی سریالی
۱.۵۹۲۸ (۰.۲۰۷)	۰.۵۷۶۳ (۰.۴۴۸)	۱.۶۸۷۹ (۰.۱۹۴)	۰.۹۶۷۳ (۰.۷۵۶)	۱.۲۹۷۹ (۰.۲۵۵)	۰.۵۰۱۷ (۰.۵۰۱)	۱.۰۴۶۳ (۰.۷۳۶)	۰.۰۸۶۶۶ (۰.۷۶۸)	۱.۷۱۴۸ (۰.۱۹۰)	۰.۰۰۷۳۵ (۰.۹۳۲)	F	آزمون واریانس ناهمسانی
۰.۸۹۹۵ (۰.۳۴۳)	۰.۷۷۵۶ (۰.۳۷۸)	۲.۵۸۵۳ (۰.۱۰۸)	۰.۴۰۳ (۰.۵۲۵)	۰.۰۵۸ (۰.۸۰۹)	۰.۵۷۲۵ (۰.۸۱۱)	۰.۰۶۰۴ (۰.۹۳۸)	۲.۱۹۱۴ (۰.۱۱۹)	۱.۰۶۵۰ (۰.۳۰۲)	۰.۹۱۰۹۹ (۰.۳۴۰)	F	آزمون شکل تبعی مدل

اعداد داخل پرانتز سطح معنی‌داری را نشان می‌دهند.

منبع: محاسبات تحقیق.

جدول ۵: نتایج آزمون علیت تودا- یاماتو

نتیجه	احتمال	مقدار آماره والد	محدودیت اعمال شده بر اساس فرض H_0	متغیر تأثیر پذیر	متغیر تأثیر گذار	
رد فرض H_0	۰.۰۶۸	۸.۷۳۶۶	$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \alpha_{24} = 0$	$\log(TC)$	$\log(SC)$	کل تسهیلات و سرمایه اجتماعی
رد فرض H_0	۰.۰۱۳	۱۲.۷۳۳۲	$\beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = \beta_{24} = 0$	$\log(SC)$	$\log(TC)$	سرمایه اجتماعی
رد فرض H_0	۰.۰۰۲	۱۶.۷۷۰۰	$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \alpha_{24} = 0$	$\log(PC)$	$\log(SC)$	عقود مشارکتی و سرمایه اجتماعی
عدم رد فرض H_0	۰.۶۴۸	۲.۴۸۲۰	$\beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = \beta_{24} = 0$	$\log(SC)$	$\log(PC)$	سرمایه اجتماعی
رد فرض H_0	۰.۰۰۵	۱۲.۶۹۱۶	$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = 0$	$\log(GCD)$	$\log(SC)$	سپرده‌های قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی
عدم رد فرض H_0	۰.۱۰۲	۶.۲۰۰۱	$\beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = 0$	$\log(SC)$	$\log(GCD)$	سرمایه اجتماعی
عدم رد فرض H_0	۰.۵۶۴	۱.۱۴۴۶	$\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$	$\log(GCL)$	$\log(SC)$	تسهیلات قرض الحسنه و سرمایه اجتماعی
عدم رد فرض H_0	۰.۴۲۲	۱.۷۲۵۶	$\beta_{21} = \beta_{22} = 0$	$\log(SC)$	$\log(GCL)$	سرمایه اجتماعی
رد فرض H_0	۰.۰۶۴	۵.۴۹۱۵	$\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$	$\log(UC)$	$\log(SC)$	مطالبات و سرمایه اجتماعی
عدم رد فرض H_0	۰.۲۹۲	۲.۴۵۹۸	$\beta_{21} = \beta_{22} = 0$	$\log(SC)$	$\log(UC)$	سرمایه اجتماعی

منبع: محاسبات تحقیق.

بر اساس نتایج آزمون علیت منعکس شده در جدول بالا، رابطه دوسویه بین سرمایه اجتماعی و کل تسهیلات تأیید شده است. همچنین یک رابطه یک‌سویه از طرف سرمایه اجتماعی به عقود مشارکتی، سپرده‌های قرض الحسنه و مطالبات بانکی تأیید شده است. اما هیچ رابطه علیت معنی‌داری بین دو متغیر سرمایه اجتماعی و تسهیلات قرض الحسنه به تأیید نرسیده است.

آزمون هم‌انباشتگی جهت شناسایی روابط بلندمدت بین متغیرها: در این قسمت به منظور شناسایی دقیق‌تر نوع رابطه موجود بین سرمایه اجتماعی و عقود مشارکتی و سپرده‌های قرض الحسنه، با عنایت به اینکه تمامی این متغیرها جمعی از مرتبه اول هستند، از روش هم‌انباشتگی یوهانسون بهره گرفته شده و روابط بلندمدت بین این متغیرها بررسی شده است. در این راستا الگوی تصحیح خطای برداری معرفی شده در رابطه (۲) با لحاظ متغیرهای عقود مشارکتی ($\log(PC)$ ، سپرده‌های قرض الحسنه ($\log(GCL)$ ، سرمایه اجتماعی ($\log(S)$ ، شاخص قیمت ($\log(P)$ ، نرخ ارز ($\log(ER)$ و درآمد نفت ($\log(OR)$ مدنظر قرار گرفته و مرتبه الگوی تصحیح

خطای برداری با استفاده از معیارهای (AIC)، (HQ) و (SBC) مورد محاسبه قرار گرفته و در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: طول وقفه بهینه الگوی تصحیح خطای برداری

معیارها			طول وقفه
SBC	AIC	HQ	
-۶.۶۴۷۵۳۰	-۶.۹۲۲۳۵۶	-۶.۸۳۱۲۵۹	۰
-۱۶.۰۷۳۶۳*	-۱۷.۹۹۷۴۱	-۱۷.۳۵۹۷۳	۱
-۱۵.۶۷۲۵۱	-۱۹.۲۴۵۲۴*	-۱۸.۰۶۰۹۸*	۲

منبع: محاسبات تحقیق.

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، معیارهای HQ و معیار AIC طول وقفه ۲ و معیار SBC طول وقفه ۱ را پیشنهاد می‌نماید. با عنایت به اینکه معیار SBC در طول وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و برای تعداد نسبتاً محدودتر مشاهدات مناسب‌تر است، لذا با استناد به معیار SBC طول وقفه یک برای مدل تصحیح خطای برداری انتخاب شده است. به منظور آزمون رتبه ماتریس π در رابطه (۲) و تعیین تعداد بردارهای همگرایی بلندمدت، الگوی تصحیح خطای برداری با در نظر گرفتن مرتبه تعیین شده، به روش یوهانسون از نامقیدترین حالت تا مقیدترین حالت در مورد عرض از مبدأ و روند متغیرها* در الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت، برآورد شده و نتایج آن در ارتباط با آزمون اثر (λ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) در قالب جدول (۷) ارائه شده است.

*. این پنج حالت عبارت‌اند 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 بودن روند زمانی، IV با عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید، V با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید.

جدول ۷: آزمون λ_{trace} و λ_{max} به منظور تعیین تعداد بردارهای همگرایی

حالات مختلف اعمال قید					آماره آزمون	
V	IV	III	II	I	H ₁	H ₀
۱۸۰.۴۹۳۱*	۱۸۶.۶۹۲۶*	۱۴۴.۶۹۹۷*	۱۶۴.۹۲۵۰*	۱۳۸.۹۲۰۱*	$r=1$	$r=0$
۱۱۲.۴۷۴۰*	۱۱۸.۶۵۳۲*	۹۷.۰۴۸۳۱*	۱۱۱.۰۲۴۲*	۸۶.۴۳۵۴۵*	$r=2$	$r \leq 1$
۶۶.۹۳۰۲۹*	۷۱.۷۸۱۳۱*	۵۷.۶۰۴۶۸*	۶۸.۷۹۲۵۶*	۴۴.۵۲۵۲۳*	$r=3$	$r \leq 2$
۳۶.۹۶۸۷۳*	۴۱.۰۶۶۲۰	۳۰.۳۳۸۱۱*	۴۱.۳۱۰۵۰*	۱۷.۶۲۹۵۶	$r=4$	$r \leq 3$
۱۲.۳۵۶۱۳	۱۶.۲۴۴۹۱	۱۳.۶۵۸۱۵	۱۴.۴۳۹۵۲	۷.۲۴۵۳۸۳	$r=5$	$r \leq 4$
۱.۱۲۹۸۶۷	۴.۷۲۷۶۸۸	۳.۹۸۳۱۸۲	۴.۵۳۷۴۲۸	۱.۳۸۹۴۸۷	$r=6$	$r \leq 5$
۶۸.۰۱۹۱۵*	۶۸.۰۳۹۳۵*	۴۷.۶۵۱۴۴*	۵۳.۹۰۰۸۱*	۵۲.۴۸۴۶۷*	$r=1$	$r=0$
۴۵.۵۴۳۶۸*	۴۶.۸۷۱۹۳*	۳۹.۴۴۳۶۲*	۴۲.۲۳۱۶۲*	۴۱.۹۱۰۲۲*	$r=2$	$r \leq 1$
۲۹.۹۶۱۵۶	۳۰.۷۱۵۱۱	۲۷.۲۶۶۵۸	۲۷.۴۸۲۰۶	۲۶.۸۹۵۶۷*	$r=3$	$r \leq 2$
۲۴.۶۱۲۶۰	۲۴.۸۲۱۲۹	۱۶.۶۷۹۹۵	۲۶.۸۷۰۹۸	۱۰.۳۸۴۱۷	$r=4$	$r \leq 3$
۱۱.۲۲۶۲۶	۱۱.۵۱۷۲۲	۹.۶۷۴۹۷۰	۹.۹۰۲۰۸۹	۵.۸۵۵۸۹۶	$r=5$	$r \leq 4$
۱.۱۲۹۸۶۷	۴.۷۲۷۶۸۸	۳.۹۸۳۱۸۲	۴.۵۳۷۴۲۸	۱.۳۸۹۴۸۷	$r=6$	$r \leq 5$
* معنی‌دار در سطح ۵٪					** معنی‌دار در سطح ۱۰٪	

منبع: محاسبات تحقیق.

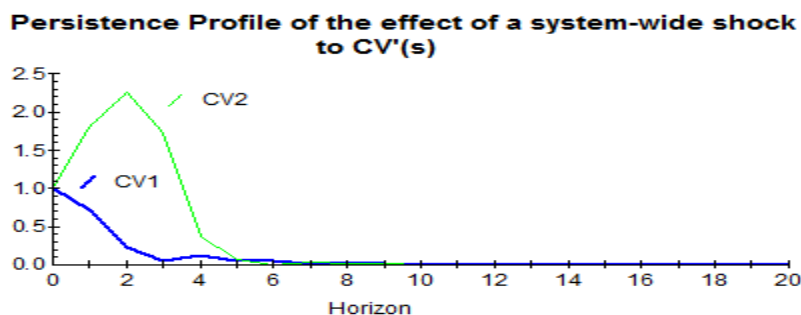
نتایج حاصل از آزمون اثر حاکی از پذیرش فرض وجود حداکثر سه بردار همگرایی در حالت‌های اول (I) و چهارم (IV) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه حاکی از پذیرش فرض حداکثر دو بردار همگرایی در حالت‌های دوم (II)، سوم (III)، چهارم (IV) و پنجم (V) است. با عنایت به اینکه فرض وجود سه بردار همگرایی مورد پذیرش هر دو آماره نیست، از این رو فرض وجود دو بردار همگرایی که بر اساس هر دو آزمون مورد قبول است، مبنا قرار گرفت و الگوی مدنظر با در نظر گرفتن دو بردار همگرایی در حالت‌های دوم (II)، سوم (III)، چهارم (IV) و پنجم (V) برآورد شد. مقایسه نتایج تخمین در حالت‌های چهارگانه نشان داد که در حالت چهارم، الگوی تخمین زده شده از نظر سرعت همگرایی و همچنین انطباق علائم ضرایب متغیرها با انتظارات تئوریک از سایر حالت‌ها مناسب‌تر است؛ از این رو الگوی نهایی با در نظر گرفتن دو بردار همگرایی در حالت چهارم برآورد شده که نتیجه تخمین بردارها در دو شکل با ضرایب همگرایی و ضرایب همگرایی نرمال شده در جدول (۸) منعکس شده است.

جدول ۸: بردارهای همگرایی برآورد شده

بردار	متغیرها (اعداد داخل پرانتز ضرایب نرمال شده هستند)						
	$\log(PC)$	$\log(PGCD)$	$\log(SC)$	$\log(P)$	$\log(ER)$	$\log(OR)$	$Trend$
CV ₁	-۲۶.۹۰۶۱ (۱.۰۰۰۰)	-۲.۱۶۹۰۶ (۰.۰۸۰۶۱۶)	-۲۸.۰۹۹۷ (۱.۰۴۳۶۳)	۴.۴۳۶۰۷۹ (-۰.۱۶۴۸۷)	-۰.۱۲۸۲۱ (۰.۰۰۴۷۶۵)	۲.۰۶۲۴۲۲ (-۰.۰۷۶۶۵)	۳.۴۱۲۴۴۸ (-۰.۱۲۶۸۳)
CV ₂	۲.۵۳۷۹۵۵ (۱.۰۰۰۰)	۲.۸۴۲۵۵۱ (۱.۱۲۰۰۱۶)	۱۰.۱۱۷۳۷ (۳.۹۸۶۴۲۶)	-۱۰.۲۹۸۱ (-۴.۰۵۷۶۴)	-۹.۴۴۱۹۶ (-۳.۷۲۰۳)	۰.۱۰۴۸۷ (۰.۰۴۱۳۲۱)	۰.۵۶۰۱۷۸ (۰.۲۲۰۷۲)

منبع: محاسبات تحقیق.

بردارهای منعکس شده در جدول (۸) نشان‌دهنده روابط بلندمدتی هستند که بین متغیرهای الگو برقرار است. برای نشان‌دادن وجود هم‌جمعی در سیستم‌های برآورد شده، یک تکانه یا شوک کلی به بردارهای سیستم وارد شده که نتایج حاصله از این شوک در شکل (۴) نشان داده شده است.



شکل ۴: عکس‌العمل بردارهای هم‌گرایی نسبت به یک تکانه کلی بر سیستم

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، با اعمال یک شوک کلی به سیستم برآورد شده، نوسانات ایجاد شده، طی ۹ دوره به آرامی از بین رفته و هر دو بردار همگرایی به وضعیت تعادلی قبلی خود برمی‌گردند. به منظور شناساسدن روابط همگرایی برآورده شده، قیدهایی به شرح زیر بر ضرایب بردارها اعمال گشته و بردارهای مربوطه مجدداً برآورد شده‌اند.

$$\begin{pmatrix} \alpha_{11} = -1 & \alpha_{12} = 0 \\ \alpha_{21} = 0 & \alpha_{22} = -1 \end{pmatrix}$$

دو قید اعمال شده بر ضرایب بردار اول با هدف برآورد عقود مشارکتی به عنوان تابعی از سرمایه اجتماعی، شاخص قیمت، نرخ ارز و درآمد نفت و دو قید اعمال شده بر ضرایب بردار دوم با هدف برآورد سپرده‌های قرض‌الحسنه به عنوان تابعی از سرمایه اجتماعی شاخص

قیمت، نرخ ارز و درآمد نفت تنظیم شده‌اند. نتیجه حاصل از برآورد بردارهای مقید در جدول (۹) ارائه شده است.

جدول ۹: بردارهای همگرایی مقید

بردار	متغیرها (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب هستند)						
	$\log(PC)$	$\log(PGCD)$	$\log(SC)$	$\log(P)$	$\log(ER)$	$\log(OR)$	$Trend$
CV _۱	۱.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۸۱۶۱۷۶	۰.۱۳۷۰۵۱	۰.۲۹۳۶۸۲	-۰.۰۸۵۸۰۳	-۰.۱۵۳۷۸۴
	(NONE)	(NONE)	(۰.۰۷۳۲۸)	(۰.۲۱۴۱۵)	(۰.۱۲۳۹۷)	(۰.۰۴۹۶۷)	(۰.۰۱۱۸۳)
CV _۲	۰.۰۰۰۰	۱.۰۰۰۰	۲.۸۳۰۵۴۰	-۳.۷۴۵۲۰۴	-۳.۵۸۳۸۶۳	۰.۱۱۳۵۰۱	۰.۳۳۴۳۷۴
	(NONE)	(NONE)	(۰.۶۸۳۹۰)	(۱.۹۹۸۵۵)	(۱.۱۵۶۹۳)	(۰.۴۶۳۵۷)	(۰.۱۱۰۲۸)

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به بردارهای مقید منعکس شده در جدول (۹)، چگونگی تأثیرات بلندمدت سرمایه اجتماعی بر عقود مشارکتی و سپرده‌های قرض‌الحسنه را می‌توان در قالب سیستم بردارهای همگرایی مقید زیر نشان داد.

$$\text{Log}(PC) = -0.8161 * \text{Log}(SC) - 0.1370 * \text{Log}(P) - 0.2936 * \text{Log}(ER) + 0.0858 * \text{Log}(OR) + 0.1537 * \text{Trend}$$

$$t: \quad (-11.1378) \quad (-0.6399) \quad (-2.3689) \quad (1.7274) \quad (12.9994)$$

$$\text{Log}(GCD) = -2.8305 * \text{Log}(SC) + 3.7452 * \text{Log}(P) + 3.5838 * \text{Log}(ER) - 0.1135 * \text{Log}(OR) - 0.3343 * \text{Trend}$$

$$t: \quad (-4.1388) \quad (1.8739) \quad (3.0977) \quad (-0.2448) \quad (-3.0293)$$

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، با توجه به آماره t ضرایب متغیر سرمایه اجتماعی در هر دو بردار از نظر آماری معنی‌دار است. با توجه به نحوه تعریف عملیاتی سرمایه اجتماعی که از سرانه جرائم استفاده شده است و رابطه معکوس بین سرانه جرائم و سرمایه اجتماعی وجود دارد، علامت منفی این متغیر در بردارهای فوق مطابق با انتظارات تئوریک است. به عبارت دیگر منفی بودن این ضریب بدین معنی است که کاهش سرانه جرائم (افزایش سرمایه اجتماعی) منجر به افزایش و بهبود عقود مشارکتی (مبتنی بر بردار اول) و سپرده‌های قرض‌الحسنه (مبتنی بر بردار دوم) می‌گردد. این امر با نتایج حاصل از آزمون علیت انجام‌یافته در این تحقیق هم‌راستا بوده و علاوه بر آن نوع و چگونگی اثرگذاری سرمایه اجتماعی بر عقود مشارکتی و سپرده‌های قرض‌الحسنه را مشخص می‌سازد. با عنایت به لگاریتمی بودن توابع بلندمدت استخراج‌شده، ضرایب متغیرهای الگو بیان‌کننده کشش یا حساسیت متغیر وابسته نسبت به متغیرهای مستقل است. بر این اساس یک درصد بهبود در سرمایه اجتماعی باعث می‌شود تا تسهیلات عقود مشارکتی و سپرده‌های قرض‌الحسنه به ترتیب به اندازه ۰/۸۱

درصد و ۲/۸۳ درصد بهبود یابند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که تأثیر سرمایه اجتماعی بر سپرده‌های قرض‌الحسنه قوی‌تر از تأثیر آن بر عقود مشارکتی حاصل شده است. ضریب متغیر شاخص قیمت تنها در معادله دوم که سپرده‌های قرض‌الحسنه متغیر وابسته است از نظر آماری معنی‌دار است. همچنین ضریب متغیر نرخ ارز نیز در معادله دوم مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است؛ اما این ضریب در معادله اول منفی و از نظر آماری معنی‌دار است و نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز تأثیر منفی بر تسهیلات عقود مشارکتی دارد. همچنین ضریب متغیر درآمد نفتی نیز صرفاً در معادله اول از نظر آماری در سطح خطای ۱۰ درصد معنی‌دار است و با توجه به علامت آن نشان‌دهنده تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بر تسهیلات عقود مشارکتی است.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

جمع‌بندی تحلیل‌های نظری صورت‌گرفته در این تحقیق حاکی از آن است که بین دو متغیر عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه از یک‌سو و سرمایه اجتماعی از سوی دیگر رابطه دوسویه‌ای وجود دارد. به عبارت دیگر از یک‌سو سرمایه اجتماعی از طریق تقویت اعتماد و اطمینان، توسعه شبکه‌های اطلاعاتی، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش ریسک مربوط به سپرده‌های عقود بانکداری اسلامی، می‌تواند زمینه‌های توسعه عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه را فراهم نماید و از سوی دیگر توسعه عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه نیز می‌تواند از طریق مکانیسم‌هایی چون توزیع عادلانه‌تر درآمد، کاهش فقر، کاهش تورم، افزایش امنیت اقتصادی و بهبود سرمایه انسانی در متأثر ساختن سرمایه اجتماعی نقش‌آفرین باشد.

بررسی تجربی تعامل عقود مشارکتی و عقد قرض‌الحسنه با سرمایه اجتماعی در کشور با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۶ با استفاده از آزمون علیت تودا- یاماتو، یک رابطه علی دوسویه بین کل تسهیلات و سرمایه اجتماعی و یک رابطه علی از سمت سرمایه اجتماعی به عقود مشارکتی، سپرده‌های قرض‌الحسنه و همچنین مطالبات بانکی را نتیجه داده است. همچنین نتایج تحلیل‌های همگرایی انجام‌یافته در این تحقیق نیز همسو با نتیجه آزمون علیت بوده و بر اساس ضرایب حاصل‌شده برای متغیر سرمایه اجتماعی در بردارهای همگرایی برآورد شده، وجود رابطه مثبت بین سرمایه اجتماعی از یک‌سو و عقود

مشارکتی و سپرده‌های قرض‌الحسنه از سوی دیگر طی دوره زمانی مورد مطالعه تأیید شده است. این امر متناسب با یافته‌های نظری در خصوص نقش‌آفرینی سرمایه اجتماعی در توسعه این عقود است. مبتنی بر این یافته‌های تجربی استنباط می‌شود که بهبود و تقویت سرمایه اجتماعی در کشور می‌تواند زمینه‌ساز بهبود و تقویت اعتماد و اطمینان سپرده‌گذاران و همچنین بهبود اعتماد عمومی به نهادهای اقتصادی از جمله بانک‌ها و مؤسسات مالی گشته و از این رهگذر منجر به تقویت گرایش‌ها به سمت قرض‌الحسنه گردد. در واقع با بهبود وضعیت سرمایه اجتماعی در کشور، اقبال جامعه به سمت عقود مشارکتی و همچنین قرض‌الحسنه تقویت خواهد شد؛ چراکه ماهیت و کارکردهای این عقود با مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی همخوانی و قرابت بیشتری دارد. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که اگر سیاستگذار در بانکداری اسلامی کشور، در صدد توسعه عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه است، یکی از فاکتورهای مؤثر بر آن وضعیت سرمایه اجتماعی موجود در کشور است.

متناسب با یافته‌های تجربی حاصل شده، با وجود اینکه سرمایه اجتماعی باعث تحت تأثیر قرار گرفتن عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه در کشور طی دوره مورد مطالعه شده است، اما رابطه علی معنی‌داری از طرف عقود مشارکتی و عقد قرض‌الحسنه به سرمایه اجتماعی حاصل نشده است. در واقع این بخش از یافته‌ها با مباحث نظری موجود پیرامون تأثیرات مثبت عقود مشارکتی و عقد قرض‌الحسنه بر سرمایه اجتماعی همخوانی و مطابقت چندانی ندارد. البته باید در نظر داشت که با توجه به تحلیل‌های نظری، عقود بانکداری اسلامی در شرایطی قادر است بر سرمایه اجتماعی مؤثر واقع گردد که ابتدا بتواند بر متغیرهایی چون توزیع درآمد، فقر، تورم، امنیت اقتصادی و سرمایه انسانی مؤثر واقع شود. نتیجه تجربی حاصل شده در این تحقیق می‌تواند گواهی بر این مطلب باشد که براین تأثیرات عقود مشارکتی و قرض‌الحسنه بر توزیع درآمد، فقر، تورم، امنیت اقتصادی و سرمایه انسانی به‌گونه‌ای نبوده است که زمینه‌ساز تغییرات معنی‌دار سرمایه اجتماعی در کشور از طریق مکانیسم‌های مذکور گردد. در واقع با وجود استدلال‌های نظری موجود در حوزه آثار مثبت توسعه این عقود، اما در عمل در ایران به خاطر صوری‌سازی و اجرای ناقص بانکداری اسلامی و وجود مشکلات متعدد برای پیاده‌سازی صحیح و اصولی آن که در مطالعات متعددی از جمله (موسویان،

۱۳۸۱/ توتونچیان، ۱۳۸۱/ عبدالهی و موسویان، ۱۳۹۲/ محسنی زنوزی و جلیلی، ۱۳۹۵/ طالبی و کیایی، (۱۳۹۱) نشان داده شده است، امکان تحقق چنین اثراتی بسیار محدود گشته است.

منابع و مأخذ

۱. ابوالحسنی، اصغر و رفیع حسنی مقدم؛ «بررسی انواع ریسک‌ها و روش‌های مدیریت آن در نظام بانکداری بدون ربا ایران»؛ *اقتصاد اسلامی*، دوره ۸، ش ۳۰، ۱۳۸۷.
۲. ارشدی، وحید؛ «آموزه‌های اخلاقی خرید و فروش (معاملات) در جامعه اسلامی و تأثیر آن بر انباشت سرمایه اجتماعی و تقویت سایر بخش‌های مولد اقتصادی»؛ *اقتصاد و بانکداری اسلامی*، دوره ۳، ش ۴ و ۵، ۱۳۹۲.
۳. اقبال، منور؛ *بانکداری اسلامی در سره‌هایی در اقتصاد اسلامی*؛ ترجمه مجید حبیبیان نقیبی؛ قم: دانشگاه مفید، ۱۳۸۴.
۴. اکبرزاده، معین؛ «مقایسه تطبیقی عقود مبادله‌ای و مشارکتی و شناخت مشکلات و فواید کاربرد آنها در نظام بانکداری اسلامی»؛ *اقتصاد و بانکداری اسلامی*، دوره ۳، ش ۴ و ۵، ۱۳۹۲.
۵. بختیاری، صادق؛ *تحلیلی از توزیع درآمد با استفاده از روش پارامتریک*؛ تهران: معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۸۲.
۶. پناهی، حسین و سیما نصیب پرست؛ «عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در استان‌های ایران با تأکید بر قرض الحسنه: رویکرد اقتصادسنجی بیزی»؛ *معرفت اقتصاد اسلامی*، س ۶، ش ۲، ۱۳۹۴.
۷. توتونچیان، ایرج؛ «آیا بانکداری ایران اسلامی است»؛ *اقتصاد اسلامی*، س ۲، ش ۶، ۱۳۸۱.
۸. خان، محسن و عباس میرآخور؛ *مطالعات نظری در بانکداری و مالیه اسلامی*؛ تهران: مؤسسه بانکداری ایران، ۱۳۷۰.
۹. سبحانی، حسن و محمد جعفری‌نژاد؛ «اعتبارهای بانکی، ابزاری برای تبدیل سرمایه اجتماعی به سرمایه نقدی»؛ *اقتصاد اسلامی*، دوره ۱۴، ش ۵۶، ۱۳۹۳.

۱۰. صمدی، علی حسین؛ «سرمایه اجتماعی و توسعه مالی: اقتصاد ایران (۱۳۸۵-۱۳۵۰)»؛ تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۴، ش ۳، ۱۳۸۸.
۱۱. صمصامی، حسین و احمد توکلی؛ «اثر اجرای بانکداری بدون ربا بر سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و تورم در ایران»؛ معرفت اقتصاد اسلامی، س ۳، ش ۲، ۱۳۹۱.
۱۲. عبدالهی، محسن و سیدعباس موسویان؛ «تبیین آسیب‌های اجرای عقود بانکی در کشور؛ رهیافتی برای تحقق اقتصاد مقاومتی»؛ بهبود مدیریت، دوره ۷، ش ۲۰، ۱۳۹۲.
۱۳. فراهانی فرد، سعید؛ «نقش بانکداری بدون ربا در رفع فقر»؛ نامه مفید، ش ۱۷، ۱۳۷۸.
۱۴. کميجانی، اکبر و علی اصغر هادوی نیا؛ «درآمدی بر جایگاه قرض الحسنه در اسلام و اثرات اقتصادی آن»؛ نامه مفید، ش ۹۲، ۱۳۷۷.
۱۵. مجتهدی، صبا و بیژن صفوی؛ «بررسی اثر عوامل کاهشده سرمایه اجتماعی بر توسعه مالی در ایران»؛ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۱۰، ش ۱، ۱۳۹۳.
۱۶. محسنی زنوزی، سیدجمال‌الدین و زهرا جلیلی؛ «مشکلات بانکداری اسلامی در ایران با نگاهی به تجربه مالزی»؛ اقتصاد و بانکداری اسلامی، ش ۱۷، ۱۳۹۵.
۱۷. موسویان، سیدعباس؛ «مصادیق آشکار و پنهان ربا در نظام بانکی ایران»؛ اقتصاد اسلامی، س ۲، ش ۶، ۱۳۸۱.
۱۸. _____؛ بانکداری بدون ربا از نظریه تا عمل؛ تهران: دانش و اندیشه معاصر، ۱۳۷۹.
۱۹. مهدوی، ابوالقاسم و حمید عزیزمحمدلو؛ «تحلیل عوامل کلان مؤثر بر فرایند انباشت سرمایه اجتماعی در ایران»؛ مجلس و راهبرد، دوره ۲۵، ش ۹۳، ۱۳۹۷.
۲۰. نظر پور، محمدنقی و طیبه گل محمدی؛ «ملاحظات اخلاقی در نظریه بانکداری اسلامی»؛ اقتصاد و بانکداری اسلامی، دوره ۱۸، ش ۲۱، ۱۳۹۶.
۲۱. نوری احمدآبادی، حبیب؛ «بررسی و تبیین توجیه اقتصادی هزینه‌های نظارت بر قراردادهای مشارکتی در بانکداری اسلامی»؛ اقتصاد و بانکداری اسلامی، دوره ۱۶، ش ۱۹، ۱۳۹۶.
۲۲. هادوی نیا، علی اصغر و بهنام عرب بافرانی؛ «بررسی مزایا و آثار اجتماعی و اقتصادی اوراق قرض الحسنه»؛ اقتصاد و بانکداری اسلامی، دوره ۱۳، ش ۱۶، ۱۳۹۵.

۲۳. یحیی‌زاده‌فر، محمد، امیرمنصور طهرانچیان و مهیار حامی؛ «سرمایه اجتماعی و توسعه مالی در ایران»؛ پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی؛ دوره ۴، ش ۱۶، ۱۳۹۳.
24. Arrow, K.; **the Limits of Organization**; New York: Norton, 1974.
25. Ashraf, S., Robson, J., & Sekhon, Y.; “Consumer trust and confidence in the compliance of Islamic banks”; **Journal of Financial Services Marketing**, 20(2), 2015.
26. Coleman, J.; **Foundations of Social Theory**; Cambridge: Harvard University Press. 1990.
27. Ferrary, M.; “Trust and social capital in the regulation of lending activities”; **Journal of Socio-Economics**, Volume 31, Issue 6, 2003.
28. Fukuyama, F.; **Trust: the social virtues and the creation of prosperity**; London: Hamish Hamilton. 1995.
29. Hart, O.; **The theory of contracts**; In: Bewley R. (Ed.), *Advances in Economic Theory*, Cambridge: Cambridge University Press, 1987.
30. Johansen, S.; “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”; **Econometrica**, No.59, 1991.
31. Johansen, S.; **Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**; Oxford: Oxford University Press.1995.
32. Jorion, P.; **Financial Risk Manager Handbook**, New York: John Wiley & Sons, Inc, 2003.
33. Khan, T. & Ahmed, H.; **Risk Management: An Analysis of issues in Islamic Financial Industry**; Jeddah: Islamic Research and Training Institute (IRTI), 2001.

34. Latip, M., Yahya, M.H. and Junaina, M; “Factors Influencing Customer’s Acceptance of Islamic Banking Products and Services”; **Journal of Islamic Economics and Business**, Volume 2, No 1, 2017.
35. Ma’ruf, A. and Restiawati; “Analysis of Social Capital in Islamic Microfinance”; **Research Rpository**, Vol.10, No.1, 2016.
36. Mirakhor, A & Krichenem, N.; “Recent Crisis: Lessons for Islamic Finance”; Preliminary Drft. Khan. Mohsin S (1986), “Islamic Interest-Free Banking”, Staff Papers, **International Monetary Fund**, vol. 33, No.1, 2009.
37. Ng, Adam Boon Ka, Mansor H. Ibrahim, Abbas Mirakhor; “On building social capital for Islamic finance ”; **International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management**, Emerald Group Publishing, vol. 8(1), 2015.
38. Offe, C. & Fuchs S.; **A Decline of Social Capital? The German Case**; in Putnam (ed.), **Democracies in Flux: The Evolution of Social Capital in Contemporary Society**, New York: Oxford University Press, 2002.
39. Putnam, Robert D.; “Bowling alone: America's declining social capital”; **Journal of Democracy**, Volume 6, No.1, 1995.
40. Rothstein, B. & Uslaner E.M.; “All for all: Equality, corruption, and social trust”; **World Politics**, Volume 58, Issue 1, 2005.
41. Shapiro, C. & Stiglitz, J.; “Equilibrium unemployment as a worker discipline device”; **American Economic Review**, Volume 74, No.3, 1984.

42. Toda, H.Y. & Yamamoto, T.; “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”; **Journal of econometrics**; Volume 66, Issue 1-2, 1995.
43. Zapata, H.O. & Rambaldi, A.N.; “Monte - Carlo evidence on cointegration and Causation”; **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**; Volume 59, Issue 2, 1997.

۱۶۹