تاثیر توسعه‌ی مالی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران

مصطفی زارعی بیدسکان*[۱]، حسین مهرابی بشرآبادی[۱]

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۴/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۱/۲۵

چکیده

امنیت غذایی مستلزم عرضه‌ی کافی مواد غذایی در سطح کلان و توزیع عادلانه به‌منظور دستیابی همه به آن می‌باشد و در حقیقت سنگ بنای یک جامعه‌ی توسعه یافته و عنصر اصلی سلامت فکری، روانی و جسمی اعضای آن به‌شمار می‌رود. توسعه‌ی مالی، در حقیقت توسعه‌ی نظام یا بخش مالی شامل بازارها، نهادها و ابزارهای مالی می‌باشند. در مطالعه‌ی حاضر به بررسی تاثیر توسعه‌ی مالی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در طی دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۶۵ پرداخته شد. برای این کار ابتدا از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار، برای محاسبه‌ی میزان امنیت غذایی خانوارهای روستایی و شاخص توسعه مالی برای مشخص کردن میزان توسعه‌ی مالی در کشور استفاده شد و در نهایت با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده، میزان اثرگذاری توسعه‌ی مالی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که شاخص توسعه‌ی مالی که بر مبنای ژرفای مالی ظاهر شد، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل انتظاری را بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی کشور ایجاد می‌کند که این اثرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنی‌دار است. بنابراین سیاست‌های توسعه‌ی مالی که بر پایه‌ی شاخص مشخص و تعریف شده‌ای قرار گیرند، منجر به افزایش امنیت غذایی در مناطق روستایی می‌شوند.

طبقه‌بندی *JEL*: *Q18,G2,G10*

واژه‌های کلیدی: توسعه‌ی مالی، امنیت غذایی، شاخص توسعه مالی، خانوارهای روستایی.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- به ترتیب دانش آموخته کارشناسی ارشد و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان.
* نویسنده‌ی مسئول مقاله: Mostafa.zareei64@gmail.com

پیشگفتار

امنیت غذایی به معنای علمی، روشی حساب شده برای رفع مشکلات غذا و تغذیه و چارچوب تعریف شده‌ای برای برنامه‌ریزی و مدیریت توسعه است. تاریخچه‌ی بحث امنیت غذایی به بیش از ۵۰ سال پیش و اعلامیه‌ی حقوق بشر در سازمان ملل متحد در سال ۱۹۴۸ برمی‌گردد. منشا فکری بحث امنیت غذایی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های امنیت ملی، به بحران غذا در اوایل دهه‌ی ۱۹۷۰ در جهان برمی‌گردد(قاسمی، ۱۳۷۳).

مفهوم امنیت غذایی بسیار گسترده است و به‌وسیله‌ی تعامل دامنه‌ای از عوامل زیست شناختی، اقتصادی، اجتماعی، کشاورزی و فیزیکی تعیین می‌شود. امنیت غذایی مستلزم عرضه‌ی کافی مواد غذایی در سطح کلان و توزیع عادلانه به‌منظور دستیابی همه به آن می‌باشد و مؤلفه‌های مشخص آن عبارت از موجودی مواد غذایی، دسترسی به مواد غذایی و استفاده از مواد غذایی می‌باشد. امنیت غذایی در حقیقت سنگ بنای یک جامعه‌ی توسعه‌یافته و عنصر اصلی سلامت فکری، روانی و جسمی اعضای آن است. براساس توصیه‌های سازمان خواربار جهانی، بر ضرورت اتخاذ سیاست‌های ملی امنیت غذایی توسط دولت‌ها به‌منظور تضمین کیفیت و سلامتی غذای قابل عرضه به شهروندان از طریق برقراری معیارهای ملی ایمنی تأکید شده است(فتحی، ۱۳۸۲).

توسعه‌ی مالی در حقیقت توسعه‌ی نظام یا بخش مالی شامل بازارها، نهادها و ابزارهای مالی(بازار پول و بازار سرمایه) می‌باشند. بخش مالی روی دوم سکه‌ی اقتصاد است که در واقع مکمل بخش حقیقی اقتصاد است(مهرآرا و طلاکش نائینی، ۱۳۸۸). تأثیرگذاری توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین موضوعات مطرح شده در ادبیات رشد اقتصادی است که بحث‌های زیادی را به خود اختصاص داده است(آرمین و همکاران،۱۳۸۷). مطالعات گوناگونی از افرادی مثل جوانینی(۱۹۸۵)، کینگ ولین(۱۹۹۳)، هاسلاگ و کو(۱۹۹۸)، فیس و ابما(۲۰۰۳)، یافته‌های هندراینیس، لولوس و پاپترو(۲۰۰۴)، لیانج و تنگ(۲۰۰۵)، رافائل(۲۰۰۹) حکایت از رابطه‌ی علی بین توسعه و رشد اقتصادی و اثر مثبت توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی دارد. با توجه به اهمیت توسعه‌ی مالی در اقتصاد کشورها و نقش انکارناپذیر آن در رشد و توسعه، توسعه‌ی بازارهای مالی مخصوصا در مناطق روستایی می‌تواند موجب افزایش توان و قدرت مالی خانواهای روستایی شده و در نهایت تاثیر مثبتی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی داشته باشد. مطالعات مختلفی به بررسی رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی و دیگر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند که در ادامه به برخی اشاره می‌گردد. جعفری صمیمی و پیکانی(۱۳۸۱) در بررسی نقش اعتبارات صادراتی در توسعه‌ی صادرات غیرنفتی ایران به این نتیجه دست یافتند که اعطای اعتبارات صادراتی مهم‌ترین و

مؤثرترین اهرم توسعه در جهش صادرات می‌باشد و با اعمال این مهم، رشد بسیار قابل ملاحظه‌ای در توسعه‌ی بازار محصولات صادراتی در بازار کشورهای هدف اتفاق خواهد افتاد.

کمیجانی و نادعلی(۱۳۸۶)، رابطه‌ی تعمیق مالی و رشد را با الگوی VAR بررسی کردند که نتایج از رابطه‌ی مثبت میان این دو حکایت می‌کرد. برمن و هریکورت(۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ۵۰۰۰ بنگاه برای ۹ کشور درحال توسعه، اثر مثبت توسعه مالی را بر تجارت گزارش کردند. دمیر و داهی(۲۰۱۱) با بررسی اثر توسعه‌ی مالی بر تجارت شمال-شمال و شمال-جنوب با استفاده از داده‌های ۲۸ کشور در حال توسعه به این نتیجه دست یافتند که در تجارت شمال-شمال، توسعه‌ی مالی اثر معنی‌داری بر کل صادرات داشته است. اما اثر قوی و معنی‌داری از توسعه‌ی مالی بر تجارت شمال-جنوب یافت نشد. در مبحث امنیت غذایی، خداداد کاشی و حیدری(۱۳۸۳)، سطح امنیت غذایی خانوارهای ایرانی را بر اساس شاخص AHFSI محاسبه کردند که نتایج نشان داد امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۶۴ روند صعودی داشته و مقدار عددی شاخص امنیت غذایی از ۸۷/۸ درصد در سال ۱۳۶۴ به ۹۶/۴ درصد در سال ۱۳۷۹ ارتقا یافته است و برای جامعه‌ی روستایی نیز از سال ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۹ روند تامین امنیت غذایی صعودی بوده به‌طوری‌که از حدود ۷۲ درصد در سال ۱۳۶۵ به ۹۴/۹ در سال ۱۳۷۹ افزایش یافته است.

مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی(۱۳۸۸)، با استفاده از شاخص شدت تجاری و شاخص کلی امنیت غذایی خانوار، به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی با به‌کارگیری روش تصحیح خطای برداری پرداختند. نتایج نشان داد که میزان اثر اندک بوده که در کوتاه‌مدت منفی و در بلندمدت مثبت است. مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی(۱۳۸۸)، در مطالعه‌ی دیگری آثار سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران را با استفاده از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار و شاخص معیار کلی حمایت و استفاده از مدل خود رگرسیون برداری مورد بررسی قرار داده و دریافتند که مجموع حمایت‌های قیمتی و نهاده‌ای از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در کوتاه‌مدت اثر مثبت داشته‌اند، اما در بلندمدت خیر. باباتونده و کوئیم(۲۰۱۰)، اثر درآمدهای خارج از مزرعه روی امنیت و مواد غذایی را در نیجریه بررسی کرده و به این نتایج دست یافتند که این‌گونه درآمدها اثر مثبت هم روی امنیت غذایی و هم روی کیفت و مقدار مواد غذایی می‌گذارد. بشیر و همکاران(۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای با عنوان تفاوت‌های امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایالت پنجاب پاکستان به بررسی سطح امنیت غذایی در سطح ملی و خانوار پرداختند و در گام نخست به این نتیجه رسیدند که سطح امنیت غذایی در سطح ملی هم‌تراز با سطح امنیت غذایی در سطح بین‌المللی است اما در سطح خانوار، ۲۶ درصد از ۱۱۵۲ خانوار مورد پرسش، امنیت غذایی مناسب را ندارند. در گام دوم

به بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی پرداختند که درآمد ماهیانه، دارایی‌هایی دامی خانوار، اندازه‌ی خانوار تاثیر مثبت بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی می‌گذاشت.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه از شاخصAHFSI(شاخص کلی امنیت غذایی)[1] برای محاسبه‌ی امنیت غذایی خانوارهای روستایی استفاده شده است. این شاخص بر اساس تحقیق سن و بیگمن بنا شده است. شاخص پیش‌گفته به لحاظ آوردن سه عنصر اصلی امنیت غذایی یعنی موجود بودن غذا، پایداری عرضه‌ی غذا و دسترسی به غذا، سطح امنیت غذایی در جامعه را اندازه‌گیری می‌کند .

شاخص AHFSI یا همان شاخص کلی امنیت غذایی خانوار چنین تعریف می‌شود:

$$A \quad (۱)$$

به طوری که $G = \frac{C_S - C_{AU}}{C_S \times H}$ و $H = \frac{P_U}{P_T}$ و $CV = \frac{S}{\bar{X}}$ است.

در این معادله H و PU به ترتیب درصد و تعداد افرادی است که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند و PT نیز تعداد کل جمعیت مورد مطالعه می‌باشد. همچنین G شدت فقر غذایی، CS انرژی یا پروتئین استاندارد، CAU میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد، IP ضریب جینی توزیع انرژی یا پروتئین بین فقرا، CV ضریب تغییرات عرضه‌ی انرژی طی زمان، S انحراف معیار عرضه‌ی انرژی طی زمان و X میانگین عرضه‌ی انرژی طی زمان می‌باشد. دامنه‌ی مقدار این شاخص از صفر تا صد است(توماسون و متز، ۱۹۹۸). اگر مقدار شاخص کمتر از ۶۵ درصد باشد، امنیت غذایی یک کشور در سطح بحرانی است؛ همچنین اگر بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد، امنیت غذایی آن در سطح کم و اگر بیش از ۷۵ درصد باشد، در سطح بالاست(پینستراپ-اندرسون و پاندیا-لورچ، ۱۹۹۵). شایان ذکر است که مقدار شاخص امنیت غذایی خانوارهای روستایی توسط مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی برای بازه‌ی زمانی ۱۳۸۵-۱۳۶۵ به همین روش محاسبه شده بود و ما تنها در این تحقیق مقدار این شاخص را تا سال ۱۳۸۹ مجدد محاسبه کردیم که شرح آن در جدول(۱) آمده است. با توجه به تنوع شاخص‌های توسعه‌ی مالی، در این پژوهش از نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی اسمی(شاخص ژرفای مالی) به‌عنوان شاخص توسعه‌ی مالی[2] استفاده شده است. شاخص ژرفای مالی بیانگر اندازه‌ی واسطه‌های مالی رسمی به فعالیت‌های اقتصادی در یک سیستم بانکداری است. معمولاً فرض می‌شود اندازه‌ی واسطه‌های مالی به‌طور مثبت با خدمات مالی ارایه شده مرتبط و

1- Aggrigute Food Security Index
2- Finance Development

همبسته است. یعنی هرچه اندازه‌ی واسطه‌های مالی بزرگ‌تر باشد، عرضه‌ی خدمات مالی نیز گسترده‌تر خواهد بود. یکی از روش‌های رایج برای اندازه‌گیری ژرفای، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی است. بدهی‌های نقدی شامل اسکناس و مسکوک خارج از سیستم بانکی به‌علاوه حساب‌های جاری و سایر بدهی‌های بهره‌دار بانک‌ها و واسطه‌های مالی غیربانکی در هر کشور است. بر این اساس می‌توان آن را معادل M_3 دانست. با توجه به اینکه عمدتاً در اقتصاد ایران M_3 محاسبه نمی‌شود، می‌توان از M_2 (نقدینگی= شبه پول+ پول) به‌عنوان جانشین آن استفاده نمود(طیبی و همکاران، ۱۳۸۸).

$$FD= M2/ GDP$$

در مطالعه‌ی حاضر ما به‌دنبال تاثیر توسعه‌ی مالی، بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی هستیم که علاوه بر این عامل، اثر نابرابری درآمدی و درآمدهای نفتی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی بررسی شده است. بدین منظور الگوی مورد نظر به صورت زیر تبیین می‌شود.

$$AHFSI = F (GINI, IO, FD) \quad (۲)$$

در این مدل امنیت غذایی خانوارهای روستایی را تابعی از ضریب جینی، درآمدهای نفتی و شاخص توسعه‌ی مالی در نظر می‌گیریم که با لگاریتم‌گیری مدل به شکل زیر در می‌آید.

$$LAHFSI = c + \alpha LGINI + \beta LIO + \gamma LFD \quad (۳)$$

که $LGINI$ لگاریتم ضریب جینی به‌عنوان معیاری برای نابرابری درآمدی، LIO لگاریتم درآمدهای نفتی، LFD لگاریتم شاخص توسعه‌ی مالی می‌باشد.

به‌طور کلی روش‌هایی مثل انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک(تعداد مشاهدات کم) سر و کار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارد. چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. به‌طور کلی الگوی پویا، الگویی است که درآن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه‌ی زیر وارد می‌شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (۴)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه زیر استفاده کرده است.

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + \acute{c}w_t + u_t \quad (۵)$$

الگوی فوق یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده ($ARDL$) نام دارد که درآن داریم.

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots - \phi_p L^p \quad (۶)$$

$$\mathrm{b_i}(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \cdots + b_{iq}L^q \; i = 1,2,\ldots,k \quad (۷)$$

L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه‌ی ثابت است. برای محاسبه‌ی ضرایب بلندمدت از همان مدل پویا استفاده می‌شود. حال برای بررسی اینکه رابطه‌ی بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، دو روش وجود دارد. در روش اول فرضیه‌ی زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^{P} \phi_i - 1 \geq 0 \quad (۸)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{P} \phi_i - 1 < 0 \quad (۹)$$

فرضه‌ی صفر نشان‌دهنده‌ی عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه‌ی بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه‌ی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت حرکت کند، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \widehat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\widehat{\phi}_i}} \quad (۱۰)$$

اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته می‌شود. وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه‌ی بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلند مدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است. مرحله‌ی اول شامل برآورد یک رابطه‌ی بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است. در مرحله‌ی دوم وقفه‌ی پسماند رابطه‌ی بلندمدت را به‌عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه‌ی زیر برآورد می‌شود(تشکینی، ۱۳۸۴).

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t \quad (۱۱)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب c در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود- که انتظار می‌رود چنین باشد- نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغییر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه‌ی بلندمدت نزدیک می‌شود. در قسمت بعد ابتدا شاخص امنیت غذایی خانوارهای روستایی و شاخص توسعه‌ی مالی را برای دوره‌ی مورد بررسی محاسبه کرده و در گام بعدی اثر توسعه‌ی مالی و

نابرابری درآمدی را به همراه درآمدهای نفتی بر روی امنیت غذایی خانوارهای روستایی طی دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۶۵ با استفاده از بسته‌های نرم افزاری Microfit4 و Eviews5 مورد بررسی قرار می‌دهیم. داده‌های مورد نیاز این پژوهش برای دوره‌ی مورد بررسی، از داده‌های سری زمانی بانک اطلاعات اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران، سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد(فائو) و قوانین بودجه‌ی سالانه‌ی کشور استخراج شده‌اند.

نتایج و بحث

مقدار شاخص AHFSI و شاخص FD در جدول (۱) آمده است. روند شاخص امنیت غذایی خانوارهای روستایی، همان‌طور که مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی اشاره می‌کنند، نشان می‌دهد که تا سال ۱۳۷۰، به علت وجود شرایط جنگی و کاهش تولید و نیز اجرای نظام سهمیه‌بندی کالاهای اساسی در کشور، امنیت غذایی خانوارهای روستایی کاهش یافته است. تقریبا پس از ۱۳۷۰، به علت وجود عواملی همچون تحریم، کسری بودجه‌ی دولت، افزایش جمعیت و کاهش اشتغال، شاخص کلی امنیت غذایی خانوارهای روستایی با توجه به خودمعیشتی بودن این خانوارها اندکی نوسان داشته است. اما روند کلی شاخص روندی صعودی بوده است و در سال‌های اخیر نیز به دلیل توجه دولت به بخش روستایی روند افزایشی آن حفظ شده است. در مورد شاخص توسعه‌ی مالی نیز می‌توان اظهار داشت که با توجه به تورم ناشی از افزایش هزینه‌های دولتی بعد از جنگ و عدم وجود بانک‌های خصوصی، این شاخص دچار رکود شده و روند آن کاهشی بوده است تا سال ۱۳۸۰، اما از این سال به بعد با افزایش نرخ سود سپرده‌ها و کاهش نسبی تورم، مجددا شاهد افزایش این شاخص هستیم. عامل عمده‌ای که باعث بهبود شاخص توسعه‌ی ژرفای مالی در ایران می‌شود، توسعه بانک‌های خصوصی است. زیرا بانک‌های خصوصی می‌توانند نقش مهمی در ارائه‌ی ابزارهای متنوع و جدید و گسترش ابزارهای شبه پول داشته باشد.

در برآورد الگوهای اقتصاد سنجی با استفاده از داده‌های سری زمانی، در مرحله‌ی اول باید ساختار داده‌های مورد استفاده به لحاظ ایستایی مورد بررسی قرار گیرد و طبق نتایج حاصل از این مرحله در مورد چگونگی برآورد، تصمیم نهایی اتخاذ شود. بررسی ایستایی داده‌ها از برآورد رگرسیون‌های کاذب و تصمیم‌گیری‌های نادرست ناشی از رگرسیون‌های کاذب جلوگیری می‌کند. برای آزمون ایستایی متغیرها از آزمون دکی- فولر تعمیم یافته استفاده شد که نتایج در جدول(۲) آمده است.

همان‌طور که از داده‌های جدول(۲) مشخص است، شاخص کلی امنیت غذایی خانوارهای روستایی، شاخص توسعه‌ی مالی و درآمدهای نفتی با تفاضل مرتبه‌ی یک پایا شده و جمعی از مرتبه‌ی یک می‌باشند و ضریب جینی که برآوردی از نابرابری درآمدی است، در سطح پایا و از مرتبه‌ی صفر است. زیرا مقدار آماره‌ی t در سطح ۵ درصد برای شاخص امنیت غذایی ۲/۹۸-، برای شاخص

توسعه‌ی مالی ۲/۹۷- ، برای درآمدهای نفتی ۲/۹۸- و برای ضریب جینی ۲/۹۷- است و چون قدر مطلق t محاسباتی دیکی-فولر تنها برای ضریب جینی بدون تفاضل‌گیری بزرگ‌تر از t محاسباتی در سطح ۵ درصد است، تنها این متغیر است که در سطح پایا می‌باشد و دیگر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. بعد از مشخص شدن وضعیت ایستایی متغیرها می‌توان الگوی مناسب برآورد را تعیین کرد. برخی روش‌ها به‌دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت بین متغیرها، از اعتبار لازم برخوردار نیستند. چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه‌ی انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیقتری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرد. اطلاعات مربوط به وضعیت پایایی متغیرها علاوه بر اینکه از برآورد رگرسیون‌های کاذب جلوگیری می‌کند، اطلاعات لازم برای انتخاب شیوه برآورد مدل را نیز ارائه می‌دهد. با توجه به درجه‌ی جمعی متغیرها از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده گردید. در این الگو ابتدا مدل پویا و سپس رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت(الگوی تصحیح خطا) برازش می‌شوند. نتایج مربوط به الگوی پویا در جدول(۳) آمده است.

همان‌طور که جدول (۳) نشان می‌دهد، آماره‌های مربوط به ضریب تعیین(R^2) و t نشان از تصریح مناسب مدل دارد. با توجه به این‌که در الگوی برآورد شده، متغیر وابسته با یک وقفه وارد مدل شده، لذا از آماره‌ی دوربین واتسن نمی‌توان برای آزمون مشکل خودهمبستگی بین پسماندها استفاده نمود. در این حالت از آماره‌ی h-Durbin استفاده می‌شود. طبق آماره‌ی این آزمون فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها پذیرفته می‌شود. از دیگر مزایای برآورد الگوی پویا این است که می‌توان وجود رابطه‌ی بلندمدت را مورد آزمون قرار داد. برای این کار از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر استفاده می‌شود. طبق این آزمون شرط آنکه رابطه‌ی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شوند. در صورتی که قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه‌ی صفر رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته می‌شود. آماره‌ی مذکور برای معادله‌ی برآورد شده در این پژوهش برابر با ۴/۷۸- محاسبه گردید که قدر مطلق آن در مقایسه با مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد(۴/۳۹-) بزرگ‌تر بوده و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت رد شده و وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. حال می‌توان رابطه‌ی مذکور را تخمین زد.

برآورد الگوی بلندمدت که نتایج آن در جدول(۴) نشان داده شده، بیانگر این موضع است که ضریب شاخص توزیع درآمد(ضریب جینی) برابر با ۰/۱۴۷۸- و سطح معنی‌داری آن ۰/۰۰۵ شده است و بیان‌گر این مطلب است که در بلندمدت اگر یک درصد بر مقدار این ضریب افزوده شود، مقدار امنیت غذایی به میزان ۰/۱۴۷۸ درصد کاهش می‌یابد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، این اثر قابل توجه است و در بین متغیرها بیشترین تأثیرگذاری را دارد. با توجه به اینکه افرادی که در مناطق روستایی زندگی می‌کنند، اغلب بنیه‌ی مالی قوی ندارند؛ تغییرات اندک در نحوه‌ی توزیع درآمد و افزایش نابرابری درآمدی باعث تغییر گسترده در سطح امنیت غذایی آنها می‌شود. درآمدهای نفتی در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی می‌گذارد. ضریب این متغیر برابر با ۰/۰۱۴۲ و سطح معنی‌داری آن ۰/۰۰۰ شده است و بیانگر این موضوع است که با افزایش یک درصد در درآمدهای حاصل از فروش نفت میزان امنیت غذایی به اندازه‌ی ۰/۰۱۴۲ درصد افزایش خواهد یافت. افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش درآمد ارزی دولت می‌شود و این توان دولت را برای ایجاد زیر ساخت‌ها در بخش کشاورزی چه در امر تولید و چه در امر توزیع بالا می‌برد و همچنین این قدرت را برای دولت فراهم می‌کند که در صورت کمبود تولید داخل اقدام به واردات محصولات کشاورزی کند و از این طریق امکان دسترسی به غذا برای کشور بیش از پیش فراهم شود. پس منطقی به نظر می‌رسد که با افزایش در این‌گونه از درآمدها، انتظار داشته باشیم در بلندمدت میزان امنیت غذایی خانوارهای روستایی افزایش پیدا کند. مقدار ضریب شاخص توسعه‌ی مالی برابر با ۰/۰۲۱۹ و سطح معنی‌داری آن ۰/۰۶۳ شده است و این نشان می‌دهد که در بلندمدت افزایش یک درصدی در ضریب توسعه‌ی مالی تنها ۰/۰۲۱۹ درصد میزان امنیت غذایی خانوارهای روستایی را افزایش می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار ضریب در سطح ۵ درصد معنی‌دار نشده ولی در سطح ۱۰ درصد معنی‌داراست. این برآورد شاید این تلقی را ایجاد کند که افزایش نقدینگی در جامعه باعث به خطر افتادن امنیت غذایی می‌شود؛ اما همان‌طور که در تعریف توسعه‌ی مالی گفته شد، توسعه‌ی مالی باعث افزایش انباشت سرمایه و رشد اقتصادی و کشاورزی شده و در نهایت افزایش امنیت غذایی را به دنبال دارد.

با اثبات وجود رابطه‌ی هم انباشتگی و استفاده از آزمون بنرجی و همکاران برای تأیید کاذب نبودن آن، امکان برآورد الگوی تصحیح خطا فراهم می‌شود. به‌منظور تحلیل رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرها و همچنین چگونگی گرایش تغییرات متغیرها به سمت تعادل بلندمدت، از الگوی تصحیح خطا(ECM) استفاده می‌شود. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای مدل مورد نظر در جدول ۵ آمده است. نتایج این الگو نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نیز افزایش درآمدهای نفتی در سطح ۵ درصد و توسعه‌ی مالی در سطح ۱۰ درصد باعث افزایش در امنیت غذایی خانوارهای روستایی

می‌گردد. همچنین افزاشی نابرابری درآمدی نیز باعث افزایش در امنیت غذایی خانوارهای روستایی می‌گردد که می‌توان گفت چون افراد ساکن در مناطق روستایی بیشتر درآمد خود را صرف غذا می‌کنند، حال اگر افزایش مقطعی در درآمد بعضی از افراد ایجاد شود و نابرابری افزایش یابد، میزان امنیت غذایی در کوتاه مدت افزایش می‌یابد؛ اما در بلندمدت چون این نابرابری در بخش‌های دیگر اقتصاد باعث کند شدن روند توسعه می‌شود، اثر منفی آن بر امنیت غذایی نمود پیدا می‌کند. پارامتر مهم در برآورد الگوی تصحیح خطا، ضریب تصحیح خطا است که چگونگی تعدیل شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت را به سمت روند تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد. در برآورد صورت گرفته برای امنیت غذایی خانوارهای روستایی این ضریب ۰/۶۶- شد که نشان می‌دهد در هر دوره ۶۶ درصد شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد. بدین معنی که تقریباً در کمتر از ۲ دوره اثر شوک‌های وارده تعدیل می‌شود.

مقایسه‌ی تاثیر متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیان‌گر آن است که متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت تقریباً اثر یکسان و هماهنگی بر مقدار امنیت غذایی خانوارهای روستایی می‌گذارند.

نتایج و پیشنهادات

در مطالعه‌ی حاضر، عوامل موثر بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران با تاکید بر میزان توسعه‌ی مالی مدل‌سازی و با استفاده از از الگوی ARDL در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برآورد متغیرهای تأثیرگذار بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی نشان داد که اثر درآمدهای نفتی و توسعه‌ی مالی چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، اگرچه مثبت و معنی‌دار است، اما این اثر مقدارش ناچیز است. اما اثر نابرابری درآمدی بر امنیت غذایی در کوتاه‌مدت مثبت و در بلندمدت منفی و معنی‌دار شد که دلیل مثبت شدن آن در کوتاه‌مدت، سهم بیشتر غذا در سبد مصرفی خانوار عنوان شد.

بنابراین با توجه به نتایج حاصله پیشنهاد می‌گردد که دولت درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت را اگر به نحوی در ایجاد زیرساخت‌ها و کارهای زیر بنایی در بخش کشاورزی به‌کار گیرد، به توسعه و رشد در این بخش کمک کرده و در نهایت باعث افزایش تولید و عرضه‌ی غذا می‌شود که این نیز هم درآمد خانوارهای روستایی را افزایش می‌دهد و هم با افزایش عرضه‌ی غذا به افزایش امنیت غذایی این خانوارها کمک می‌کند. همچنین با توجه به اینکه افزایش نابرابری درآمدی روند توسعه را با مشکل روبرو می‌کند، سیاست‌های درآمدی دولت باید به نحوی باشد که به افزایش نابرابری درآمدی در بین خانوارهای کشور، مخصوصا خانوارهای روستایی منجر نشود و دولت در راستای اجرای این سیاست‌ها در راهی قدم بردارد که در بلندمدت نابرابری درآمدی را کاهش دهد.

با توجه به اینکه نظام‌های مالی کارآمد با شناسایی و تامین مالی فرصت‌های مناسب کسب و کار، تجهیز پس‌اندازها، پوشش و متنوع‌سازی ریسک و همچنین تسهیل مبادلات کالاها و خدمات، موجب گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌گردند و از سوی دیگر افزایش کارایی در سیستم مالی در نهایت با بهبود تخصیص منابع، ارتقای سرمایه‌گذاری و تسریع در انباشت سرمایه، موجبات رشد بالاتر اقتصادی را فراهم می‌آورد که این رشد در بخش کشاورزی هم نمود پیدا می‌کند و به افزایش تولید و عرضه‌ی محصولات کشاورزی منجر می‌شود و در نهایت باعث افزایش درآمدهای کشاورزان شده و امنیت غذایی آنان را بالا می‌برد و با توجه به اثر مثبت اما کم توسعه‌ی مالی، پیشنهاد می‌گردد در راستای کارآمدی نظام مالی و توسعه‌ی مالی در کشور گام برداشته شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. آرمین س. ع. تبعه ایزدی ا. و حسین پور ف. ۱۳۸۷. مثلث توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی در ایران. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری. دوره‌ی ۵. (۲) : ۱۰۷-۱۳۵.

۲. تشکینی ا. ۱۳۸۴. اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، مؤسسه‌ی فرهنگی هنری دیباگران تهران. تهران.

۳. جعفری صمیمی ا. و پیکانی ک. ۱۳۸۱. نقش اعتبارات صادراتی در توسعه صادرات غیرنفتی در ایران. فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی. (۲۴) : ۵۴-۸۹.

۴. خداد کاشی ف. و حیدری خ. ۱۳۸۳. برآورد سطح امنیت غذایی خانوارهای ایرانی بر اساس شاخص AHFSI. اقتصادکشاورزی و توسعه، سال دوازدهم. (۴۸) : ۱۵۵-۱۷۲.

۵. طیبی س. ک. سامتی م. عباسلو ی. و اشراقی سامانی ف. ۱۳۸۸. اثرات آزاد سازی و توسعهی مالی بر رشد اقتصادی کشور. فصلنامه اقتصاد مقداری. دوره‌ی ۳. (۳) : ۵۵-۷۸.

۶. فتحی ه. ۱۳۸۲. کشاورزی در جهان به سوی ۲۰۳۰-۲۰۱۵. مؤسسه پژوهشهای برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۷. قاسمی. ح. ۱۳۷۳. تعاریف و مبانی نظری امنیت غذایی، مجموعه مقالات ویژه نامه امنیت غذایی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. مؤسسه پژوهشهای برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۸. کمیجانی ا. و نادعلی م. ۱۳۸۶. بررسی رابطه‌ی علی تعمیق مالی و رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌های بازرگانی. (۴۴): ۲۳-۴۷.

۹. مهرآرا م. و طلاکش نایینی ح. ۱۳۸۸. بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب با روش داده‌های تلفیقی پویا (۲۰۰۳-۱۹۷۹). مجله‌ی دانش و توسعه. (۲۶) : ۱۴۳-۱۶۹.

۱۰. مهرابی بشرآبادی ح. و موسوی محمدی ح. ۱۳۸۸ الف. آثار سیاستهای حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در ایران. اقتصادکشاورزی و توسعه. سال هجدهم. (۷۰) : ۱۷۵-۱۹۲.

۱۱. مهرابی بشرآبادی، ح. و موسوی محمدی، ح. ۱۳۸۸ ب. بررسی اثر آزادسازی تجاری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران. فصلنامه روستا و توسعه. سال ۱۲. (۲) : ۱-۱۳.

12. Babatunda R B, Qaim M. 2010. Impact of off-farm income on food security and nutrition in Nigeria. Journal of Food Policy.35: 303˚311.
13. Bashir M Kh, Schilizzi S, Pandit R. 2012. The determinants of rural household food security on the Punjab, Pakistan: an econometric analysis. School of Agricultural and Rresource Economics.
14. Berman N, Hericourt J. 2010. Financial factors and the margins of trade: evidence from cross-country firm-level data. Journal of Development Economics.93: 206˚217.
15. Demir F, Dahi O. 2011. Asymmetric effects of financial development on south˚south and south˚north trade: Panel data evidence from emerging markets. Journal of Development Economics.94: 139˚149.
16. Fasea M.M.G, Abma R.C.N. 2003. Financial environment and economic growth in selected Asian countries. Journal of Asian Economics.14: 11˚21.
17. Giovannini A. 1985. Saving and real interest rate in LDCs. Journal of Development Economics. 18.
18. Haslag J. H, Koo K. 1998. Financial repression, financial development and economic growth. Research Development. Working Paper. 9902.
19. Hondroyiannis G, Sarantis L, Papapetrou E. 2005. Financial markets and economic growth in Greece, 1986˚ 1999. Journal of Int. Fin. Markets, Inst. and Money. 15: 173˚188.
20. King R, Levine R. 1993. Financial and growth: Shumpeter might be right, quarterly. Journal of Economics. 108: 717-736.
21. Liang Q, Teng J.Z. 2005. Financial development and economic growth: evidence from China. China Economic Review.
22. Pinstrup-Andersen P, Pandya-Lorch R. 1995. Prospects for future world food security. IRDCurrents: Current Issues in International Rural Development. No: 9.
23. Rufael W. 2009. Re-examining the Financial Development and Economic Growth Nexus in Kenya. Economic Modelling, available online 13 June.
24. Thomson A, and Metz M. 1998. Implication of economic policy for food Security. A training manual, FAO, Rome.

پیوست‌ها

جدول۱- مقدار شاخص کلی امنیت غذایی خانورهای روستایی و شاخص توسعه مالی

سال	% H	G	CV	I	AHFSI	FD
۱۳۶۵	۳۳/۵	۰/۰۲۷۴	۰/۳۴	۰/۴۶	۸۶/۶۸	۰/۷۴۱۱
۱۳۶۶	۳۴/۲	۰/۰۲۶۹	۰/۳۴	۰/۴۱	۸۷/۶۹	۰/۷۴۹۴
۱۳۶۷	۳۵/۱	۰/۰۲۶۲	۰/۳۴	۰/۴۱	۸۷/۴۶	۰/۸۰۰۶
۱۳۶۸	۳۶/۴	۰/۰۲۵۲	۰/۳۴	۰/۴۲	۸۶/۷۶	۰/۷۴۷۶
۱۳۶۹	۳۷/۴	۰/۰۲۴۶	۰/۳۴	۰/۴۴	۸۵/۸۴	۰/۶۴۴۷
۱۳۷۰	۳۵/۲	۰/۰۲۶۱	۰/۳۴	۰/۴۴	۸۶/۸۵	۰/۵۴۵۵
۱۳۷۱	۳۹/۴	۰/۰۲۳۳	۰/۳۴	۰/۴۴	۸۵/۰۸	۰/۵۰۶۷
۱۳۷۲	۲۹/۶	۰/۰۳۱۰	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۸/۹۳	۰/۴۷۶۴
۱۳۷۳	۳۰/۲	۰/۰۳۰۴	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۸/۷۴	۰/۴۶۳۵
۱۳۷۴	۲۷	۰/۰۳۴۰	۰/۳۴	۰/۴۲	۸۹/۸۹	۰/۴۶۰۴
۱۳۷۵	۲۸/۲	۰/۰۳۲۶	۰/۳۴	۰/۴۳	۸۹/۴	۰/۴۴۹۲
۱۳۷۶	۲۹/۱	۰/۰۳۱۶	۰/۳۴	۰/۴۰	۸۹/۷۳	۰/۴۴۱۹
۱۳۷۷	۲۰/۸	۰/۰۴۴۲	۰/۳۴	۰/۴۲	۹۲/۱۷	۰/۴۴۹۰
۱۳۷۸	۲۵/۵	۰/۰۳۶۰	۰/۳۴	۰/۴۱	۹۰/۶۸	۰/۴۲۰۲
۱۳۷۹	۲۵/۳	۰/۰۳۶۳	۰/۳۴	۰/۴۱	۹۰/۸۵	۰/۳۹۵۳
۱۳۸۰	۲۹/۱	۰/۰۳۱۶	۰/۳۴	۰/۴۰	۸۹/۷۱	۰/۴۳۷۳
۱۳۸۱	۲۲/۲	۰/۰۴۱۴	۰/۳۴	۰/۳۹	۹۲/۱۴	۰/۴۳۷۵
۱۳۸۲	۲۰/۱	۰/۰۴۵۷	۰/۳۴	۰/۴۰	۹۲/۶۷	۰/۴۴۲۸
۱۳۸۳	۲۰/۲	۰/۰۴۵۵	۰/۳۴	۰/۴۲	۹۲/۲۸	۰/۴۴۱۲
۱۳۸۴	۱۵/۸	۰/۰۵۸۲	۰/۳۴	۰/۴۳	۹۳/۸۳	۰/۴۷۴۵
۱۳۸۵	۱۵/۷	۰/۰۵۸۵	۰/۳۴	۰/۴۳	۹۳/۷۷	۰/۵۳۹۳
۱۳۸۶	۱۶/۸	۰/۰۴۹۸	۰/۳۴	۰/۴۰	۹۳/۷۹	۰/۵۴۲۹
۱۳۸۷	۱۵/۷۷	۰/۰۵۱۱	۰/۳۴	۰/۴۰	۹۴/۲۹	۰/۷۴۹۰
۱۳۸۸	۱۴/۷۴	۰/۰۵۲۴	۰/۳۴	۰/۴۰	۹۴/۶۹	۰/۷۵۱۴
۱۳۸۹	۱۳/۷۰	۰/۰۵۳۷	۰/۳۴	۰/۴۰	۹۵/۰۹	۰/۷۵۸۱

مأخذ : مهرابی بشرآبادی و موسوی محمدی (۱۳۸۸)، یافته‌های تحقیق.

جدول۲- نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره در سطح	آماره در تفاضل مرتبه اول	وضعیت پایایی
LAHFSI	-۰/۸۲	-۷/۷۳	I(۱)
LGINI	-۳/۱۶	۰	I(۰)
LOI	-۰/۵۹	-۴/۶۳	I(۱)
LFD	-۲/۱۴	-۷/۴۴	I(۱)

مأخذ : یافته‌های تحقیق

جدول۳- برآورد الگوی ARDL(۱و۰و۰و۰)

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LAHFSI(-۱)	۰/۳۳۵۲	۲/۳۰	۰/۰۳۲
LGINI	-۰/۰۹۸۳	-۳/۶۶	۰/۰۰۲
LIO	۰/۰۰۹۴	۳/۹۵	۰/۰۰۱
LFD	۰/۰۱۴۵	۱/۷۷	۰/۰۹۲
C	۲/۸۹۰۴	۴/۴۳	۰/۰۰۰
Durbin 's h-St=- ۰/۴۰(۰/۶۸)		R-Squared= ۰/۹۱	

مأخذ : یافته‌های تحقیق

جدول۴- برآورد الگوی بلندمدت

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LGINI	-۰/۱۴۷۸	-۳/۱۲	۰/۰۰۵
LOI	۰/۰۱۴۲	۷/۹۷	۰/۰۰۰
LFD	۰/۰۲۱۹	۱/۹۶	۰/۰۶۳
C	۳/۲۶	۸/۶۷	۰/۰۰۰

مأخذ : یافته‌های تحقیق

جدول ۵- برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
DGINI	۰/۰۹۸۳	-۳/۶۶	۰/۰۰۲
DIO	۰/۰۰۹۴	۳/۹۵	۰/۰۰۱
DFD	۰/۰۱۴۵	۱/۷۷	۰/۰۹۲
C	۲/۸۹۰۴	۴/۴۳	۰/۰۰۰
ecm (-1)	-۰/۶۶	-۴/۵۶	۰/۰۰۰

مأخذ : یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی