فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیستم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۳۹۹ ـ صفحات ۲۰۸-۱۸۹

بررسی عوامل مؤثر بر سوءتغذیه در ایران: کاربرد رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده

حسن آزرم[۱]
محمدحسن طرازکار[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۵/۱۴ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۸/۹/۶

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر سوءتغذیه در ایران است. برای رسیدن به این هدف، از داده‌های دوره ۱۹۹۴ الی ۲۰۱۵ استفاده شد. همجمعی میان متغیرها، از طریق آزمون کرانه رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده (ARDL) تحلیل شد. نتایج مطالعه، نشان داد که افزایش رشد اقتصادی، به کاهش سوءتغذیه در ایران منجر می‌شود. بنابراین، افزایش رشد اقتصادی می‌تواند موجب تسریع تأثیرگذاری سیاست‌های غذایی در کاهش سوءتغذیه شود. علاوه بر رشد اقتصادی، خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه نیز از جمله عوامل مؤثر در کاهش سوءتغذیه در ایران است. همچنین، نرخ بیکاری و نسبت جمعیتی کودکان، اثر مثبتی بر سوءتغذیه در ایران دارد. بر این اساس، یک درصد افزایش در نرخ بیکاری و نسبت جمعیتی کودکان به ترتیب، به ۰/۲۶ و ۰/۱ درصد رشد در سوءتغذیه منجر می‌شود. بنابراین، بهبود فضای کسب و کار می‌تواند با افزایش اشتغال پایدار، نرخ سالانه سوءتغذیه در ایران را کاهش دهد. در مقابل، ضریب متغیر میزان مخارج بهداشتی سرانه، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، تأثیر معنی‌داری بر کاهش سوءتغذیه در ایران ندارد. به نظر می‌رسد، یکی از دلایل احتمالی تأثیرگذار نبودن میزان مخارج بهداشتی سرانه بر کاهش سوءتغذیه، عدم تخصیص هزینه‌های بهداشتی در جهت کاهش سوءتغذیه در کشور است. لذا، میزان و جهت‌گیری هزینه‌های بهداشتی می‌باید مورد بازنگری قرار گیرد.

واژگان کلیدی: سوءتغذیه، رشد اقتصادی، مخارج بهداشتی، ARDL، ایران
طبقه‌بندی JEL: E22، E24، C01، O3

۱. دانشجوی دکتری بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران (نویسنده مسئول)
hAzarm@shirazu.ac.ir
۲. استادیار بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران tarazkar@shirazu.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

۱. مقدمه

امروزه تورم، بیکاری، فقر و بروز بلایای طبیعی، به بروز قحطی و نهایتاً سوءتغذیه در برخی از مناطق دنیا منجر شده است. اگر چه بر اساس شاخص جهانی گرسنگی[1]، از سال ۱۹۹۰ تعداد افراد گرسنه در حدود ۴۰ درصد کاهش یافته است (IFPRI, 2014)، اما همچنان سوءتغذیه، یکی از مهمترین مشکلات تغذیه‌ای در بخش سلامت کشورهای درحال توسعه و حتی کشورهای توسعه یافته است (ریماز و همکاران، ۱۳۸۴) و بیش از یک- ششم بیماری‌های جهان ناشی از سوءتغذیه می‌باشد (کیمیاگر و باژن، ۱۳۸۴).

بررسی‌های مختلف، حاکی از آن است که امنیت غذایی و کاهش سوءتغذیه بین کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته و حتی در میان کشورهای مختلف هر گروه، متفاوت است (Willaarts *et al.*, 2014). به‌علاوه، در هر کشور نیز گروه‌های سنی مختلف با نرخ متفاوتی با مشکل سوءتغذیه مواجه هستند و کودکان و سالمندان، بیشتر از سایر افراد در معرض سوءتغذیه قرار دارند. در میان گروه‌های سنی مختلف، نوزادان و کودکان به دلیل رشد خطی سریع، رشد سریع مغز و رشد سریع سیستم ایمنی بدن، بیشتر از سایر گروه‌های سنی با سوءتغذیه مواجه هستند (سهیلی آزاده و نهاوندیان، ۱۳۸۳).

بر اساس گزارش سازمان جهانی بهداشت، در سال ۲۰۱۲، سوءتغذیه در ۴۵ درصد مرگ‌های کودکان نقش داشته است. همچنین، در این سال، مبتلا شدن ۱۶۲ میلیون کودک به کوتاه قدی و ۵۱ میلیون نفر به لاغری، از اثرات سوءتغذیه عنوان شده است (World Health Organization, 2015). در این راستا، اجلاس جهانی سران در زمینه غذا در شهر ایتالیا برگزار شد. در این اجلاس، ضمن تأکید بر این نکته که تحقق رفاه تغذیه‌ای، پیش‌شرطی برای توسعه اقتصادی- اجتماعی است، بیان شد که دسترسی به غذای سالم و مغذی، دریافت غذای کافی و در نتیجه، رهایی از گرسنگی، حق هر فرد است و می‌بایدریشه‌کنی گرسنگی، در کلیه کشورها در اولویت قرار گیرد. همچنین در این اجلاس، تأکید شد که در سیاست‌ها و برنامه‌های بهبود وضع تغذیه، اولویت باید به گروه‌های محروم، آسیب‌پذیر و کم درآمد داده شود. به همین جهت پیشنهاد شد، دولت‌ها با برآورد اثرات بیکاری افراد بر سوءتغذیه، برنامه‌های هدفمند را برای ایجاد اشتغال و کاهش فقر در دستور کار قرار دهند (FAO, 1998).

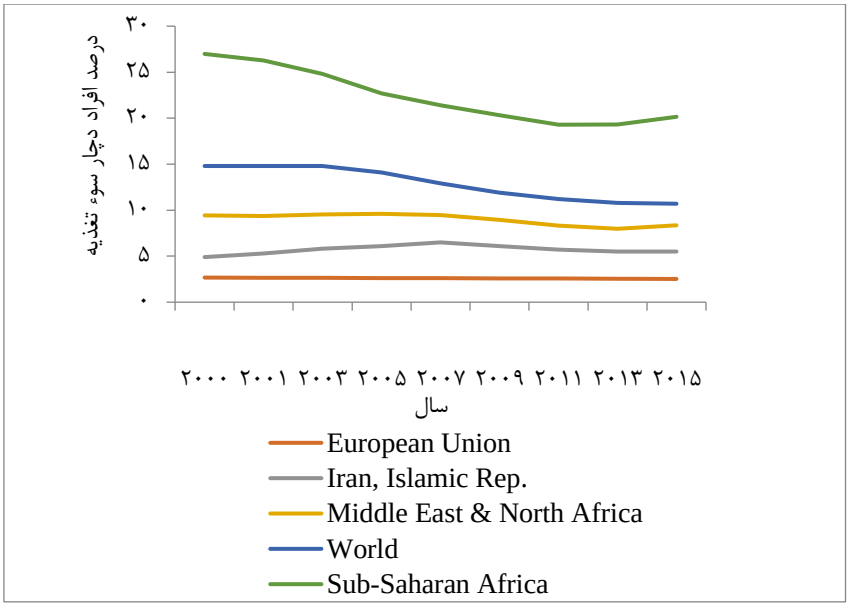
نتایج مطالعات مختلف داخلی طی سالهای اخیر، حاکی از آن است که ایران با انواع سوءتغذیه شامل سوءتغذیه پروتئین و انرژی، کم خونی، کمبود ید، کمبود روی، کمبود کلسیم و کمبود انواع ویتامین‌ها مواجه بوده است (کیمباگر و باژن، ۱۳۸۴؛ ریماز و همکاران، ۱۳۸۴؛ خدادادکاشی و حیدری، ۱۳۸۳).

1. Global Hunger Index

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

انـواع سـوء تغذیـه می‌تواند بـر سـلامت، یـادگیری و توسـعه اقتصـادی جامعه، اثرات مخربی برجای گذارد. در بعد سلامت، سوءتغذیه، عامل مرگ و میر بیش از ۶۰ درصد کودکان و ۲۰ درصد مادران در جهان است. در بعد یادگیری، کمبود ید، موجب کاهش ضریب هوشی (IQ)[1] شده و کمبود آهن و کم خونی سبب کاهش ظرفیت یادگیری می‌شود. در بعد اقتصادی، سوءتغذیه می‌تواند موجب کاهش کارآیی و بهره‌وری نیروی کار و نهایتاً، کاهش تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی گردد (ترابی و همکاران، ۱۳۹۱). در نمودار (۱)، روند تغییرات سوءتغذیه در ایران طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ ارائه، و نتایج آن با سایر مناطق دنیا مقایسه شده است.



نمودار ۱. روند تغییرات سوءتغذیه در ایران و جهان (۲۰۰۰ الی ۲۰۱۵)

بررسی روند تغییرات سوءتغذیه در ایران، حاکی از آن است که طی دوره مورد بررسی در سال ۲۰۰۰، نزدیک به ۵ درصد جمعیت کشور با سوءتغذیه مواجه بوده و این رقم به ۶/۵ درصد در سال ۲۰۰۷ رسیده است. در ادامه، روند سوءتغذیه نزولی شده و در نهایت در سال ۲۰۱۵، به ۵/۵ درصد کاهش یافته است.

1. Intelligence Quotient

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

مقایسه وضعیت سوءتغذیه ایران با متوسط جهانی و منطقه منا (خاورمیانه و شمال آفریقا)، حاکی از کمتر بودن نسبت جمعیت مواجه با سوءتغذیه در ایران است. لذا می‌توان گفت، سیاست‌های دولت در بخش سلامت و مبارزه با سوءتغذیه در مقایسه با وضعیت جهانی، موفق بوده است؛ با این حال، فاصله زیادی بین ایران و کشورهای اروپایی از این نقطه نظر وجود دارد. البته ذکر این نکته نیز ضروری است که نوع غذای مصرفی و الگوی مصرف خانوارهای ایرانی نیز می‌تواند در کاهش سوءتغذیه مؤثر بوده باشد. همچنین بدترین وضعیت سوءتغذیه در جهان مربوط به صحرای آفریقا بوده که از متوسط جهانی نیز بالاتر است و علی‌رغم کاهش از ۲۷ درصد در سال ۲۰۰۰ به ۲۰ درصد در سال ۲۰۱۵، همچنان درصد نسبتاً زیادی از ساکنان این منطقه با سوءتغذیه مواجه هستند.

با توجه به تفاوت زیاد میان وضعیت سوءتغذیه در کشورهای مختلف، در برخی از مطالعات، عوامل مؤثر بر کاهش سوءتغذیه در مناطق مختلف بررسی شده است. نتایج برخی از مطالعات، حاکی از آن است که علت کاهش سوءتغذیه در کشورهای در حال توسعه، تنها رشد اقتصادی این کشورها می‌باشد (Smith and Haddad, 2002; Pritchett and Summers, 1996; Ravallion, 1990). در مقابل برخی از محققان، بر این باورند که تأثیر رشد اقتصادی بر کاهش سوءتغذیه در مقایسه با سایر شاخص های توسعه، بسیار ناچیز است (Headey, 2015; Ecker *et al.*, 2012; Soriano and Garrido, 2016). بر این اساس، رشد اقتصادی برای کاهش سوءتغذیه در کشورهای در حال توسعه لازم است، اما کافی نیست (Soriano and Garrido, 2016).

علاوه بر رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری در بهداشت عمومی، درمان و آموزش نیز از جمله عوامل تأثیرگذار در کاهش نرخ سوءتغذیه عنوان شده است (Haddad *et al.*, 2003; Suri *et al.*, 2011; Ruel & Alderman, 2013). در مجموع بررسی تجارب موجود، نشان می‌دهد که علاوه بر مؤثر بودن برنامه‌های بهبود کمی و کیفی غذا و ارتقای خدمات بهداشتی و درمانی در بهبود وضعیت تغذیه‌ای جامعه، کیفیت برنامه‌های کشوری در زمینه فقرزدایی و توسعه، در موفقیت کشورها از درجه اهمیت بالاتری برخوردار است (FAO/ WHO, 1998).

اگرچه موضوع بررسی عوامل تأثیرگذار در کاهش سوءتغذیه در مطالعات خارجی مورد توجه ویژه قرار گرفته، اما کمتر مورد توجه محققان داخلی بوده است. اکثر مطالعات داخلی، بر گروه سنی خاص و بویژه نوزادان متمرکز شده (سهیلی آزاده و نهاوندیان، ۱۳۸۳؛ قدس و همکاران، ۱۳۸۵؛ قلجایی و همکاران، ۱۳۸۸؛ سرایی و همکاران، ۱۳۹۴) و بیشتر مطالعات پیشین، به‌صورت موردی بوده‌اند (قلجانی و همکاران، ۱۳۸۸؛ نمکین و همکاران، ۱۳۹۰؛ سرایی و همکاران، ۱۳۹۴) و کمتر به بررسی موضوع سوءتغذیه از دید کلان، توجه شده است.

به طور کلی، با توجه تأثیرگذار بودن عوامل متعدد اقتصادی، اجتماعی و عملکرد دولت‌ها بر میزان سوءتغذیه، ضروری است تا روند تغییرات سوءتغذیه مشخص و همچنین عوامل مؤثر بر آن به‌طور مجزا در هر کشور بررسی گردد. لذا در این مطالعه، عوامل مؤثر بر سوءتغذیه در ایران شامل رشد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

اقتصادی، نرخ بیکاری، مخارج بهداشتی، کمک‌های رسمی جهت توسعه و جمعیت کودکان (افراد کمتر از ۱۴ سال)، مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، از رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. داده‌های مورد نیاز مطالعه نیز برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۴ از منابع مختلف بانک جهانی گردآوری شد.

۲. مدل تحقیق

در مطالعه حاضر، اثر عوامل مختلف مؤثر بر سوءتغذیه در ایران، مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، به پیروی از مطالعه سوریانو و گریدو (Soriano and Garrido, 2016)، اثر تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان معیار رشد اقتصادی، مخارج بهداشتی، نرخ بیکاری، خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه و جمعیت کودکان بر سوءتغذیه در ایران، در قالب الگوی زیر، بررسی شد.

$$U_t = \theta_0 + \theta_1 \mathrm{GDP}_t + \theta_2 \mathrm{HE}_t + \theta_3 UN_t + \theta_4 ODA_t + \theta_5 POP_t + \theta_6 \mathrm{D} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، D متغیر موهومی مربوط به شکست ساختاری احتمالی متغیرها است و سایر متغیرها، در جدول (۱) تعریف شده‌اند. کمک رسمی توسعه یا ODA، به کمک‌های بلاعوض یا وام‌هایی با شرایطی آسان اطلاق می‌شود که عمدتاً به منظور تشریک مساعی در توسعه اقتصادی و ارتقاء سطح رفاه جامعه، توسط مؤسسات دولتی به کشورهای در حال توسعه و مناطقی که در فهرست کشورهای دریافت کننده کمک قرار دارند، اعطاء می‌شود. این فهرست، توسط کمیته کمک توسعه (DAC) وابسته به سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) تهیه می‌شود. این کمک‌ها به صورت وام، پروژه‌های همکاری فنی و کمک‌های بلاعوض، به کشورهای واجد شرایط پرداخت می‌گردد.

جدول ۱. تعریف متغیرهای مورد استفاده

نام متغیر	تعریف	واحد
U_t	میزان سوءتغذیه	درصدی (٪) از کل جمعیت
GDP_t	تولید ناخالص داخلی سرانه	بر حسب میلیون دلار آمریکا به قیمت ثابت ۲۰۱۱
HE_t	مخارج بهداشتی سرانه	بر حسب میلیون دلار آمریکا به قیمت ثابت
UN_t	نرخ بیکاری	درصدی (٪) از کل نیروی کار
ODA_t	خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه[1]	درصدی (٪) از درآمد ناخالص ملی

۱. خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه شامل وام‌های پرداختی و کمک‌های مالی آژانس‌های رسمی عضو کمیته کمک به توسعه و سایر مؤسسات فعال در زمینه توسعه است. در واقع، کمک‌های رسمی توسعه به کمک‌های بلاعوض یا وام‌هایی با شرایطی آسان اطلاق می‌شود که عمدتاً به‌منظور تشریک مساعی در توسعه اقتصادی و ارتقاء سطح رفاه جامعه، توسط مؤسسات دولتی به کشورهای در حال توسعه و مناطقی که در

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

نام متغیر	تعریف	واحد
POP_t	جمعیت کودکان زیر ۱۴ سال	درصدی (٪) از کل جمعیت

به منظور برآورد مدل، از روش خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. جهت برآورد رابطه (۱)، می‌توان از روش‌های مختلفی استفاده نمود؛ اما محدودیت‌های تحلیل‌های همجمعی مبتنی بر روش انگل-گرانجر باعث شد تا برخی از مطالعات، به منظور غلبه بر نواقص روش فوق در جهت دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل رابطه بلندمدت بین متغیرها برآیند. از جمله این مطالعات، می‌توان به مطالعه پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 1996) و پسران و شین (Pesaran and Shin, 1995) اشاره نمود.

رهیافت ارائه شده توسط این محققان علاوه بر رفع نیاز به اطلاع از جهت رابطه بین متغیرها، امکان بررسی توأم رابطه میان متغیرها در حالتی که پاره‌ای از آنها در سطح ایستا هستند و پاره‌ای دیگر، با یک بار تفاضل‌گیری، ایستا می‌شوند را فراهم می‌کند. این رهیافت موسوم به رهیافت ARDL است. مزیت عمده این استراتژی این است که می‌توان آن را بدون توجه به ایستا بودن متغیرها در سطح یا ایستا بودن، پس از یک بار تفاضل گیری، به کار گرفت و این مزیت باعث می‌شود، با مشکل تفکیک متغیرها به گروه‌های همجمع ایستا در سطح و ایستا پس از یک بار تفاضل‌گیری، مواجه نباشیم (Pesaran and Pesaran, 1996).

همچنین این رهیافت، امکان بررسی توأم اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرها را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر، این روش، توانایی تخمین اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به طور همزمان دارا می‌باشد (Pesaran *et al.*, 2001). ضمناً به دلیل اینکه این رهیافت عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درونزایی هستند، تخمین‌های به دست آمده از آنها، نااریب و کارآ خواهند بود (Siddiki, 2000).

مدل ARDL تعمیم یافته[1] را بر اساس الگوی مطالعه حاضر، می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,p)X_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k \qquad (۲)$$

فهرست کشورهای دریافت کننده کمک قرار دارند، اعطاء می‌شود. این لیست توسط کمیته کمک توسعه (DAC) وابسته به سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD)، تهیه شده است. این نوع کمک شامل برنامه همکاری با کشورهای در حال توسعه می‌شود که به آنها در تلاش خود برای توسعه اقتصادی، زیر بنایی اجتماعی و تثبیت اقتصادی از طریق فراهم کردن وام های طولانی مدت با سود کم، کمک می‌نماید.

1. Augmented ARDL

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

که در آن، α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه[1] می‌باشد که به صورت $L^j Y_t = Y_{t-j}$ تعریف می‌شود. بنابراین، خواهیم داشت:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - \ldots - \alpha_p L^p , \qquad \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots + \beta_{iq}L_i^q \tag{۳}$$

X_{it} ، i امین متغیر مستقل می‌باشد. در بلندمدت، روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$Y_t = Y_{t-1} = \ldots = Y_{t-p} , \qquad X_{i,t} = X_{i,t-1} = \ldots = X_{i,t-q} \tag{۴}$$

در رابطه آخر، q عبارت از qامین وقفه مربوط به iامین متغیر می‌باشد. رابطه بلندمدت بین متغیرها، می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + \nu_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)}$$
$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_i}{\alpha(1,p)} \quad , \quad \nu_i = \frac{u_t}{\alpha(1,p)} \tag{۵}$$

معادله تصحیح خطای مدل ARDL، به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta Y_t = \Delta\widehat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p} \widehat{\alpha}_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{k} \widehat{\beta}_{i0} \Delta X_{it} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=2}^{q} \widehat{\beta}_{i,t-j} \Delta X_{i,t-j} - \alpha(1,p) ECT_{t-1} + u_t \tag{۶}$$

که در آن، ECT جزء تصحیح خطا بوده و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\boldsymbol{ECT} = \boldsymbol{Y_t} - \widehat{\boldsymbol{\alpha}} - \sum_{i=1}^{k} \widehat{\boldsymbol{\beta}}_i \boldsymbol{X}_{it} \tag{۷}$$

که در آن، α و β ضرایب برآورد شده از معادله (۱) می‌باشند. $\alpha(1,p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای ECT، آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند.

برای تخمین رابطه بلندمدت، می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده نمود. در مرحله اول، وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل که به وسیله تئوری بیان می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد. پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001)، به منظور بررسی وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها در

1. Lag Operator

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

چهارچوب رهیافت خود رگرسیو میانگین متحرک، از آزمون کرانه (باند تست[1]) استفاده نمود. قبل از به کار بردن آزمون کرانه برای مدل تصحیح خطا، می‌بایست ابتدا مدل‌های زیر را برآورد نمود.

$$\Delta U_t = \delta + \sum_{i=1}^{k} \alpha_0 \Delta U_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_1 \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_2 \Delta HE_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_3 \Delta UN_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_4 \Delta ODA_{t-i} + \sum_{I=0}^{K} \alpha_5 \Delta POP_{t-i} + \lambda_0 U_{t-i} + \lambda_1 GDP_{t-i} + \lambda_2 HE_{t-i} + \lambda_3 UN_{t-i} + \lambda_4 ODA_{t-i} + \lambda_5 POP_{t-i} + \alpha_6 D + \varepsilon_t \quad (۸)$$

که در رابطه (۸)، Δ اپراتور تفاضل مرتبه اول است و فرضیه صفر بیان می‌کند، رابطه همجمعی بین متغیرها وجود ندارد. به عبارتی دیگر، رابطه $\lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$ برقرار است. برای بررسی فرض صفر، از آماره F استفاده شد. روابط کوتاه مدت مدل نیز به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود:

$$\Delta U_t = \delta + \sum_{i=1}^{k} \gamma_0 \Delta U_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_1 \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_2 \Delta HE_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_3 \Delta UN_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_4 \Delta ODA_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_5 \Delta POP_{t-i} + \gamma_6 D + \gamma_7 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۹)$$

آمار و اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه، از داده‌های آماری بانک جهانی[2] (World Bank) استخراج شده است. دوره مطالعه این تحقیق، سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۴ می‌باشد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار Eviews 10 استفاده شده است.

۳. برآورد و تحلیل نتایج

قبل از برآورد مدل، ابتدا آمارهای توصیفی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن، در جدول (۲) به تفکیک برای هر متغیر نشان داده شده است. با توجه به جدول (۲)، وضعیت متغیر سوءتغذیه، نشان می‌دهد که در سالهای مختلف به طور میانگین، حدود ۵/۸ درصد از جمعیت کشور با مسأله سوءتغذیه مواجه بوده است. از طرفی، نگاهی به مقدار کمینه و بیشینه متغیرهای خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه و مخارج بهداشتی سرانه، نشان می‌دهد که در سالهای مورد بررسی در این مطالعه، این هزینه‌ها به میزان قابل توجهی نوسان داشته‌اند.

1. Bounds Test
2. World Bank

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

جدول ۲. اندازه‌گیری آماره‌های توصیفی برای متغیرهای موجود در مدل

نام متغیر	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار
U_t	۵	۶/۶	۵/۷۶	۰/۶۶
GDP_t	۴۵۷۶۲	۶۱۳۰۴	۵۱۳۱۲/۹	۴۷۱۲/۴
HE_t	۶۷/۵	۵۴۵/۲	۲۵۳/۲	۱۴۴/۰۴
UN_t	۱۰/۳	۱۳/۵	۱۱/۶۹	۰/۸۷۲
ODA_t	۰/۰۱۸	۰/۱۹	۰/۰۷۷	۰/۰۵۶
POP_t	۲۳/۳۷	۴۳/۰۳	۲۹/۵۰	۶/۹

منبع: پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی

به منظور بررسی عوامل مؤثر بر سوءتغذیه در ایران، بر اساس رابطه (۱)، ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت. ذکر این نکته ضروری است که در واقع، برای پرهیز از رگرسیون کاذب، لازم است، قبل از برآورد الگو، از ایستایی متغیرها در دوره مورد بررسی اطمینان حاصل گردد. به همین منظور، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فلیپس-پرون (PP) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۳) آمده است. با توجه به جدول (۳)، ملاحظه می‌شود، متغیرهای سوءتغذیه، تولید ناخالص داخلی سرانه، مخارج بهداشتی و خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه، ایستا بوده و متغیرهای نرخ بیکاری و جمعیت کودکان در سطح، ایستا می‌باشد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که آزمون فیلیپس-پرون مؤید نتایج آزمون ADF می‌باشد. با توجه به وجود توأم متغیرهای ایستا در سطح و متغیرهایی که پس از انجام یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند، از تحلیل همجمعی موسوم به روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، استفاده شده است.

جدول ۳. بررسی ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی فولرتعمیم یافته (ADF) و فلیپس–پرون (PP)

متغیرها	آزمون ADF		آزمون P-P	
	آماره ADF	وضعیت ایستایی	آماره PP	وضعیت ایستایی
U_t	-۲/۸۱**	I(1) بدون عرض از مبدأ و روند	-۲/۲۱**	I(1) بدون عرض از مبدأ و روند
GDP_t	-۳/۳۴**	I(1) با عرض از مبدأ و روند	-۳/۳۹*	I(1) با عرض از مبدأ و روند
HE_t	-۳/۶۴**	I(1) با عرض از مبدأ و روند	-۳/۶۵**	I(1) با عرض از مبدأ و روند
UN_t	-۳/۲۷**	I(0) با عرض از مبدأ و روند	-۳/۲۸**	I(0) با عرض از مبدأ و روند
ODA_t	-۷/۹۳***	I(1) با عرض از مبدأ و روند	-۸/۲۴***	I(1) با عرض از مبدأ و روند

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

متغیرها	آزمون ADF		آزمون P-P	
	آماره ADF	وضعیت ایستایی	آماره PP	وضعیت ایستایی
POP_t	-۴/۳۸***	I(0) با عرض از مبدأ	-۴/۳۴***	I(0) بدون عرض از مبدأ و روند

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** و *** به ترتیب، معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد هستند. همچنین ماکزیمم وقفه ۴ در نظر گرفته شد. وقفه بهینه تست ADF بر اساس معیار شوارتز بیزین انتخاب شد. برای آزمون P-P، از West Bandwidth Newey استفاده شد.

از سوی دیگر، هنگامی‌که شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی وجود دارد، آزمون‌های ریشه واحد معمولی با عدم اطمینان مواجه‌اند. لذا، می‌باید آزمون شکست ساختاری در خصوص متغیرهایی که نا ایستا هستند، انجام گیرد. جدول (۴) نشان می‌دهد که فرضیه صفر ریشه واحد برای اکثر متغیرها در سطح، رد می‌شود؛ اما زمانی‌که از متغیرها یک بار تفاضل گرفته می‌شود، فرضیه صفر برای بعضی از متغیرها مورد قبول قرار نمی‌گیرد. همچنین با توجه به نتایج، مشخص می‌شود، حدود ۵۰ درصد شکست‌های ساختاری در سالهای ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳ اتفاق می‌افتد. بنابراین ملاحظه می‌شود، متغیرهای (U_t, GDP_t, HE_t, UN_t) در سال ۲۰۱۳ دارای شکست بوده و با توجه به اینکه بیشتر شکست متغیرهای مطالعه حاضر، در این سال اتفاق افتاده است، برای کامل‌تر بودن اثر متغیرها بر متغیر وابسته، سال ۲۰۱۳ به عنوان متغیر موهومی در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۴. آزمون نقطه شکست ریشه واحد

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
U_t	۲۰۱۳	-۴/۸۵** (۴)	۲۰۰۷	-۲/۵۶ (۰)
GDP_t	۲۰۱۳	-۱۵/۴۱*** (۱)	۲۰۱۲	۰/۹۳ (۰)
HE_t	۲۰۰۶	-۲/۶۴ (۱)	۲۰۱۳	-۵/۶۹*** (۲)
UN_t	۲۰۰۸	-۴/۶۹* (۴)	۲۰۱۳	-۵/۶۵***
ODA_t	۱۹۹۸	-۴/۵۲* (۰)	۱۹۹۹	-۴/۳۲** (۰)
POP_t	۲۰۰۱	-۴/۲۰* (۱)	۲۰۱۲	-۹/۷۳*** (۲)

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** و *** به ترتیب، معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد هستند. همچنین ماکزیمم وقفه ۴ در نظر گرفته شد. سال (نقطه) شکست بر اساس روش Dickey-Fuller min-t انتخاب گردید که طول وقفه بر اساس معیار شوارتز بیزین تعیین شد. همچنین وقفه بهینه در داخل پرانتز آورده شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

در رویکرد ARDL پس از بررسی ایستایی متغیرها و شکست ساختاری، لازم است، آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل انجام شود. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه استفاده شد. آماره F محاسباتی با مقادیر بحرانی بیان شده توسط پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001) مقایسه گردید که نتایج آن، در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵. بررسی وجود رابطه بلندمدت (آزمون کرانه)

مدل	F	مقادیر بحرانی					
		۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$U = f(GDP, HE, UN, ODA, POP)$	۱۵/۴۴***	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۸۶	۴/۰۱	۳/۷۴	۵/۰۶

با توجه به اینکه آماره F محاسباتی برای مدل مورد نظر، از کرانه بالا در سطح ۱ درصد، بزرگ‌تر می‌باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌گردد و وجود رابطه بلندمدت و به بیان دیگر، وجود همجمعی میان متغیرها تأیید می‌شود. در ادامه، نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل، در جدول (۶) خلاصه شده است. الگوی ARDL(1,0,0,0,2,2) به عنوان الگوی بهینه بر اساس آماره شوارتز بیزین انتخاب شد.

جدول ٦. نتایج رابطه بلند مدت معادله سوءتغذیه

متغیر	ضریب	آماره t
GDP_t	-۰/۰۰۰۳۸***	-۴/۰۱
HE_t	-۰/۰۰۰۲	-۰/۵۰
UN_t	۰/۱۰***	۲/۹۸
ODA_t	-۰/۵۲***	-۵/۸۸
POP_t	۰/۲۶***	۳/۷۹
D_{2013}	-۰/۸۵***	-۳/۹۸
C	۰/۵۶	۱/۸۶
	R^2=۰/۹۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق *، ** و *** به ترتیب، معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

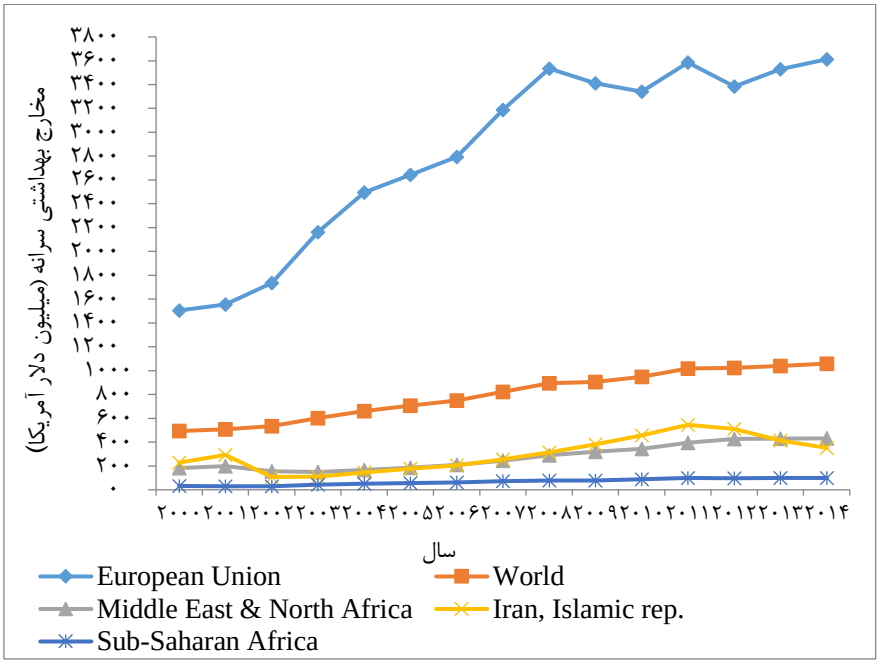
با توجه به نتایج جدول (۶) ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، منفی و معنی‌داری است. البته مقدار این ضریب از لحاظ عددی، پایین (۰/۰۰۰۳۸-) است. بنابراین، در بلندمدت، بین رشد اقتصادی و سوءتغذیه، رابطه منفی وجود دارد. به عبارت دیگر، با افزایش رشد اقتصادی، درصد افراد دچار سوءتغذیه کاهش می‌یابد. همچنین نتایج نشان می‌دهد، بین نرخ بیکاری و درصد افراد دچار سوءتغذیه، رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. بر اساس ضرایب برآورد شده، با افزایش ۱۰ درصد در نرخ بیکاری، با ثابت بودن سایر شرایط، میزان سوءتغذیه، به میزان یک درصد افزایش می‌یابد.

همچنین نتایج نشان می‌دهد، متغیر خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه با شیوه تغذیه، رابطه منفی و معنی‌داری دارد؛ به طوری که با افزایش یک درصد در کمک‌های رسمی جهت توسعه، سوءتغذیه در ایران، به میزان ۰/۵۲ درصد کاهش می‌یابد. لذا، با توجه به مقدار این ضریب، این متغیر نسبت به سایر متغیرهای موجود، تأثیر بیشتری بر کاهش سوءتغذیه در جامعه دارد. همچنین مطابق انتظار، افزایش جمعیت کودکان زیر ۱۴ سال نیز باعث افزایش سوءتغذیه در کشور می‌شود. از طرفی، ضریب متغیر مخارج بهداشتی سرانه، به‌رغم تأثیر منفی بر سوءتغذیه، از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. در این راستا، در نمودار (۲)، میزان مخارج بهداشتی سرانه ایران و سایر مناطق دنیا طی سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ آمده است. همان گونه که مشخص است، مخارج بهداشتی سرانه ایران، بسیار کمتر از متوسط مخارج بهداشتی سرانه اتحادیه اروپا و متوسط کل جهان است. همچنین این مخارج برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا نیز در دو سال منتهی به سال ۲۰۱۴، از مخارج بهداشتی صرف شده در ایران، فراتر رفته است. کمترین میزان مخارج بهداشتی به ازای هر نفر نیز در صحرای آفریقا می‌باشد، که با توجه به بالاتر بودن درصد سوءتغذیه در این منطقه نسبت به سایر مناطق دنیا (نمودار ۱)، می‌توان گفت، یکی از دلایل اصلی نامطلوب بودن وضعیت سوءتغذیه در این منطقه، پایین بودن مخارج بهداشتی دولت می‌باشد.

ذکر این نکته نیز ضروری است که بیشترین متوسط مخارج بهداشتی سرانه در دوره مورد بررسی، به ترتیب، برای اقتصادهای اتحادیه اروپا، کل جهان، ایران، خاورمیانه و شمال آفریقا و صحرای آفریقا، به ترتیب، ۲۸۳۱/۲، ۷۹۷/۲، ۳۰۰، ۲۷۵/۳ و ۶۷/۸ میلیون دلار آمریکا می‌باشد. بنابراین به نظر می‌رسد، یکی از دلایل عمده عدم معنی‌داری مخارج بهداشتی سرانه بر کاهش سوءتغذیه در ایران در سالهای اخیر نیز ناشی از پایین بودن هزینه‌های دولت در بخش بهداشت است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]



نمودار ۲. مقایسه میزان مخارج بهداشتی سرانه ایران و سایر مناطق دنیا

در مدل حاضر، متغیر موهومی اضافه شده، تأثیر منفی و معنی‌داری بر میزان سوءتغذیه دارد که نشان می‌دهد، این متغیر در بلندمدت، بر کاهش سوءتغذیه مؤثر است. بنابراین، لحاظ شکست ساختاری متغیرها در این مطالعه، موجب بهبود نتایج شده و نقش این شکست‌های ساختاری بر واقعی‌تر برآورد شدن اثرات متغیرها بر متغیر وابسته، حائز اهمیت می‌باشد. در جدول (۷)، نتایج الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت مدل ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج رابطه کوتاه مدت معادله سوءتغذیه

متغیرها	ضریب	آماره t
$\Delta(GDP)$	-۰/۰۰۰۱۴**	-۲/۰۵
$\Delta(HE)$	-۰/۰۰۰۰۹	-۰/۵۲
$\Delta(UN)$	۰/۰۳۷***	۳/۰۷
$\Delta(ODA)$	-۰/۰۴۹***	-۴/۹۶
$\Delta(ODA(-1))$	۰/۰۴۷***	۵/۷۸
$\Delta(POP)$	-۰/۲۹***	-۴/۳۴

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

متغیرها	ضریب	آماره t
$\Delta(D)$	-۰/۲۹***	-۵/۴۳
ECT_{t-1}	-۰/۳۴***	-۶/۵۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق *، **و ***به ترتیب، معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

ضریب برآوردی اکثر متغیرهای این مطالعه در کوتاه مدت، منفی و بیانگر کاهش سوءتغذیه است. از طرفی، نتایج کوتاه مدت، نشان می‌دهد که علامت و معنی‌داری ضرایب متغیرها با حالت بلندمدت، تفاوت زیادی ندارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه مشابه حالت بلندمدت، تأثیر منفی و معنی‌داری بر میزان سوءتغذیه دارد. بنابراین می‌توان گفت، رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت، تأثیر معنی‌داری بر کاهش سوءتغذیه در ایران دارد. مطابق جدول (۷)، ملاحظه می‌شود، همانند برآورد مدل بلندمدت ضریب متغیر مخارج بهداشتی سرانه، به‌رغم تأثیر منفی بر سوءتغذیه، از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین مشاهده می‌شود، متغیر خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه در کوتاه مدت هم تأثیر معنی‌داری بر کاهش سوءتغذیه دارد. ضریب این متغیر نیز با یک وقفه در کوتاه مدت، منفی و از لحاظ آماری، معنی‌دار است. به عبارت دیگر، اگر خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه توسط سازمان‌های بین‌المللی افزایش یابد، کاهش سوءتغذیه در سال بعد اتفاق می‌افتد که با توجه به بالا بودن ضریب متغیر، این نتیجه دور از انتظار نیست. همچنین درصد جمعیت کودکان از جمعیت کل برخلاف مدل بلندمدت، تأثیر منفی بر کاهش سوءتغذیه دارد که این رابطه، در بلندمدت اصلاح می‌شود.

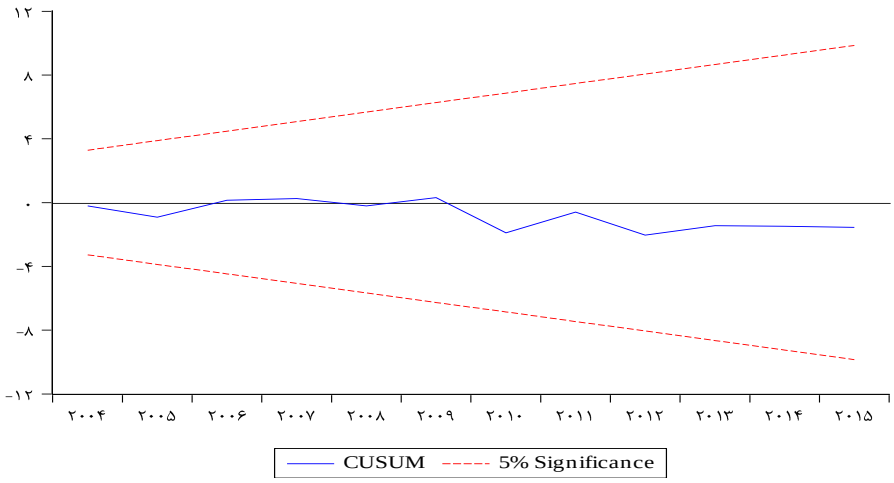
از طرفی، متغیر موهومی اضافه شده به مدل در کوتاه مدت، مشابه بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر کاهش سوءتغذیه دارد. در نهایت نتایج نشان می‌دهد، ضرایب متغیرهای برآوردی در کوتاه مدت از لحاظ عددی بزرگ نمی‌باشد و تأثیر این متغیرها بر کاهش سوءتغذیه، قابل ملاحظه نمی‌باشد که این نتیجه، بدیهی به نظر می‌رسد؛ چرا که تأثیرگذاری هر کدام از این متغیرها، نیاز به زمان دارد.

از طرف دیگر، وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل، مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. ضریب برآوردی ECT در مدل از نظر آماری، معنی‌دار و بیانگر سرعت تعدیل نسبتاً بالایی می‌باشد. در واقع، با توجه به ضریب جمله تصحیح خطا، می‌توان گفت که در هر دوره، ۳۴ درصد انحرافات متغیر سوءتغذیه از بین می‌رود و در صورت وارد شدن یک شوک به مدل، پس از گذشت حدود ۳ سال، تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت نزدیک می‌شود.

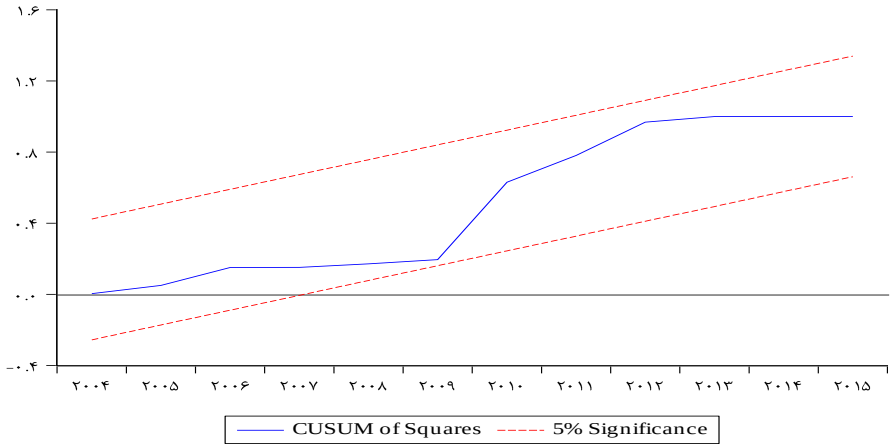
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

در نمودارهای (۳) و (۴) به ترتیب، آزمون‌های مجموع تجمعی[1] (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی[2] (QCUSUM) آورده شده است. با توجه به قرار گرفتن نمودار آماره آزمون‌های فوق در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، ضرایب برآوردی مدل، پایدار هستند.



نمودار ۳. آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)



نمودار ۴. آزمون مجموع مجذور تجمعی (QCUSUM)

1. Cumulative sum
2. Sum of cumulative squares

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه، به بررسی و تحلیل اثر عوامل مختلف بر سوءتغذیه در ایران پرداخته شد. روش عملی تحقیق بر اساس یک الگوی اقتصادسنجی در قالب الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد. نتایج آزمون کرانه، وجود یک الگوی بلندمدت پایدار بین متغیرهای انتخاب شده در مدل را تأیید می‌کند. در بررسی الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مدل برآوردی تمام متغیرهای موجود دارای علامت مورد انتظار می‌باشند و ضریب برآوردی الگوی تصحیح خطا در مدل، از نظر آماری معنی‌دار و بیانگر سرعت تعدیل نسبتاً بالایی می‌باشد. با توجه به ضریب منفی و معنی‌دار متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در بلندمدت و کوتاه مدت، می‌توان نتیجه گرفت که رابطه معنی‌داری بین رشد اقتصادی و کاهش سوءتغذیه وجود دارد. این نتیجه، با نتایج این مطالعات همخوانی دارد: (Soriano and Garrido, 2016; Ecker *et al.*, 2012; Headey, 2011). البته ذکر این نکته ضروری است که ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت، از لحاظ مقدار عددی، قابل توجه نمی‌باشد، که حصول چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نبوده است؛ چرا که رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی، نوسانات زیادی داشته و بعضی سالها، رشد اقتصادی منفی نیز اتفاق افتاده است. بر اساس نتیجه به‌دست آمده، می‌توان بیان نمود که اعمال هر سیاست اقتصادی که به رشد اقتصادی کشور منجر گردد، به‌طور غیرمستقیم، موجب کاهش سوءتغذیه نیز می‌گردد.

لذا پیشنهاد می‌شود، فارغ از اعمال هر سیاست درخصوص کاهش سوءتغذیه، کمک به رشد اقتصادی، بیشتر از قبل مورد توجه برنامه‌ریزان و سیاستگذاران اقتصادی قرار گیرد. علاوه بر این، ضریب متغیر میزان مخارج بهداشتی سرانه، هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت، تأثیر معنی‌داری بر کاهش سوءتغذیه در ایران ندارد که مخالف نتیجه مطالعه سوریانو و گریدو (Soriano and Garrido, 2016) می‌باشد.

از دلایل احتمالی تأثیرگذار نبودن میزان مخارج بهداشتی سرانه بر کاهش سوءتغذیه، می‌توان به پایین بودن این مخارج در کشور و عدم تخصیص هزینه‌های بهداشتی در جهت کاهش سوءتغذیه در کشور اشاره نمود. از طرفی، وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین نرخ بیکاری و سوءتغذیه، بیانگر این است که این متغیر، نقش مهمی در افزایش درصد افراد دچار سوءتغذیه در جامعه دارد. بنابراین، افزایش رشد اقتصادی و تولید و اشتغال پایدار، می‌تواند درصد افراد دچار سوءتغذیه را کاهش دهد.

بنابراین پیشنهاد می‌شود، دولت نسبت به بهبود فضای کسب و کار و افزایش اشتغال پایدار و کاهش نرخ سالانه سوءتغذیه در ایران اقدام نماید. ذکر این نکته نیز ضروری است که دولت می‌باید در کنار اعمال سیاست‌های مناسب به منظور دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، با بهبود الگوی توزیع درآمد، میزان بهره‌مندی دهک‌های پایین درآمدی از مزایای بهبود رشد را افزایش دهد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

همچنین با افزایش جمعیت کودکان، میزان سوءتغذیه افزایش می‌یابد. لذا، می‌باید سیاست‌های کاهش سوءتغذیه در جامعه با تأکید بر افراد با سن کمتر از ۱۴ سال اعمال گردد.

در نهایت نتایج نشان داد، خالص کمک‌های رسمی جهت توسعه در بلندمدت، تأثیر منفی و معنی‌داری بر کاهش سوءتغذیه دارد. مقدار این ضریب از نظر اندازه، بزرگتر از سایر ضرایب بوده و حاکی از آن است که یکی از مهم‌ترین نهادهای تأثیرگذار بر کاهش سوءتغذیه در ایران، کمک نهادها و کمیته‌های فعال بین‌المللی در جهت توسعه کشور می‌باشد. به نظر می‌رسد، با بهبود ارتباط با نهادهای مالی بین‌المللی و فعال در زمینه توسعه در بلندمدت، منابع مالی، افزایش و زمینه مناسب برای کاهش سوءتغذیه فراهم گردد. از این رو، پیشنهاد می‌شود، توجه دولت به واسطه مساعدت نهادهای بین‌المللی در جهت توسعه هدفمند، در اولویت سیاست‌ها قرار بگیرد.

۵. سپاسگزاری

در پایان بر خود لازم می‌دانیم از جناب آقای دکتر محمد بخشوده (استاد دانشگاه شیراز) که با نظرات ارزنده خود به غنای هر چه بیشتر این پژوهش کمک کردند، کمال تشکر و قدردانی را داشته باشیم.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

منابع و مآخذ

ترابی، پریسا؛ عبداللهی، زهرا؛ مینایی، مینا؛ زارعی، مریم؛ معانی، سعیده؛ صادقی قطب آبادی، فرزانه؛ صالحی مازندرانی، فروزان؛ پورآرام، حامد؛ فلاح، حسین و رضایی سروکلائی، خدیجه (۱۳۹۱). راهنمای کشوری تغذیه برای برنامه پزشک خانواده. وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، معاونت بهداشت دفتر بهبود تغذیه جامعه، ۱۱۶ صفحه.

خداداد کاشی، فرهاد و حیدری، خلیل (۱۳۸۳). برآورد سطح امنیت غذایی خانوارهای ایرانی براساس شاخص AHFSI. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۴۸: ۱۶۶-۱۵۵.

ریماز، شهناز؛ مقتدری، اعظم؛ شیدفر، فرزاد و پورملک، فرشاد (۱۳۸۴). شیوع سوءتغذیه پروتئین ـ انرژی و عوامل مؤثر بر آن در کودکان زیر ۵ سال شهرستان ساوجبلاغ، سال ۸۱. *مجله دانشگاه علوم پزشکی ایران*، شماره ۴۸: ۱۰۵-۹۷.

سرایی، جمال؛ اسماعیلی، زهرا؛ تجری، زهرا؛ خدایارنژاد، شادی؛ نکوفر، عارف؛ عباسعلی‌زاده فرهنگی، مهدیه (۱۳۹۴). شیوع نا امنی غذایی و ارتباط آن با عوامل اجتماعی- اقتصادی و وضعیت تغذیه‌ای در کودکان بستری در بیمارستان کودکان تبریز. *ره آورد دانش (مجله دانشگاه علوم پزشکی اراک)*، شماره۱۰: ۶۳-۵۵.

سهیلی آزاده، عالی اکبر و نهاوندیان، محبوبه (۱۳۸۳). بررسی شیوع سوءتغذیه و برخی عوامل مؤثر بر آن در کودکان ۳۶-۰ ماهه خانه‌های بهداشت تابعه شهرستان نهاوند در سال ۱۳۸۱. *پژوهش در پزشکی*، جلد ۲۸، شماره ۱: ۵۸-۵۳.

قدس، الهه؛ درستی، احمدرضا؛ طباطبایی، مینا و قدس الهی، محمدحسن (۱۳۸۵). بررسی برخی عوامل اجتماعی- اقتصادی مرتبط با سوءتغذیه در کودکان ۶ تا ۲۴ ماهه سمنان. نهمین کنگره سراسری تغذیه ایران، دانشگاه علوم پزشکی تبریز، تبریز، ایران.

قلجایی، فرشته؛ نادریفر، مهین و مهناز قلجه (۱۳۸۸). بررسی شیوع سوءتغذیه در کودکان ۳۶-۱ ماهه بستری در بخش کودکان بیمارستان امام علی (ع) زاهدان در سال ۱۳۸۸. *نشریه پرستاری ایران*، شماره ۵۹: ۱۴-۸.

کیمیاگر، مسعود و باژن، مرجان (۱۳۸۴). فقر و سوءتغذیه در ایران. *فصلنامه علمی- پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال پنجم، شماره ۱۸: ۱۱۲-۹۱.

نمکین، کوکب؛ شریف‌زاده، غلامرضا؛ مجنونی، حسن؛ فیروزی، فرزاد و لطیفی، مجیدرضا (۱۳۹۰). شیوع سوءتغذیه در دانش آموزان مناطق محروم استان خراسان جنوبی. *مجله دانش و تندرستی*، شماره ۲: ۴۲-۳۸.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

Ecker, O.; Breisinger, C., & Pauw, K. (2011). Growth is good, but not enough to improve nutrition. *International Trade Forum*, No. 3: 19. International Trade Centre.

FAO/ WHO (1998). International Conference on Nutrition. Final report, Rome, Italy.

Haddad, L.; Alderman, H.; Appleton, S.; Song, L., & Yohannes, Y. (2003). Reducing child malnutrition: How far does income growth take us?. *The World Bank Economic Review*, Vol. 17 (1): 107-131.

Headey, D.; Hoddinott, J.; Ali, D.; Tesfaye, R., & Dereje, M. (2015). The other Asian enigma: Explaining the rapid reduction of undernutrition in Bangladesh. *World Development*, Vol. 66: 749-761.

IFPRI (2014). Global Hunger Index. The Challenge of Hidden Hunger. Welthungerhilfe, International Food Policy Research Institute, and Concern Worldwide, Bonn, Washington, DC, and Dublin.

Pesaran M. H.; Shin, Y., & Smith R. J., (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16: 289-326.

Pesaran, H. M., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4: An Introduction to Econometrics*. London: Oxford University Press.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1995). An ARDL approach to cointegration analysis (No. 9514). Working paper. London: University of Cambridge.

Pesaran, M. H.; Shin, Y., & Smith R. J. (1996). *Testing for Existence of a Long Run Relationship*. London: University of Cambridge.

Pritchett, L., & Summers, L. H. (1996). Wealthier is healthier. *Journal Human Resour*, Vol. 31 (4): 841-868.

Ravallion, M. (1990). Income effects on undernutrition. *Economic development and cultural change*, Vol. 38 (3): 489.

Ruel, M. T., & Alderman, H. (2013). Nutrition-sensitive interventions and programs: How can they help to accelerate progress in improving maternal and child nutrition?. *The lancet*, Vol. 382 (9891): 536-551.

Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis. *Applied Economics*, Vol. 32: 1977-84.

Smith, L. C., & Haddad, L. (2002). How potent is economic growth in reducing undernutrition? What are the pathways of impact? New cross country evidence. *Chicago Journal*, Vol. 51 (1): 55-76.

Soriano, B., & Garrido, A. (2016). How important is economic growth for reducing undernourishment in developing countries?. *Food Policy*, Vol. 63: 87-101.

Suri, T.; Boozer, M. A.; Ranis, G., & Stewart, F. (2011). Paths to success: The relationship between human development and economic growth. *World Development*, Vol. 39 (4): 506-522.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]

Willaarts, B.A.; Garrido, A., & Llamas, J. (2014). Tracking progress and links between water and food security in Latin America and the Caribbean. In: Willaarts, B.A.; Garrido, A., & Llamas, J.R. (Eds.). Water for Food Security and Well-Being in Latin America and the Caribbean. Social and Environmental Implications for a Globalized Economy. Earthscan-Fundación Botín, London-Sterling (England). Santander (Spain): 432.

World Health Organization (2015). Child health. [cited Feb 6] Available from: http://www.who.int/topics/child_health/en./.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.3.4.9]