بررسی تأثیر تغییرات آب و هوا بر امنیت غذایی در ایران

علیرضا کرباسی[*1]، چیمن صیادی[2]، فاطمه سخی[2]، فرزانه علیپوریان[2]

۱- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه مشهد

۲-دانشجویان کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکاه مشهد

arkarbasi2002@yahoo.com

چکیده

این مطالعه به بررسی تأثیر تغییرات آب و هوا بر امنیت غذایی در ایران می‌پردازد. امنیت غذایی به عنوان تابعی از متوسط درآمد ناخالص خانوارها، شاخص قیمت خرده فروشی مواد غذایی، هزینه خوراکی و آشامیدنی خانوارها، سطح زیرکشت و میزان بارندگی با استفاده از روش پانل‌پویا و نرم‌افزار استتا برای ۲۸ استان کشور در طی سالهای ۹۰-۱۳۸۰ بررسی شده است. نتایج نشان‌دهنده تأثیر معنی‌دار و مثبت متوسط درآمد ناخالص خانوارها، شاخص قیمت خرده فروشی مواد غذایی، هزینه خوراکی و آشامیدنی خانوارها و اثر مثبت ولی بی‌معنی سطح زیرکشت و میزان بارندگی بر امنیت غذایی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: امنیت غذایی، تغییرات آب و هوا، پانل پویا

مقدمه

امنیت غذایی به شرایطی اطلاق می‌شود که همه مردم در همه زمان‌ها دسترسی فیزیکی، اقتصادی و اجتماعی به غذای کافی و مطمئن داشته باشند، به گونه ای که نیازهای غذایی و ترجیحات غذایی آنها برای یک زندگی شاداب، فعال و سالم فراهم شود(فائو، ۲۰۰۱). در این تعریف ۴ بعد مهم امنیت غذایی نشان داده شده است. این ابعاد عبارتند از: موجود بودن، پایداری، دسترسی و استفاده. اولین بعد امنیت غذایی، یعنی موجودی موادغذایی، نشان‌دهنده قابلیت سیستم کشاورزی برای پاسخگویی به تقاضای مواد غذایی است. این بعد شامل زیربخش‌هایی مانند اصول کشت و آب وهوای مورد نیاز محصولات و طیف وسیعی از عوامل فرهنگی و اقتصادی و اجتماعی است که تعیین می‌کند کشاورزان کجا و چگونه به بازار پاسخ دهند. بعد دوم، ثبات، مربوط به افرادی است که در معرض خطر شدید از دست دادن دائمی یا موقت منابع مورد نیاز برای مصرف مواد غذایی کافی به دلیل شوک‌های درآمدی هستند. یکی از دلایل مهم برای دسترسی ناپایدار، تغییرات آب و هوایی است. همان گونه که در تعریف امنیت غذایی نیز اشاره شد، دسترسی به غذا دو نوع است: دسترسی فیزیکی، دسترسی اقتصادی. مفهوم دسترسی مبتنی بر این فرض است که تا زمانی که خانواده‌ای غذای مورد نیاز و کافی در دسترس داشته باشد از امنیت غذایی برخوردار است. بدین منظور خانواده باید با شبکه توزیع غذا در محل زندگی ارتباط نزدیک و آسان داشته باشد (دسترسی فیزیکی) و در آمد یا هزینه خانوار به اندازه‌ای باشد که تهیه و خرید غذای لازم را بدون فشار زیاد میسر سازد (دسترسی اقتصادی). و سرانجام استفاده شامل جنبه‌های ایمنی و کیفی غذا می باشد، مثلا فردی ممکن است با وجود دسترسی به غذا به دلیل نوعی بیماری نتواند ماده غذایی خاصی را مصرف کند.

بنابراین مسئله مهم این است که خودکفایی کشور از نظر تولید موادغذایی برای تضمین امنیت غذایی در سطح فردی و خانوادگی نه تنها ضروری بلکه کافی هم نیست. عوامل موثر بر امنیت غذایی را می توان در یک طبقه بندی کلی به دو بخش تقسیم کرد: الف) عوامل مرتبط با تولید (عرضه), مصرف (تقاضا) و تجارت غذا ب) عواملی که بصورت غیر مستقیم و از طریق تاثیر گذاری بر عوامل اصلی, امنیت غذایی را تحت تاثیر قرار می دهد مانند جنگ, انقلاب, خشکسالی, توفان و سیل و یا عوامل فرهنگی‌ای همچون الگوی مصرفی جامعه. به طور کلی گروه دوم تابع شرایط سیاسی–اجتماعی و آب و هوایی است. در این مطالعه فقط به بررسی تأثیر تغییرات آب‌وهوا بر امنیت غذایی بسنده می‌شود.

تغییرات آب و هوایی، تغذیه و سلامت فقیران جهان را تهدید می کند. تغییر در الگوی آب و هوایی می تواند به جاری شدن سیل و خشکسالی منجر شود – که هر دو این پدیده ها می توانند ذخایر غذایی یک منطقه را نابود

کنند. دانشمندان پیش بینی می کنند دمای رو به افزایش هوا و بارندگی ناپایدار می تواند بهره وری محصولات کشاورزی را در بسیاری از مناطق آسیب پذیر کاهش دهد. در کشورهای در حال توسعه، این امر می تواند باعث شود میلیون ها انسان برای تولید یا خرید مواد غذایی کافی، توانایی لازم را نداشته باشند. در مناطقی که امرار معاش به کشاورزی دیم و پرورش دام وابسته است، خشکسالی و جاری شدن سیل – و در نتیجه فقدان محصولات کشاورزی– بقا و تغذیه کودکان و مادران را شدیدا تضعیف می کند. تغییر در آب و هوا همچنین زمین های مناسب برای کشاورزی را تحت تاثیر قرار خواهد داد (شا و همکاران، ۲۰۰۷ و نلمن و همکاران، ۲۰۰۹).

می‌توان تأثیر تغییرات آب و هوا بر هر چهار بعد امنیت غذایی بررسی کرد:

تأثیر تغییرات آب و هوا بر تولید و موجودی امنیت غذایی: تغییر آب و هوا از راههای پیچیده‌ای کشاورزی و تولید غذا را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات آب و هوا با تغییرشرایط اکولوژی کشاورزی بصورت مستقیم بر تولید غذا و بطور غیرمستقیم بر رشد و توزیع درآمد اثر می گذارد. (روزنزویگ، ۲۰۰۲). البته باید این واقعیت را هم در نظر گرفت که در مناطق خشک و نیمه‌خشک افزایش دما باعث کاهش تولید محصول و بهره‌وری دام ها می‌شود(توبیلو و فیشر، ۲۰۰۷).

تأثیر تغییرات آب و هوا بر ثبات عرضه غذا: با افزایش تعداد و شدت وقایعی مانند طوفان، سیل و خشکسالی در طی سالهای اخیر انتظار میرود شرایط آب و هوایی در سطح منطقه ای و جهانی متغیرتر شود(توبیلو و فیشر، ۲۰۰۷). نوسانات تولید و عملکرد محصولات و ریسک تولید می تواند باعث بی‌ثباتی در عرضه محصولات و در نتیجه کاهش امنیت غذایی گردد.

تأثیر تغییرات آب و هوا بر استفاده از مواد غذایی: تغییرات آب و هوا با تأثیراتی که بر بیماریهای ناشی از آب و غذا دارد می‌تواند در استفاده موثر افراد از مواد غذایی اثر داشته باشد. نگرانی اصلی در مورد رابطه بین تغییرات آب و هوا و امنیت غذایی بیشتر به مسئله دور باطل بیماریهای عفونی و گرسنگی برمی گردد، که در نهایت منجر به ایجاد افرادی آسیب‌پذیر و بیمار می‌شود. در نتیجه می تواند کاهش قابل توجهی در بهره وری نیروی کار و افزایش در فقر و حتی مرگ و میر را به دنبال داشته باشد. شواهد روزافزونی در دست است که نشان می‌دهد تغییرات آب و هوایی مثل خشکی، درجه حرارت بالا و یا بارش سنگین با بروز بیماریها سبب کاهش امنیت و ایمنی غذایی می-شود(توبیلو و فیشر، ۲۰۰۷). بارندگی های شدید می تواند خطر شیوع بیماری های ناشی از آب آلوده ، به ویژه در مناطقی که در آن سیستم های مدیریت آب سنتی می باشد، را افزایش می دهد. به همین ترتیب، اثر جاری شدن سیل به شدت در مناطق سازگار با محیط زیست و جاهایی که زیرساخت های عمومی اولیه، از جمله بهداشت و نظافت، وجود ندارد باعث اثرات تخریبی فراوان می‌شود. این قبیل موارد احتمال ابتلا به بیماری های ناشی از آب (به عنوان مثال، وبا) را بالا می برد و در نتیجه باعث کاهش ظرفیت افراد برای استفاده موثر از مواد غذایی می‌شود.

اثر تغییرات آب و هوا بر دسترسی مواد غذایی: دسترسی به مواد غذایی اشاره به توانایی افراد، جوامع و کشورها به خرید مقادیر کافی و کیفیت مواد غذایی دارد. در طول ۳۰ سال گذشته، کاهش قیمت واقعی مواد غذایی و افزایش درآمد واقعی منجر به دسترسی به مواد غذایی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه شده است. افزایش قدرت خرید به تعداد فزاینده ای از مردم نه تنها اجازه خرید غذای بیشتر بلکه مواد غذایی مغذی تر با پروتئین، عناصر کم مصرف و ویتامین های بیشتر را داده است(اسچمیدهابر، ۲۰۰۵). چشم اندازی بلند مدت FAO در سال ۲۰۵۰ نشان می دهد که اهمیت بهبود شرایط طرف تقاضا در طول ۵۰ سال آینده حتی مهم‌تر هم خواهد شد(فائو، ۲۰۰۶).

اثر تغییر آب و هوا بر قیمت مواد غذایی: مطالعاتی وجود دارد که اثر تغییر آب و هوا بر قیمت مواد غذایی را اندازه گیری کرده‌اند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد که بطور متوسط با افزایش دما، قیمت مواد غذایی هم افزایش می‌یابد. اما بطور کلی اثر تغییر آب و هوا بر قیمت مواد غذایی بسیار کمتر از اثر تغییرات اجتماعی- اقتصادی بر قیمت‌ها می باشد (ریلی، ۱۹۹۶. داروین، ۱۹۹۵، فیشر، ۲۰۰۲).

پیشینه تحقیق

امنیت غذایی یعنی اینکه همه مردم، در همه ایام به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی، اقتصادی و اجتماعی داشته باشند و غذای در دسترس نیازهای یک رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنها را برای یک زندگی فعال و سالم را فراهم سازد. مطالعات زیادی در زمینه ابعاد مختلف امنیت غذایی در کشور انجام شده است، که به برخی از آنها اشاره می‌شود. خدادادکاشی و حیدری(۱۳۸۳) سطح امنیت غذایی خانوارهای ایرانی را با استفاده از شاخص AHFSI برآورد کردند. نتایج حاکی از روند صعودی امنیت غذایی جامعه شهری ایران طی سالهای ۱۳۷۹- ۱۳۶۴می-باشد. دستگیری و همکاران(۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر ناامنی غذایی پرداختند. نتایج این مطالعه که بصورت مقطعی برای سال ۸۴-۱۳۸۳ و در تبریز انجام شد، حاکی از تأثیر عوامل اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی بر امنیت غذایی در این منطقه بود. مهرابی و موسوی(۱۳۸۸) در مطالعه خود اثر آزادسازی تجاری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی ایران را با استفاده از روش تصحیح خطای برداری بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که اثر تجارت در کوتاه‌مدت منفی و در بلندمدت مثبت است. خالدی و فریادرس(۱۳۸۹) امنیت غذایی را بر مبنای تغیی منابع تولید و سیاست‌های خارجی برای ده سال آینده(۹۷-۱۳۸۸) شبیه‌سازی کردند. نتایج مطالعه نشان داد در صورت استفاده مناسب و بهینه از منابع تولید، بخش کشاورزی در آینده به تنهایی و بدون نیاز به واردات قادر به تأمین مواد-غذایی می‌باشد. مهرابی و موسوی (۱۳۸۹) با مطالعه تأثیر حمایت‌های دولت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران با استفاده از روش تصحیح خطای برداری دریافتند گرچه در کوتاه‌مدت حمایت نهاده‌ای و قیمتی و در بلندمدت حمایت قیمتی اثر منفی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری دارد ولی در بلندمدت اثر حمایت قیمتی بر امنیت غذایی مثبت است. نیکوئی و زیبایی(۱۳۹۱) با استفاده از الگوی برنامه‌ریزی اقتصادی- هیدرولوژیکی

تأثیر مدیریت منابع آب بر امنیت‌غذایی را در حوضه زاینده‌رود بررسی کردند. نتایج نشان داد که کاربرد چنین برنامه-ای نه تنها راندمان مصرف آب در حوصه را بهبود می‌بخشد بلکه ارتقای امنیت غذایی از طریق افزایش سهم مناطق پایین دست رودخانه در تولید محصولات غذایی پایه در شرایط کاهش عرضه آب را نیز به همراه دارد. در زمینه اثر تغییر آب‌وهوا بر امنیت غذایی مطالعات خارجی زیادی صورت گرفته است که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد(راما و کریشنا، ۲۰۰۲)، در شمال اتیوپی تراز تعادلی غذا و شاخص کلی امنیت غذایی خانوار را محاسبه کردند .آنان نتیجه گرفتند که در این نواحی امنیت غذایی در سطح بالایی(بالاتر از ۸۵٪) قرار گرفته است .آن ها توسط الگوی لوجیت عواملی هم چون میزان تولید، اندازه ی خانوار، تقاضای نهاده ی کود و آموزش را بر امنیت غذایی موثردانستند.فیشر و همکاران(۲۰۰۵)، در مطالعه خود نشان دادند که تغییرات آب و هوایی افراد دچار سوتغذیه را تا سال ۲۰۸۰، ۵-۲۶٪ افزایش می‌دهد. نتایج مطالعه توبیلو و فیشر(۲۰۰۷) حاکی از این بود که اثر تغییر آب و هوا بر قیمت مواد غذایی بسیار کمتر از اثر تغییرات اجتماعی- اقتصادی بر قیمت‌ها است. بررسی تغییرات آب و هوا بر بازدهی محصولات، بهره‌وری آب و امنیت‌غذایی توسط کنگ و همکاران(۲۰۰۹) نشان داد تأثیر تغییرات آب و هوا بر این متغیرها در مناطق مختلف متفاوت است.آردنت و همکاران(۲۰۱۲) تأثیر تغییر آب‌وهوا بر کشاورزی و امنیت غذایی را با استفاده از مدل اقتصادی پویا در تانزانیا بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده تأثیر تغییرات آب و هوا بر امنیت غذایی بود.

مدل مفهومی/ فرضیه‌ها یا سؤال‌های تحقیق

در این پژوهش داده های ترکیبی ۲۸ استان ایران، طی سال های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰جمع آوری شده است. به دلیل عدم دسترسی به داده های استان‌های خراسان جنوبی و شمالی، البرز از آن ها صرف نظر شده است. با انجام تجزیه و تحلیل های اقتصاد سنجی بر روی رگرسیون پانل، تاثیر تغییرات آب و هوا بر امنیت غذایی بررسی شد. متغیر وابسته در معادله رگرسیون، شکل لگاریتمی هزینه سرانه خوراکی و آشامیدنی خانوارها می باشد. در پژوهش حاضر مدل زیر استفاده شده است:

$$\ln y_{it} = \delta \ln y_{it-1} + X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \square N\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right)$$

که در آن lnyشکل لگاریتمی هزینه سرانه خوراکی و آشامیدنی خانوارها، x مجموعه¬ای از متغیرهای مستقل شامل سطح زیرکشت، شاخص قیمت خرده¬فروشی غذا، درآمد، مناطق مطلوب، بارندگی، هزینه سرانه خوراکی و آشامیدنی خانوارها با یک وقفه می¬باشد.iα اثر ثابت، $\hat{\varepsilon}$ توزیع تصادفی و B ضرایب تخمین زده شده هستند.

روش‌شناسی

داده‌های بکار رفته در این مطالعه از نوع کتابخانه‌ای و اسنادی است. آمار و اطلاعات لازم از نتایج بررسی بودجه و شاخص بهای کالاهای مصرفی خانوارهای شهری بانک مرکزی و مرکز هواشناسی استان‌ها و آمارنامه وزارت کشاورزی به‌دست آمده است. معادلات مورد نظر با استفاده از داده های تابلویی برآورد گردیده است. در این مطالعه برای تخمین ضرائب مدل از نرم افزار StataSE11 استفاده شده است. هم چنین برآورد مدل در قالب پانل و روش اثرات تصادفی می باشد. مزایای مدل پانل: محققین می توانند از داده‌های پانلی برای مواردی که مسائل را نمی توان صرفاً به صورت سری زمانی یا برشهای مقطعی بررسی کرد، بهره گیرند. داده‌های پانلی حاوی اطلاعات بیشتر، تنوع گسترده تر و هم خطی کمتر میان متغیرها بوده و در نتیجه کاراتر می باشند. در حالیکه در سریهای زمانی هم خطی بیشتری را بین متغیرها مشاهده می کنیم. با توجه به اینکه داده‌های پانلی ترکیبی از سری‌های زمانی و مقطعی می باشد، بعد مقطعی موجب اضافه شدن تنوع زیادی شده و در نتیجه برآوردهای معتبرتری را می توان انجام داد . داده‌های پانلی امکان طراحی الگوهای رفتاری پیچیده تری را فراهم می کنند. داده‌های پانلی امکان بیشتری را برای شناسایی و اندازه گیری اثراتی فراهم می کنند که با اتکای صرف به آمارهای مقطعی یا سری زمانی به سادگی قابل شناسایی نیستند. به منظور حصول اطمینان از درستی نمونه، آزمون های مربوطه انجام شده است:

آزمون ایستایی

قبل از انجام آزمون هم انباشتگی جهت تعیین رابطه بلند مدت بین متغیرهای مورد نظر، باید آزمون ریشه واحد برای متغیرها انجام شود. آزمون ایستایی از جمله مهم ترین آزمون برای برآورد یک رگرسیون با ضرائب قابل اعتماد محسوب می شود. برای جلوگیری از بوجود آمدن رگرسیون کاذب[1] از این آزمون استفاده می شود. در واقع سه نوع آزمون ریشه واحد مختلف برای بررسی مانایی متغیرها وجود دارد، این آزمو نها عبارتند از: آزمون ریشه واحد لوین، لین و همکاران(۲۰۰۲)[2] تحت عنوان LLC، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[3] تحت عنوان ADF و آزمون ایم، پسران و همکاران(۲۰۰۳)[4] نیز تحت عنوان IPS که فرض اساسی آزمون LLC وجود یک فرآیند ریشه واحد در بین مقاطع است، در حالی که آزمون IPS این امکان را فراهم می سازد که ناهمگونی در بین اثرات فردی وجود داشته باشد به همین دلیل به آزمون IPS آزمون ریشه واحد ناهمگن[5] گویند، البته در این تحقیق جهت بررسی ایستایی متغیر ها از آزمون ریشه واحد Herris_ Tzavalis استفاده شده است، که نتایج در جدول ۱ نشان داده شده است.

---

[1] . Spurious Regression
[2] . Levin, Lin et al, (2002)
[3] . augmented dickey fuller test
[4] . Im, Pesaran et al, (2003)
[5] . heterogeneous panel unit root test

جدول ۱: آزمون ایستایی کل متغیرهای مدل

ردیف	متغیرها	آماره z	prob	وضعیت ایستایی
۱	incom	-۷,۲۶	۰,۰۰۰	I(0)
۲	price	-۳,۲۴	۰,۰۰۰	I(0)
۳	rain	-۳,۸۵	۰,۰۰۰	I(0)
۴	area	-۲,۵۳	۰,۰۰۵	I(0)
۵	cost	-۲,۲۱	۰,۰۳	I(0)

طبق فرضیه صفر در آزمون ریشه واحد (H_0: سری دارای ریشه واحد می باشد یعنی ناایستاست.) نتایج بدین صورت بوده که تمامی متغیر ها در سطح ایستا هستند.

آزمون هم انباشتگی

به دلیل ناایستایی بعضی از متغیر ها در سطح و $I(1)$ بودن متغیر ها، تنها در صورت وجود رابطه هم انباشتگی می توان به نتایج برآورد اعتماد کرد. در این آزمون از پسماند های تخمین زده شده و حاصله از رگرسیون بلند مدت استفاده می شود و شکل کلی آن به صورت زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t +$$

(۶)

که در آن $i=1,2,\ldots,N$ برای هر یک از استان‌ها های موجود در مدل و $t=1,2,\ldots,T$ اشاره به دوره زمانی دارد و m اشاره به تعداد متغیر های توضیحی دارد. متغیر ها α_i و δ_i امکان بررسی اثرات ثابت خاص استان‌ها و هم چنین روند های معین را فراهم می سازند. ε_{it} پسماند های تخمین زده شده از روابط بلند مدت است. به منظور تشخیص روابط بلند مدت در بین متغیر ها معناداری آماری γ_i از طریق معادله مورد بررسی قرار داد:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \gamma_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + u_{it} \qquad (۷)$$

در این عبارت $\hat{\varepsilon}$ پسماند های بدست آمده از تخمین مدل (۶) است. پدرونی هفت آماره مختلف را در دو گروه متمایز جهت بررسی و آزمون فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم- انباشتگی در مدلهای پانل ناهمگن معرفی کرد. گروه اول آزمونها مشهور به درون بعدی[۶] است که عوامل زمانی رایج را در نظر می گیرد. این گروه از

6. within dimension

آزمون ها امکان بررسی ناهمگنی در بین استان‌ها را فراهم می آورد. گروه دیگر بین بعدی[۷] نام دارد که امکان ناهمگنی بین مقاطع را فراهم می سازد. بر این اساس هفت آماره ای که پدرونی برای آزمون هم انباشتی پانل به کار برد عبارتند از:

گروه اول؛ آمارههای آزمون درون بعدی:

الف) آماره پانل γ[۸]

ب) آماره های پانل ρ از نوع فیلیپس- پرون[۹]

پ) آماره پانل t از نوع فیلیپس- پرون[۱۰]

ت) آماره پانل از توع دیکی- فولر تعمیم یافته[۱۱]

گروه دوم؛ آمارههای آزمون بین بعدی

ث) آماره های ρ از فیلیپس- پرون گروهی[۱۲]

ج) آماره t فیلیپس- پرون گروهی[۱۳]

ح) آماره ADF t گروهی[۱۴]

برای آماره های درون بعدی (گروه اول) که شامل چهار آماره می باشد، مبتنی بر تخمین زننده هایی است که به طرز کارایی ضریب خودهم بستگی[۱۵] را در بین مقاطع مختلف ادغام می کند[۱۶] تا از این طریق آزمون ریشه واحد بر روی پسماندهای حاصل از تخمین مدل صورت بگیرد. از سوی دیگر فرض صفر آماره های درون بعدی در مور د عدم وجود هم انباشتگی بر اساس تخمین زننده هایی است که به سادگی میانگین ضرایب تخمین زده شده به صورت فردی را در محاسبات لحاظ می کند. آزمون فرض صفر برای هر دو گروه از آماره ها مبتنی بر

---

7 . between dimension

۸ . panel -statistic

9 . panel phillips–perron type r-statistics

10 . panel phillips–perron type t-statistic

11 . augmented dickey–fuller (adf) type t-statistic

۱۲. group phillips–perron type ρ-statistic.

۱۳ . group philips t-statistic

14 . group adf type t-statistic

15. autoregressive coefficient

16. pool

عدم وجود هم انباشتگی است. که در اینجا از آزمون هم انباشتگی ترکیبی استفاده کرده ایم. که البته در این مدل چون متغیرها در سطح ایستا هستند نیازی به برآورد آزمون هم انباشتگی نبوده است.

آزمون چاو

قبل از تخمین معادلات جهت انتخاب بین مدل اثرات تجمیعی[17] و مدل اثرات ثابت ازآزمون چاو استفاده می کنیم که در اینجا فرضیه H_0 مبنی بر اینکه داده ها به صورت تلفیقی هستند به نفع فرضیه مقابل یعنی وجود قابلیت در روش داده های تابلویی رد می شود. نتایج در جدول ۲ آورده شده است. که طبق نتایج بدست آمده می بایست از روش اثرات ثابت استفاده شود.

آزمون ضریب لاگرانژ (LM) بریش و پاگان[18]

در مرحله دوم آزمون ضریب لاگرانژ (LM) بریش و پاگان قضاوت میان روش های اثرات تصادفی[19] و اثرات تجمیعی را بر عهده می گیرد. نتیجه برآورد در سطح اطمینان ۹۵ درصد در جدول ۲ قید گردیده است. این مقدار از نظر آماری معنی دار بوده و میبایست از اثرات تصادفی استفاده شود.

آزمون هاسمن[20]

یکی از فروض کلاسیک در برآورد رگرسیون ها این است که $E(U_{it}/ X_{it}) = 0$ بدین معنی که اجزای خطا باید از متغیر های توضیحی مستقل باشند. در مدل اثرات تصادفی این فرض قابل قبول است اما در مدل اثرات ثابت این فرض دیگر برقرار نیست(مهرگان،۱۳۸۷ و ۴۸). براساس آزمون هاسمن وجود اختلاف میان برآوردگر های روش آثار ثابت و آثار تصادفی به عنوان فرضیه صفر در نظر گرفته شده است. به این ترتیب رد فرضیه صفر نشان دهنده روش آثار ثابت و قبول آن نشان دهنده آثار تصادفی است. که در اینجا فرضیه H_0 رد شده است که نشان دهنده برتری روش اثرات تصادفی می باشد. و هم چنین در جدول ۳ نتایج حاصل از تخمین مدل آورده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ها

	آماره	مقدار	df	Prob
آزمون چاو	F	۷۲,۴۸**	(۲۷۳،۳۲)	۰,۰۰۰۰
آزمون بریش- پاگان	کای دو	۱۵۹,۳۲**	۱	۰,۰۰۰۰

[17] pooled
[18] Bruesh- Pagane
[19] Random effects
[20]. Hausman Test

۰,۶۱	۳	۱,۸۱	کای دو	آزمون تصریح هاسمن

جدول ۳: نتایج حاصل از تخمین مدل

متغیرها روش برآورد	ضریب ثابت	درآمد	شاخص قیمت خرده‌فروشی موادغذایی	بارندگی	سطح زیرکشت	هزینه با یک وقفه
مدل ترکیبی	۳۲۹۸۸۸۷۵	۰/۳۱۹۵	۱۳۱۹۹/۰۶	-۶۰۰۱/۹۲	-۳/۹۸۷	۰/۰۹۷۱۶
	(۰,۰۷)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۱۵)	(۰/۲۵۶)	(۰/۰۰۰)
مدل اثرات ثابت	۲۳۹۷۹۹۹۲	۰/۳۱۹۵	۱۳۱۹۹/۰۶	-۶۰۰۱/۹۲	-۳/۹۸۷	۰/۰۹۷۱۶
	(۰/۲۵)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۱۵)	(۰/۲۵۶)	(۰/۰۰۰)
مدل تصادفی	۴۷۲۱۷۹۵	۰/۲۶۱۷	۲۷۴۵۸/۶۸	۱۰۶۱/۱۳۳	۰/۵۹۵۹۱۶	۰/۲۱۶۱
	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۲۸۸)	(۰/۵۵۹)	(۰/۰۰۰)

تجزیه و تحلیل داده‌ها

با توجه به تخمین مدل که در جدول ۳ ذکر شده است متغیرهای درآمد، شاخص قیمت خرده‌فروشی موادغذایی و هزینه مواد غذایی با یک وقفه اثرات مثبت و معنی‌دار بر امنیت‌غذایی دارد در حالیکه سطح زیرکشت دارای اثر بی-معنی بر امنیت غذایی است. بارندگی نیز در دو مدل ترکیبی و اثرات ثابت دارای اثر معنی‌دار و منفی و در مدل تصادفی دارای اثر مثبت و بی‌معنی است.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به آزمون های انجام شده در بالا استفاده از آزمون پانل پویا و روش اثرات تصادفی در این مطالعه باعث حصول نتایج بهتری شده است. مروری بر نتایج بدست آمده نشان می‌دهد:

افزایش درآمد، بهبود شاخص قیمت خرده‌فروشی موادغذایی و هزینه ناخالص خانوارها برای مواد خوراکی و آشامیدنی دوره قبل دارای اثرات مثبت و معنی‌دار بر امنیت غذایی است. بنابراین دولت با تدوین سیاستهایی برای افزایش درآمد در سطح خانوارها و نظارت و کنترل قیمت خرده‌فروشی موادغذایی می‌تواند باعث بهبود امنیت غذایی خانوارها گردد. اثر مثبت و معنی‌دار هزینه ناخالص خانوارها برای مواد خوراکی و آشامیدنی دوره قبل نشان دهنده

عادات غذایی خانوارهاست که با اتخاذ و تدوین برنامه های فرهنگی برای اصلاح الگوی مصرف می‌توان سطح امنیت غذایی را از دیدگاه مصرف ارتقا داد. بارندگی و سطح زیرکشت اثر مثبت ولی بی‌معنی بر امنیت غذایی خانوارها دارد. اثر مثبت این دو متغیر کاملا مشهود است ولی در مورد بی‌معنی بودن متغیر بارندگی می‌توان گفت از آنجا که کشور ما در طول تاریخ همواره با مشکل کم آبی و بارندگی کم درگیر بوده است بی‌معنی بودن تأثیر این متغیر بر امنیت غذایی چندان دور از انتظار نیست و از طرفی همانگونه که کنگ و همکاران(۲۰۰۹) بیان می کنند اثر تغییرات آب و هوا بر امنیت غذایی در مناطق مختلف متفاوت است. اما همانگونه که در اقتصاد سنجی ذکر می‌شود بی معنی بودن متغیر به معنای بی اهمیت بودن آن نیست.

منابع

۱. دستگیری و همکاران(۱۳۸۵)، " عوامل موثر بر ناامنی غذایی: یک مطالعه مقطعی در شهر تبریز۸۴-۱۳۸۳"، مجله علمی- پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی اردبیل، ۳(۶)، ۲۳۹-۱-۲۳۳.

۲. خالدی. ک، فریادرس .و(۱۳۸۹)، " شبیه‌سازی امنیت‌غذایی بر مبنای تغییر منابع تولید و سیاست‌های خارجی" اقتصاد کشاورزی، ۱(۵)، ۷۹-۶۱.

۳. خداداد کاشی. ف، حیدری. خ، " برآورد سطح امنیت‌غذایی خانوارهای ایرانی بر اساس شاخص AHFSI "، اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۸(۱۲).

۴. مهرابی بشرآبادی. ح، موسوی محمدی. ح، " بررسی اثر آزادسازی تجاری بر امنیت‌غذایی خانوارهای روستایی"، فصلنامه روستا و توسعه، ۲(۱۲)، ۱۳-۱.

۵. مهرابی بشرآبادی. ح، موسوی محمدی. ح،" تأثیر حمایت‌های دولت از بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران"، اقتصاد کشاورزی، ۳(۴)، ۱۶-۱.

۶. نیکوئی. ع، زیبایی. م(۱۳۹۱) "مدیریت منابع آب و امنیت غذایی حوضه زاینده‌رود: کاربرد روش تحلیل یکپارچه حوضه آبریز رودخانه" نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی(علوم و صنایع کشاورزی)، ۳(۲۶)، ۱۹۶-۱۸۳.

7- Arnrdt. CH., Farmer. W., Strzepek. K., THurlow. James(2012)," Climate Change, Agriculture and Food Security in Tanzania" , Review of Development Economics, 16(3), 378–393.

8- Carvalho, F. P., 2006. Agriculture, pesticides, food security and food safety, Environmental Science & Policy, 9, 685-692.

9- Darwin R, Tsigas M, Lewandrowski J, Raneses A (1995) *World Agriculture andClimate Change, Economic Adaptations* (Department of Agriculture, Washington, DC), Agricultural Economic Report 703.

10- Fischer G, Shah M, van Velthuizen H (2002) *Climate Change and Agricultural Vulnerability, A Special Report Prepared as a Contribution to the World Summit on Sustaina ble Development* (International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria).

11- Fischer G, Shah M, Tubiello FN, van Velthuizen H (2005) *Philos Trans R Soc Ser B* 360:2067–2083.

12- Food and Agriculture Organization (2006) *World Agriculture: Toward 2030/ 2050, Interim Report* (Food and Agriculture Organization, Rome).

13- Intergovernmental Panel on Climate Change (2007) *Climate Change: Impacts, Adaptation and Vulnerability, Contribution of Working Group II to the Fourth*

Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (Cambridge Univ Press, Cambridge, UK), in press.)
14- Intergovernmental Panel on Climate Change (2001) *Climate Change: Impacts, Adaptation and Vulnerability, Contribution of Working Group II to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (Cambridge Univ Press, Cambridge, UK).
15- Kang.y., Khan.SH., Ma.Z(2009), " Climate change impacts on crop yield, crop water productivity and food security", Progress in Natural Science 19 , 1665–1674.
16- Ramakrishna, G. and Assefa, D. (2002). An Empirical Analysis of Food Insecurity in Ethiopia: the case of North Wello. *Africa Development*, 3: 127-143.
17- Reilly J, Baethgen W, Chege FE, van de Geikn SC, Erda L, Iglesias A, Kenny G, Petterson D, Rogasik J, Ro¨tter R, *et al*. (1996) in *Intergovernmental Panel on Climate Change, Climate Change 1995: Impacts, Adaptations and Mitigation of Climate Change: Scientific-Technical Analysis*, eds Watson RT, Zinyowera MC, Moss RH (Cambridge Univ Press, Cambridge, UK), pp 427–467.
18- Rosenzweig C, Tubiello FN, Goldberg RA, Mills E, Bloomfield J (2002) *Global Environ Change* 12: 197–202.
19- Shah, M., Fischer, G. and van Velthuizen, H., 2008. Food Security and Sustainable Agriculture. The Challenges of Climate Change in Sub-Saharan Africa. Laxenburg: International Institute for Applied Systems Analysis.
20- Timmer, C. P., 2010. Reflections on food crises past, Food Policy, 35, 1–11. Wooldridge, J. M., 2002. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press.
21- Schmidhuber J, Shetty P (2005) *Acta Agri Scand* 2/3–4: 150–166 Tubiello FN, Fischer G (2007) *Tech Forecasting Social Change* 74:1030–1056.