بررسی تغییرات قیمت نفت و سایر عوامل موثر بر سبد غذایی خانوار ایرانی: رهیافت داده‌های ترکیبی

نیلوفر اشک تراب [۱*]- منصور زیبایی [۲]

دانشجو دکترا اقتصاد کشاورزی- دانشگاه شیراز، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی.

استاد اقتصادکشاورزی- دانشگاه شیراز، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی.

* نویسنده مسئول:

nilo.ashktorab@gmail.com

چکیده

درآمد نفتی در ایران نیمی از درآمد دولت را به خود اختصاص داده است. از سال‌های پیش بسیاری از کشورها تحریم های متفاوتی را بر صنعت نفت وضع نموده اند که آسیب های شدیدی بر بدنه ی اقتصادی کشور وارد آورده است. اثرات استراتژیک تحریم‌ها کاهش می‌یابد اگر ایران بتواند تطابقات اقتصادی مناسبی را در این راستا فراهم آورد. در این مطالعه به بررسی اثرات تغییرات قیمت نفت و تحریم ها بر قیمت کالاهای مهم و اساسی موجود در سبد خانوار با استفاده از روش داده های ترکیبی پرداخته شده است. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که قیمت کالاهای خوراکی، قیمت نفت و نرخ ارز واقعی در سطح ایستا بوده اند. نتایج نشان داد که تغییرات قیمت نفت، نرخ ارز واقعی و تحریم ها اثر مثبت و معنی داری بر قیمت کالاهای خوراکی موجود در سبد غذایی خانوار ایرانی دارد.

واژگان کلیدی: قیمت نفت، تحریم، سبد غذایی خانوار، داده های ترکیبی، ایران.

مقدمه

نفت نقش موثری در اقتصاد جهانی بازی می کند به طوریکه بیش از نیمی از مصرف جهانی انرژی حاصل از نفت و گاز می‌باشد. قیمت جهانی نفت به سرعت در حال افزایش می‌باشد که این افزایش قیمت منجر به ایجاد عدم حتمیت در اقتصاد جهانی می‌شود. قیمت نفت خام را عرضه و تقاضای این محصول تعیین می کند اما علاوه بر این، موارد بسیاری وجود دارد که می تواند قیمت نفت را تحت تاثیر قرار دهد که شامل شرایط آب و هوایی، رشد تولید ناخالص داخلی، سیاست های اتخاذ شده و غیره می باشد (زی و همکاران[1]، ۲۰۰۶).

اقتصاددانان مدت‌های مدیدی است با بررسی شواهد تجربی دریافته‌اند که شوک‌های قیمتی نفت می‌تواند ارتباط بسیار نزدیکی به عملکرد کلان اقتصادی داشته باشند به این صورت که افزایش در قیمت های نفت باعث پدیده رکود، دوره های تورمی بسیار شدید، کاهش بهره وری و رشد اقتصادی پایین تر شده است (بارسکی و کیلیان[2]، ۲۰۰۴).

ایران ذخیره نفتی معادل ۱۳۶/۳ میلیون بشکه دارد که بعد از عربستان صعودی و کانادا بزرگترین منبع نفتی جهان را دارد. بخش نفت ایران در حدود ۲۰ درصد تولید ناخالص داخلی (در حدود ۸۷۰ میلیون دلار)، ۸۰ درصد درآمدهای ارزی خارجی و در حدود ۵۰ درصد مخارج دولت را در سال ۲۰۱۲ تامین می نماید (بانک جهانی،۲۰۱۳).

صادرات نفت بیش از نیمی از درآمدهای نفتی ایران را به خود اختصاص داده است. صادرات نفت ایران در سال ۲۰۱۱ از ۲/۵ میلیون بشکه در روز به حدود ۱/۲۵ میلیون بشکه کاهش یافته است. علل این افت صادرات را می‌توان ناشی از تحریم اتحادیه اروپا در خرید نفت خام و تصمیم گیری‌های سایر مشتریان نفت خام ایران مبنی بر کاهش خرید نفت از ایران به منظور پیروی از تصمیمات تحریمی دانست (کتزمن[3]، ۲۰۱۳). از دست دادن درآمدهای نفتی به همراه قطع ارتباط بین المللی از سیستم بانکی منجر به کاهش شدیدی در ارزش پول رایج (ریال) کشور شد که این کاهش ارزش ریال باعث افزایش شدید تورم و افت اقتصادی طی سال های ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳ شد.

ایالات متحده آمریکا از سال ۱۹۷۹ تحریم‌هایی را علیه ایران وضع نموده که در سال های اخیر شدت یافته است اما تحریم های سایر کشورها از سال ۲۰۰۶ به بعد آغاز شده است. تحریم های وضع شده علیه ایران توسط آمریکا و سایر کشورها را می توان به ۵ دوره زمانی تقسیم بندی کرد که در زیر آورده شده است:

[1] Xie et al.
[2] Barseky et al.
[3] Katzman

۱) 1979-1981: دلیل تسخیر سفارت آمریکا

۲) 1981-1988: جنگ بین ایران و عراق

۳) 1991-1992: دوره باز سازی اقتصاد ایران

۴) 1993-1999: دوره ریاست جمهوری بیل کلینتون، کنترل دوگانه

۵) 2001-2010: حادثه ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ و پس از آن

تحریم ها تاثیرات بسیاری بر اقتصاد ایران داشته اند که از میان آنها می‌توان به کاهش صادران نفت، کاهش تولید ناخالص داخلی، کاهش ارزش پول رایج کشور (ریال)، تورم و مشکلات پرداخت های داخلی اشاره نمود. تاثیرات ذکر شده بر اقتصاد ایران نمودی بر بخش کشاورزی داشته‌اند بنابراین در تحلیل سیاست ها عملکرد بخش کشاورزی را نیز باید در نظر گرفت. در سال های اخیر، قیمت نفت و قیمت محصولات کشاورزی روند تغییرات مشابهی داشتند. محققان با مشاهده این روند تغییرات مشابه به بررسی دو مکانیسم انتقال ممکن میان انرژی و قیمت های مواد غذایی پرداختند. اولین مکانیسم مبتنی بر اثرات مستقیم ناشی از قیمت نفت بر قیمت محصولات کشاورزی است. می‌توان اینگونه استدلال کرد که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی می شود که در اثر فشار هزینه‌ی ناشی از افزایش هزینه تولید است. مکانیسم دوم اثرات غیرمستقیم قیمت های انرژی بر روی قیمت های مواد غذایی از طریق نرخ ارز را بررسی می کند.

مطالعه حاضر به منظور ارزیابی قیمت نفت و تحریم ها بر قیمت مواد غذایی موجود در سبد غذایی خانوار ایرانی شامل ۲ مرحله است. در مرحله اول ایستایی متغیرها با استفاده از تحلیل ایستایی داده های ترکیبی مورد بررسی قرار می گیرد و در مرحله ی دوم اثر متغیرهای نرخ ارز، قیمت نفت و تحریم ها را بر قیمت مواد غذایی ارزیابی می شود. در نهایت نتیجه گیری ارائه می گردد.

پیشینه تحقیق

نازلی اگلو و سویتاس[4] (۲۰۱۲) رابطه پویا بین قیمت های نفت و قیمت های ۲۴ محصول کشاورزی در جهان با در نظر گرفتن قدرت نسبی دلار آمریکا با استفاده از روش داده های ترکیبی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان دادند که تغییرات قیمت جهانی نفت شدیداً قیمت محصولات کشاورزی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. در این مطالعه اثر مثبت دلار بر روی قیمت محصولات کشاورزی تایید شده است.

تانگ و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی تاثیرات شوک‌های قیمتی نفت بر اقتصاد چین پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش قیمت نفت به طور منفی میزان سرمایه و محصول را در چین تحت تاثیر قرار می‌دهد اما اثر مثبتی

[4] Nazlioglu and Soytas

بر نرخ تورم و نرخ بهره داشته است. دیویس و هالتیونگر[5] (۲۰۰۱) دریافتند که شوک‌های نفتی منجر به کاهش اشتغال به خصوص در بخش صنعت هایی که سرمایه بر، انرژی بر و محصولات با دوام تری دارند، می شوند.

بزازان و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی نوع ارتباط بلندمدت و تصحیح خطای کوتاه مدت با استفاده از از دو روش هم انباشتگی جوهانسن – جوسیلیوس و توزیع خودرگرسیو با وقفه گسترده(ARDL) پرداختند. یافته های مقاله حاکی از این است که اولاً یک رابطه بلندمدت بین قیمت دلار و قیمت نفت خام وجود دارد، اما این رابطه در سطح اطمینان نه چندان قوی و قابل اعتمادی است. دوماً در بلندمدت قیمت نفت عامل اثرگذار بر نرخ ارز دلار است و علیت از سوی نرخ ارز دلار به قیمت نفت مشاهده نمی‌شود.

دلاوری و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی ارتباط بلند مدت بین قیمت نفت و رشد اقتصادی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که در ایران تکانه‌های نفتی اثری نامتقارن بر رشد اقتصادی بر جای می‌گذارند، به این معنا که کاهش قیمت نفت، بیش از افزایش آن بر تولید ناخالص داخلی اثر می‌گذارد.

سرزعیم (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از یک مدل رگرسیون خودبازگشتی، تاثیر نوسانات قیمت نفت بر روند تولید ناخالص ملی و تورم در ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج نشان داد که در ساختار اقتصادی ایران در پی افزایش درآمد نفت، به دلیل افزایش مخارج دولت حجم پول افزایش یافته که این امر خود تورم زایی تکانه های مثبت قیمت نفت را موجب می شود. علاوه بر آن تولید ناخالص ملی نیز با توجه به افزایش بودجه دولت موقتاً افزایش می یابد اما این افزایش مستمر و پایدار نیست.

مواد و روش

در مطالعه ی حاضر قیمت مواد غذایی تابعی از نرخ ارز، قیمت نفت و تحریم‌های وضع شده بر علیه ایران توسط آمریکا و سایر کشورها در نظر گرفته شده است.

$$PFB_{it} = f(POIL_t, EXR_t, SA) \qquad (1)$$

PFB_{it} قیمت مواد غذایی، $POIL_t$ قیمت نفت، EXR_t نرخ ارز واقعی و SA تحریم های وضع شده بر علیه ایران می باشد که به صورت متغیر مجازی وارد مدل شده است. برای سال هایی که سایر کشورها بر علیه ایران تحریم وضه نموده اند عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ در نظر گرفته شده است. اندیس i و t به ترتیب نشان دهنده ی نوع محصول کشاورزی و زمان می باشند.

مدل مورد مطالعه بصورت زیر تعیین شده است:

$$\ln PFB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln POIL_t + \alpha_2 \ln EXRt + \alpha_3 SA + u_{it} \qquad (2)$$

[5] Davis and Haltiwanger

این مطالعه به بررسی تغییرات قیمت نفت و تاثیر تحریم های وضع شده بر علیه ایران بر روی قیمت مواد غذایی طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ (داده های سالانه) برای ۱۷ محصول که در ۴ گروه مجزا قرار می‌گیرند، می پردازد. گروه اول شامل پیاز، سیب زمینی و گوجه فرنگی می باشد. گروه دوم شامل نخود، جو، عدس، برنج، سویا و گندم است. گروه سوم در برگیرنده سیب، پرتقال، انگور، خرما می باشد. شکر و چای در گروه چهارم قرار می گیرد و در گروه پنجم گوشت و شیر قرار گرفته است (سازمان خوار و بار جهانی[۶]، ۲۰۱۴).

مبانی نظری داده‌های ترکیبی

اثر ثابت یا اثر تصادفی

در تحلیل سری‌های زمانی که در داده‌های ترکیبی به کار می‌رود مهمترین نکته، تعدیلات زمانی متغیرها و اثر مقادیر اولیه یک متغیر در تاریخ شروع آن، بر مقادیر بعدی است. در مدل زیر متغیر وابسته y به وسیله الگوی وقفه توزیع شده توسط متغیر مستقل x توضیح داده شده است.

$$y_{it} = \sum_{s=1}^{\infty} \beta_s x_{i,t-s} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

که در آن x برونزا و مستقل از جملات اخلال ε_{it} است. البته به گفته ماتیاس (۱۹۹۲) تابع با مقدار محدودی داده قابل برآورد نخواهد بود و نمی‌توان s (تعداد وقفه‌های توزیع شده) را خیلی بزرگ در نظر گرفت زیرا بعد زمانی خیلی کوتاه است. بنابراین باید جایی وقفه توزیع شده قطع شود که می‌توان x را تا k زمان عقب برد (ماتیاس،۱۹۹۲):

$$y_{it} = \sum_{s=0}^{k} \beta_s x_{i,t-s} + \sum_{s=k+1}^{\infty} \beta_s x_{i,t-s} + \varepsilon_{it} \qquad (4)$$

که در سمت راست این رابطه، عبارت دوم قابل تخمین نیست و اگر هم در تخمین (۴) این قسمت در نظر گرفته نشود خطای زیادی وجود خواهد داشت. راهی که برای محقق وجود دارد این است که آن را در جمله اخلال در نظر گرفته (که راه درستی نیست) و یا آن را در جمله ثابت یا عرض از مبدأ قرار دهد.با در نظر گرفتن راه دوم می‌توان نوشت (ماتیاس،۱۹۹۲):

$$y_{it} = \sum_{s=0}^{\infty} \beta_s x_{i,t-s} + \mu_i + \varepsilon_i \qquad (5)$$

منظور از μ_i ،این است که برای هر مقطع (i=1,…,N)، یک عرض از مبدأ جداگانه در نظر گرفته شود که به این ترتیب در تخمین حداقل مربعات معمولی (5)، N جمله ثابت μ برآورد خواهد شد. ملاحظه می شود μ_i تاریخ گذشته هر فرد یا مقطع را در داده‌های ترکیبی در بر دارد. در مورد اینکه این μها باید جمله ثابت فرض شوند یا تصادفی و آزاد، دو روش اثر ثابت[۷] و اثر تصادفی[۸] را در برآورد تابع (5) به وجود آورده است (گرین، ۲۰۰۵).

---

[6] Food and agriculture organization
[7] Fixed Effect
[8] Random Effect

رویکرد اثر ثابت، μ_i را جمله ای ثابت و مخصوص هر فرد یا مقطع در مدل رگرسیونی فرض می‌کند. مدل اثر تصادفی فرض می‌کند μ_i یک جمله تصادفی برای هر گروه است، اما در هر دوره‌ی زمانی از این توزیع تصادفی μ_iها فقط یک رخداد، به طور یکسان در هر دوره در مدل رگرسیونی وارد می‌شود. به عبارت دیگر، برای کل دوره زمانی، برای هر فرد، فقط یک μ_i داریم.

اگر فرض شود مدل رگرسیونی به صورت زیر باشد:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (6)$$

اکنون ساختار جمله اخلال ε_{it} به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\varepsilon_{it}=\mu_i + \eta_{it} \qquad (7)$$

در اینجا فرض شده است η_{it} با x_{it} همبسته نیست (جانستون و دی ناردو ،۱۹۹۷). جمله اول معادله (7) همان جمله مربوط به افراد یا مقاطع است که در میان افراد تغییر می‌کند اما در طول زمان ثابت است. این جمله اخلال ممکن است با X همبسته باشد یا نباشد. بخش دوم به طور غیرسیستماتیک (یا مستقل) در طول زمان و میان افراد تغییر می‌کند و فرض شده‌است که با X همبسته نیست.

بنابراین:

در مدل اثر تصادفی: μ_iها با X همبسته نیست.

در مدل اثر ثابت: μ_iها با X همبسته است.

در حقیقت تفاوت دو مدل در این است که اثرات فردی با X وابسته‌اند یا خیر؟

به این ترتیب در مدل اثر تصادفی برای μ_iها یک توزیع آماری در نظر گرفته می‌شود که توزیع آن روی جامعه‌ای (جامعه افراد یا مقاطع) که از آن N مقطع نمونه برداری می‌شود (یعنی بطور تصادفی N فرد انتخاب می‌گردد) تعریف می‌گردد. هنگامی که برای مثال از جامعه بزرگ تعدادی افراد بطور تصادفی انتخاب می‌شوند، مدل، اثر تصادفی خواهد بود. اما وقتی تمام افراد جامعه انتخاب می‌شوند، مثلاً کل صنایع یا کل کشورها در یک منطقه، در این صورت باید مدل اثر ثابت انتخاب شود. هیچ تصریح منحصر به فردی وجود ندارد که همیشه معتبر باشد. انتخاب تصریح مناسب به نوع مسأله و ماهیت داده‌ها بستگی دارد (اشرف‌زاده و مهرگان ،۱۳۸۷).

آزمون تعیین اثر ثابت یا اثر تصادفی

پس از معرفی اثر ثابت و اثر تصادفی، این سؤال باقی می‌ماند که کدام روش باید انتخاب شود زیرا این طور که به نظر می‌رسد انتخاب چندان ساده‌ای نیست (بالتاجی، ۲۰۰۵). در حقیقت موضوع انتخاب یکی از این دو روش بحث‌های داغی در ادبیات آماری و بیومتریک بوجود آورده که به ادبیات اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی نیز کشیده

شده است. برای تعیین اثرات ثابت و تصادفی می‌توان از آزمون هاسمن استفاده کرد.

آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی[9]

در مدل‌های ترکیبی نیز همانند مدل‌های سری زمانی در صورت غیر ایستا[10] بودن متغیرها مسأله رگرسیون ساختگی مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا ناشی از وجود متغیر زمان به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نمی‌باشد (گجراتی، ۱۳۸۳). بنابراین کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. چندین آزمون ریشه واحد روی داده‌های ترکیبی وجود دارد که عبارتند از: لوین و همکاران (۲۰۰۳) ، ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) ، آزمون‌های فیشر (مادالا، (۱۹۹۹) و چویی، (۲۰۰۱)و آزمون هادری (۲۰۰۰)). اغلب این آزمون‌ها مشابه هستند اما تفاوت‌هایی در نحوه انجام آنها وجود دارد. این آزمون‌ها بر اساس محدودیت‌هایی که بر روی فرایند خودرگرسیونی در عرض مقاطع یا سری‌ها اعمال می‌کنند، طبقه‌بندی می‌شوند.

نتایج و بحث

در این بخش، با توجه به معادلات و روابط ذکر شده، نتایج حاصل از آزمون‌ها، محاسبات، رگرسیون و پیش‌بینی مدل ارائه گردیده، و در نهایت با توجه به نتایج بدست‌آمده، تحلیل و تفسیر نهایی صورت گرفته است.

نتایج آزمون قابلیت تلفیق شدن

این آزمون به طورمجزا برای مقاطع و دوره‌های زمانی محاسبه شده و در پیوست آورده شده است. آزمون F برای محصولات کشاورزی منتخب محاسبه شد. مقدار آماره بدست آمده معادل ۵۹۳۳۵۴۱ /۴۳ شد که با توجه به مقداره آماره موجود در جدول H_0 رد شده و اثرات گروه پذیرفته شد. لذا قابلیت استفاده از روش داده‌های ترکیبی مورد تایید قرار می‌گیرد. مقدار آماره F برای دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ برابر با ۷۴۲۵۷۱۱/۱۲ شد که با توجه به مقداره آماره موجود در جدول فرض H_0رد شده و روش داده‌های ترکیبی مورد تایید قرار می‌گیرد.

نتایج آزمون ایستایی

با توجه به جدول (1) متغیر قیمت مواد غذایی در تمام آزمون‌ها در سطح اطمینان یک درصد معنی‌دار شده‌است، متغیر قیمت نفت در آزمون لوین و همکاران و همچنین آزمون دیکی‌فولر و فیشر معنی‌دار شده، متغیر نرخ ارز در آزمون لوین و همکاران معنی‌دار شده‌اند. بنابراین همه آماره‌ها در سطح حکایت از رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد داشته‌اند بدین معنی که در سطح ایستا بوده و نیازی به تفاضل‌گیری ندارند.

[9] Panel Unit Root Test
[10] None Stationery

جدول۱: نتایج آزمون ایستایی

Variables	Ln PFB_{it}	Ln $POIL_t$	Ln EXR_t
تفاضل	سطح	سطح	سطح
Levin, Lin & Chu t*	-14/66	-1/92	-0/22
P-value	(0/00)	(0/03)	(0/01)
Im,pesaran &shin w-stat	-13/48	-0/35	-0/3
P-value	(0/00)	(0/36)	(0/38)
ADF-Fisher chi-square	200/38	2/27	2/15
P-value	(0/00)	(0/02)	(0/34)

نتایج تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

آماره ی آزمون هاسمن معادل ۱۰/۵۶۲ شد که در سطح ۱٪ معنی دار شده است. فرضیه H_0 مبنی بر عدم همبستگی بین اثرات فردی و X_{it} رد می شود. نتایج نشان می دهد که اثرات تصادفی رد شده و اثرات ثابت معنی دار می گردد. آزمون F مبنی بر صحت روش اثرات تصادفی معنی دار گردیده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل با رهیافت داده های ترکیبی

نتایج تخمین داده های ترکیبی در جدول ۲ نشان داده شده است. تمامی ضرایب علامت مورد انتظار را دارا می باشند. شوک قیمتی نفت در سال ۱۹۷۳ و رکود اقتصادی پس از آن رابطه ی معکوسی بین افزایش قیمت نفت و مجموع فعالیت های اقتصادی نشان داده است. این موضوع بیشتر در رابطه با کشورهایی صادق است که وارد کننده نفت می باشند. در رابطه با کشورهای صادرکننده ی نفت اعم از ایران این موضوع چهره ای دیگر به خود می گیرد. با افزایش در قیمت نفت، درآمد دولت افزایش می یابد که منجر به بهبود وضعیت اقتصادی کشور می شود. از طرفی می توان بیان کرد که با افزایش درآمد دولت، دولت توانایی آن را دارد که واردات محصولات مورد نیاز داخل را افزایش دهد و همچنین به تولید محصولاتی که در داخل کشور دارای مزیت نسبی است کمک نماید. افزایش درآمد دولت منجر به ایجاد اشتغال و کاهش بیکاری در سطح کشور می شود.

جدول ۲: ضرایب مدل داده های ترکیبی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	t-Statistic	Prob.
عرض از مبدا	78/4	35/0	43/13	000/0
قیمت نفت	27/0	15/0	79/1	0740/0
نرخ ارز	18/0	05/0	48/3	0006/0
تحریم	57/0	09/0	76/5	0000/0
		Weighted Statistics		
94/5	Mean dependent var		۰/۸۴	R-squared
04/1	S.D. dependent var		۰/۸۲	Adjusted R-squared
83/90	Sum squared resid		54/0	S.E. of regression
04/1	Durbin-Watson stat		18/41	F-statistic
			000000/0	Prob(F-statistic)

نتایج حاصله از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در در قیمت نفت منجر به ۰/۲۷ درصد افـزایش در میانگین قیمت مواد غذایی می‌شود. این موضوع بیان می نماید که با افزایش قیمـت نفـت، قیمـت مـواد غـذایی داخـل کشور افزایش می‌یابد. در ایران به دلیل اینکه دولت قسمت عمده‌ای از مواد غذایی مورد نیاز خانوارها را وارد می‌کند این امر قابل توجیه می‌باشد. با افزایش قیمت نفت در سطح جهان، به عنوان ماده اولیـه موجـب افـزایش هزینـه تولیـد و انتقال محصولات مختلف از جمله محصولات کشاورزی و مواد غذایی می‌شود. با افزایش هزینه‌های تولید قیمت ایـن محصولات در سطح جهان افزایش می یابد که دولـت دو راه پـیش رو دارد، یـا بایـد محصـولات و مـواد غـذایی را بـا قیمت بالاتر وارد نماید که در نتیجه آن، قیمت این محصولات در سطح کشور افزایش مـی‌یابـد. یـا بایـد واردات ایـن محصولات را کاهش دهد که با کاهش واردت مواد غذایی، عرضه موجود در داخل کشـور توانـایی بـرآورده کـردن تقاضای بازار را ندارد، در نتیجه افزایش مازاد تقاضا، قیمت مـواد غـذایی در داخـل کشـور افـزایش مـی‌یابـد کـه ایـن افزایش قیمت ناشی از مازاد تقاضا، تورم ناشی از تقاضا را در سطح کشور ایجـاد مـی نمایـد. از سـوی دیگـر بـه دلیـل اینکه قسمت عمده‌ای از سوخت های فرآوری شده از جمله بنزین در ایران وارداتی است که با افـزایش قیمـت نفـت، قیمت فرآورده های نفتی افزایش می‌یابد. دولت این فرآورده ها را با قیمت بالاتری وارد می نماید که منجر به افزایش هزینه های تولید، فرآوری و انتقال محصولات مختلف از جمله مواد غذایی در سطح کشور می‌شود.

نتایج موجود در جدول ۲ نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نرخ ارز واقعی منجر به ۰/۲۷ درصد افزایش در میانگین قیمت مواد غذایی می‌شود. با توجه به سهم زیاد مواد غذایی در واردات از سـایر کشـورها، افـزایش در ارزش

نرخ ارز واقعی منتج به افزایش قیمت مواد غذایی درنتیجه واردات مواد غذایی و محصولات کشاورزی کمتری می-شود. با توجه به مطالعه انجام شده توسط بزازان و همکاران (۱۳۸۸) و اثبات رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت نفت و همچنین شناسایی اینکه در بلندمدت قیمت نفت عامل اثرگذار بر نرخ ارز دلار است، می توان بیان کرد افزایش قیمت نفت باعث افزایش نرخ ارز و در نتیجه هر دو این عوامل منجر به افزایش شدیدتر در قیمت مواد غذایی می شوند. با توجه به نتایج بدست آمده سیاست مداران بهتر است که تغییرات قیمت نفت را در استراتژی های انتخابی خود در نظر بگیرند.

تحریم‌ها علیه ایران اثر مثبت و معنی داری بر قیمت مواد غذایی موجود در سبد غذایی خانوار ایرانی دارد. بدین معنی که در سال‌هایی که سایر کشورها تحریم‌هایی علیه ایران وضع نمودند قیمت مواد غذایی در داخل کشور افزایش می‌یابد. تحریم ها باعث کاهش میزان واردات محصولات کشاورزی از سایر کشورها شده است. در ایران مازاد تقاضا برای مواد غذایی ناشی از تحریم‌ها و سایر عوامل بوجود آمده است که این مازاد تقاضا منجر به افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. وضع تحریم ها و افزایش قیمت نفت که خود بر افزایش نرخ ارز تاثیر دارد، موجب ایجاد تورمی شدیدی در کلیه بازارها اعم از بازار محصولات کشاورزی و مواد غذایی می‌شوند.

بحث

مطالعه حاضر به دنبال بررسی رابطه بین قیمت های نفت و قیمت های مواد غذایی موجود در سبد غذایی خانوار می باشد. نتایج بدست آمده از تحقیق نشان می دهد که ارتباط به نسبت قوی ای بین قیمت نفت و قیمت های مواد غذایی وجود دارد. همچنین نتایج بدست آمده حاکی از تاثیر مثبت نرخ ارز واقعی بر قیمت محصولات کشاورزی می باشد.

اثر تغییر در قیمت نفت که بخشی از آن می تواند ناشی از تحریم های وضع شده بر علیه ایران باشد بر قیمت محصولات کشاورزی و مواد غذایی را نمی توان نادیده گرفت. با افزایش قیمت نفت و همزمانی آن با شدت گرفتن تحریم های اعمال شده علیه کشور، تورم شدیدی در اقتصاد ایران پدید آمده است که منجر به کاهش در میزان کالاهای ضروری در سبد غذایی خانوارهای ایرانی ناشی از بالا بودن قیمت آنهابوده، شده است. کاهش مصرف مواد غذایی ضروری خود ضربات شدیدی بر بدنه ی سلامت و بهداشت خانوارهای ایرانی وارد می آورد که اثرات جبران ناپذیری را به دنبال خواهد داشت. تمامی سیاست های قیمتی باید واقعیت های مرتبط با نوسانات قیمت را مد نظر قرار دهند. نتایج مطالعه حاضر نشان می دهد که نیاز ضروری به طراحی یک برنامه جامع استراتژیک برای هر دو بخش کشاورزی و انرژی به دلیل ارتباط پیچیده ی آنها با یکدیگر وجود دارد.

منابع

۱. اشرف زاده، ح. ر.، و مهرگان، ن. ۱۳۸۷. " اقتصادسنجی پانل دیتا." تهران.

۲. بزازان، ف.، نژاد مهربانی، ف. و صیدی زاد، م . ۱۳۸۸. " بررسی رابطه بلندمدت قیمت نفت خام و نرخ ارز واقعی دلار آمریکا به دو روش جهانسون–جوسیلیوس و ARDL." مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۲(۶): ۹۳–۱۱۷.

۳. دلاوری، م.، شیرین بخش، ش. و دشت بزرگی، ز. ۱۳۸۷. " بررسی تاثیر قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از هم گرایی نامتقارن." فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی،۱۸: ۶۵–۸۰.

۴. سرزعیم، ع. ۱۳۸۶. " بررسی اثرات تکانه های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک مدل VAR." فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی،۴(۱۲).

۵. غیاثوند، الف و یاهو، م. ۱۳۸۹. " اثرات نامتقارن تغییرات در قیمت نفت بر روی مصرف بخش خصوصی و دولتی در ایران." فصلنامه علوم اقتصادی، ۲(۵).

6. Baltagi, B.H. 2005. "Econometric Analysis of Panel Data." West Sussex, England: John Wiley & Sons Ltd, press.
7. Baltagi, B.H. 2008. Econometrics, Fourth edition, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

8. Barsky, R. and Kilian, L. 2004. Oil and the macroeconomy since the 1970's. national bureau of economic research. October 2004.
9. Barsky, R. B., and Kilian, L. 2002. "Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative," in Ben S. Bernanke and Ken Rogoff ,eds.,NBER Macroeconomics Annual 2001, MIT Press: Cambridge, MA, 137-183.
10. Bernanke, B S., Gertler, M. and Watson, M. 1997. "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-1997: 91-124
11. Breitung, J. 2000. "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data." *Advances in Econometrics,* 15: 161–177.
12. Choi, I. 2001. "Unit Root Tests for Panel Data." *Journal of International Money and Finance,* 20: 249–272.
13. Chow, G. C. 1960. "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions." *Econometrica,* 28: 591–605.
14. Davis, S. J. 1987. "Fluctuations in the Pace of Labor Reallocation." in K. Brunner and A.H.Meltzer, eds., Empirical Studies of Velocity, Real Exchange Rates, Unemploymentand Productivity , Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 24, Amsterdam: North Holland.
15. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Statistical database, Rome. http://www.fao.org/corp/statistics/en/. Visited: 2014.
16. Greene, W. H., 2005. "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model. " *Journal of Econometrics*. 126(2): 269-303.
17. Huang, R. D., Masulis, R. W. and Stoll, H. R. 1996. "Energy Shocks and Financial Markets." 27. *The Journal of Future Markets*, 16: 1-25.
18. Hausman, J. A. 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica,* 46: 1251–1271.
19. Johanston, J. and Dinardo, J. 1997. "*Econometric Methods"*. 4th Edition McGraw-Hill, New York.
20. Jones, C. M. and Kaul, G. 1992. "Oil and Stock Markets." *Journal of Finance*, 51: 463-491.
21. Im, K.S., M.H. Pesaran and Y. Shin. 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics,* 115: 53–74.
22. Kao, C. and Chiang, M.H. 2000. "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel

data. " *Advances in Econometrics* 15: 179–222.
23. Katzman. K. 2013. "Iran Sanctions". *Congressional Research Service*. 7-5700. RS20871.
24. Lee, K. and Ni, SH. 2002. "On the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: A Study Using Industry Level Data. " *Journal of Monetary Economics*, 49: 823-852
25. Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C. 2002. "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties." *Journal of Econometrics,* 108: 1–25.
26. Maghyereh. A. 2004. "OIL PRICE SHOCKS AND EMERGING STOCK MARKETS: A GENERALIZED VAR APPROACH". *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*. Vol.1-2.
27. Nazlioglu, S. and Soytas, U. 2012. " Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. " *Energy Economics* 34: 1098-1104.
28. Pedroni, P. 2001. "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels." *Review of Economics and Statistics,* 83: 727–731.
29. Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E.1990." Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes." *Review of Economic Studies* 57, 99–125.
30. Phillips, P.C.B. and Moon, H. 2000." Nonstationary panel data analysis: An overview of some recent developments. "*Econometric Reviews* 19, 263–286.
31. Tang, W., Wu, L. and Zhang, Z. 2010." Oil price shocks and their short- and long-term effects on the Chinese economy". *Energy Economics32: S3–S14.*
32. World Bank, Dataset. 2013.
33. Xie. W., Yu. L., Xu. Sh. And Wang. Sh. 2006."A new method for crude oil price forcasting based on support vector machines." *lecture Notes in Computer Science Volume* 3994, 444-451.