سال نهم، شماره ۳۵، پاییز ۱۴۰۰، صفحات ۱۰۷–۷۱

عوامل مؤثر بر افزایش شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از رویکرد رگرسیونی کوانتایل

علی‌اصغر سالم
دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
Salem207@yahoo.com

پریسا مهاجری
دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
Parisa_m2369@yahoo.com

امیرحسین حمیدی فراهانی
دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
Amirhossein_hamidi@atu.ac.ir

با توجه به افزایش قیمت مواد غذایی در ایران و با در نظر گرفتن احتمال محدود شدن دسترسی به منابع غذایی باکیفیت، در این مقاله به بررسی و برآورد تأثیر عوامل گوناگون بر چندک‌های مختلف توزیع شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از رویکرد رگرسیونی کوانتایل پرداخته شده است که توانایی شناسایی روابط غیرخطی را نیز دارد. در این مطالعه، اثر تغییرات متغیرهای کلان و سیاستی با تأکید بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ ارز، حجم نقدینگی، شاخص قیمت جهانی مواد غذایی و شاخص حمایت دولتی بر شاخص قیمت مواد غذایی ایران در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۸ به صورت فصلی بررسی شده است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که متغیرهای شاخص قیمت جهانی مواد غذایی و نرخ ارز در تمام چندک‌های توزیعی، تأثیری مثبت، معنادار و نهایتاً غیرخطی بر شاخص قیمت مواد غذایی دارند. در حالی که ارزش افزوده بخش کشاورزی و شاخص حمایت دولتی به‌طور منفی، معنادار و غیرخطی بر متغیر وابسته تأثیرگذار است. همه متغیرها در تمام چندک‌ها دارای علامت یکسان بوده‌اند که نشان از هم‌جهتی آن‌ها در تمام طول توزیع دارد؛ اما شدت اثرگذاری آن‌ها متغیر بوده است. اثرگذاری متغیر حجم نقدینگی نیز در تمام چندک‌ها مثبت و معنادار برآورد شد و روند اثرگذاری آن با شیب نزولی است که نشان‌دهنده رابطه غیرخطی این متغیر با متغیر وابسته است. این متغیر در توزیع‌های پایین تورم مواد غذایی دارای بیشترین اثرگذاری بوده است که نشان از اثرگذاری بیشتر این متغیر نسبت به سایر متغیرها در تورم‌های پایین است.

طبقه‌بندی JEL: E31، C21، Q11
واژگان کلیدی: شاخص قیمت مواد غذایی، نرخ ارز، سیاست پولی، رگرسیون کوانتایل.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۱۵

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

۱. مقدمه

از گذشته تاکنون یکی از اساسی‌ترین نیازهای انسان تأمین مواد غذایی بوده و پرداختن به موضوع قیمت مواد غذایی با توجه به نقش کلیدی آن در سطح دسترسی افراد به مواد غذایی و سطح رفاه جامعه، بازدهی نیروی کار، امنیت ملی، سلامت اجتماعی و سایر موارد به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است. قیمت این دسته از کالاها به دلیل اینکه عامل کلیدی اثرگذار بر عرضه و تقاضا مواد غذایی است و همچنین به این دلیل که مردم مواد غذایی را به دفعات بیشتری از سایر کالاها خرید می‌کنند و بیشتر از سایر کالاها تغییرات قیمت آن را احساس می‌کنند، همواره مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است (کارگبو[1]، ۲۰۰۰؛ قطمیری و هراتی، ۱۳۸۴). بررسی این موضوع در کشورهای درحال‌توسعه از این منظر اهمیت ویژه‌ای می‌یابد که توجه این کشورها در راستای فراهم آوردن شرایطی برای گذار اقتصادی متمرکز شده است و نوسان‌ها و افزایش قیمت‌ها می‌تواند به اهداف بلندمدت این کشورها ایرادات جدی وارد کند. این موضوع زمانی که در رابطه با قشر فقیر جامعه مطرح شود بیش از پیش اهمیت می‌یابد.

با توجه به شرایط حال حاضر اقتصاد ایران و گسترش فقر و توزیع نابرابر درآمد در سطح جامعه، مواد غذایی و خوراک وزن بیشتری از سبد مصرفی خانوار را به خود اختصاص داده‌اند. افزایش وزن مواد غذایی در سبد مصرفی خانوار منجر به این شده است که تغییرات هرچند اندک در قیمت این دسته از کالاها، اثرات شدیدی بر رفاه خانوارهای ایرانی و به‌ویژه خانوارهای فقیرتر بگذارد (جعفری صمیمی، ۱۳۹۸). آمارهای موجود نشان می‌دهد که به رغم نرخ تورم نزدیک به ۴۸/۷ درصد در سال ۱۳۹۹، تورم مواد غذایی حدود ۶۶/۶ درصد بوده است و این تورم‌های بالا منجر به کاهش کیفیت و کمیت سبد غذایی مصرفی خانوارهای کم‌درآمد و متوسط جامعه شده است (ازم و ارتاب، ۲۰۱۲).

1. Kargbo

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

بر اساس این نکته، بررسی عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی از این جهت اهمیت می‌یابد که تأثیرات گسترده‌ای بر سطح رفاه اقشار جامعه مخصوصاً پنج دهک پایین درآمدی به لحاظ برخورداری از درآمدهای کمتر و در سطح حداقل معیشت می‌گذارد و پویایی‌های تورم در سطح کلی را نیز تحریک می‌کند (ایدریسو و آلاگیدد[1]، ۲۰۱۹). تورم‌های بالای مواد غذایی می‌تواند منجر به این شود که هزینه درمان و بیمه‌های سلامت در کشورها افزایش یابد (آوان و ایمران[2]، ۲۰۱۵)، همچنین باعث افزایش سوء تغذیه کودکان شده و کیفیت نیروی کار را کاهش می‌دهد. در ادامه با تغییر سبد مواد غذایی مصرفی خانوارها از مواد مغذی به مواد ارزان و بی‌کیفیت منجر به ایجاد ناآرامی‌های اجتماعی شده و بحران‌های مرتبط با سلامت جامعه را به همراه خواهد داشت. قیمت و سطح دسترسی جامعه به مواد غذایی به دلیل اثر آن بر رفاه اجتماعی، امنیت ملی، بهره‌وری نیروی کار، نرخ رشد و توسعه در کشورهای درحال‌توسعه همواره مورد توجه دولتمردان بوده است. نوسانات قیمت مواد غذایی منجر به انتقال اثرات تورمی به سایر بخش‌ها و مختل شدن هدف‌گذاری تورمی صورت گرفته توسط بانک مرکزی می‌شود (ساسکیچ[3]، ۲۰۱۵)، از این رو سیاست‌گذاران پولی نیز توجه گسترده‌ای به موضوع تورم قیمت مواد غذایی داشته‌اند (کاتائو و چنگ[4]، ۲۰۱۵).

این مطالعه با هدف بررسی نقش عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی در ایران به این ترتیب ساماندهی شده است. بخش دوم به مروری بر مبانی نظری می‌پردازد. در بخش سوم مطالعات پیشین و مبانی تجربی ارائه گردیده و در بخش چهارم روش‌شناسی پژوهش آورده شده است. بخش پنجم به ارائه برآورد مدل و بخش ششم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

1. Iddrisu & Alagidede
2. Awan & Imran
3. Šoškić
4. Catao & Chang

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

۲. مبانی نظری

مواد غذایی به جهت نقش اساسی که در تعیین و تغییر وضعیت متغیرهای کلان نظیر بهداشت و درمان، رشد و توسعه و امنیت غذایی و ملی دارد، همواره مورد توجه پژوهشگران بوده و مطالعات گسترده‌ای در زمینه قیمت مواد غذایی و عوامل مؤثر بر آن صورت گرفته است. همچنین این متغیر به جهت اثرگذاری گسترده آن بر سطح رفاه و امنیت ملی خصوصاً در کشورهای درحال‌توسعه برای سیاستمداران نیز مهم بوده است. در میان عوامل گوناگونی که در مطالعات مختلف مورد توجه پژوهشگران بوده است، عواملی نظیر حجم نقدینگی، نرخ ارز، ارزش افزوده بخش کشاورزی به عنوان عوامل اصلی اثرگذار بر تغییرات قیمت مواد غذایی شناسایی شده‌اند که باید در هنگام اتخاذ سیاست بهینه مورد توجه قرار گیرند. علل افزایش قیمت کالاها را می‌توان به صورت کلی در دو دسته طبقه‌بندی کرد. دسته اول که غالباً مورد توجه پول‌گرایان قرار گرفته بوده است، به این موضوع اشاره دارد که افزایش قیمت‌ها به صورت کلی ناشی از افزایش عرضه پول است (کارگبو، ۲۰۰۵). با توجه به این موضوع سیاست‌گذاران به استفاده از ابزارهای پولی و مالی مختلفی به جهت کنترل تورم در بعد کلی و همچنین تورم‌های بخشی روی آورده‌اند. دسته دوم که مورد اشاره و استدلال ساختارگرایان بوده است، بیان می‌کند که شوک‌های حقیقی وارد شده به بخش‌های مختلف اقتصاد منجر به افزایش قیمت کالاها (از جمله کالاهای کشاورزی و مواد خوراکی) می‌شود که با توجه به مسیر تأثیر آن بر قیمت‌ها می‌توان بیان کرد که بیشتر در کشورهای درحال‌توسعه اثرگذار است (روی و داربها[1]، ۲۰۰۰). بخشی از عوامل طرف تقاضا و طرف عرضه را می‌توان در چارچوب این استدلال بررسی نمود. عوامل طرف عرضه را می‌توان در قالب تغییرات قیمت نهاده‌های تولید و کالاهای سرمایه‌ای، تنگناهای تولیدی ناشی از خشکسالی و وضعیت آب و هوایی، تغییرات و شوک‌های وارد بر مقادیر تولید، تغییرات قیمت عمده‌فروشی کالاهای کشاورزی و سایر عوامل اثرگذار بر عرضه این محصولات معرفی کرد. عوامل طرف

1. Roy & Darbha

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

تقاضا با تغییر میزان تقاضای کالای کشاورزی اثر مستقیم بر قیمت این دسته از کالاها می‌گذارند. این دسته از عوامل را می‌توان در قالب تغییرات و شوک‌های وارد بر جمعیت تقاضاکننده محصول، تغییرات گسترده و ناگهانی در رژیم‌های غذایی جامعه و به تبع آن تغییر در الگوی مصرف مواد غذایی، فعالیت‌های سوداگرانه و سایر عوامل اثرگذار طبقه‌بندی و معرفی کرد (جعفری صمیمی و فرج‌زاده، ۱۳۹۷). در ادامه به طور گسترده و دقیق‌تری، عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت مواد غذایی بررسی می‌شوند.

۲-۱. سیاست پولی و افزایش قیمت مواد غذایی

دیدگاه غالب در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر قیمت‌ها توسط پول‌گرایان ارائه شده است. پول‌گرایان بر این عقیده‌اند که تورم در هر حال، یک پدیده‌ی کاملاً پولی است و تنها در صورتی به وجود خواهد آمد که نرخ رشد عرضه پول، بیشتر از نرخ رشد توانایی اقتصاد برای تولید محصولات باشد. از این جهت تورم در هر لحظه از زمان نتیجه گسترش حجم پول در دوره‌های گذشته و یا گسترش آن در دوره جاری می‌باشد. با توجه به این توضیحات، در مورد اثر سیاست پولی بر تورم کالاها پژوهشگرانی نظیر اسکریمجور[1] (۲۰۱۴)، اکرم[2] (۲۰۰۹) و فرانکل[3] (۲۰۰۸) اقدام به مطالعه کرده‌اند و سه کانال اصلی برای توضیح اثر سیاست پولی بر قیمت کالاها معرفی می‌کنند. اولین مورد در رابطه با هزینه نگهداری کالاها در انبار بنگاه‌های تولیدی در هنگام اتخاذ سیاست پولی انقباضی است. آن‌ها بیان می‌کنند که وقتی سیاست پولی انقباضی اتخاذ می‌شود، هزینه نگهداری کالاها در انبارها به شدت افزایش می‌یابد که منجر به خالی شدن ذخائر این کالاها از انبار بنگاه‌ها شده و افزایش عرضه کالاهایی نظیر مواد غذایی به بازار را در پی خواهد داشت. از این جهت قیمت کالاها در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. کانال دوم به گونه‌ای متفاوت اثرگذار است. این پژوهشگران استدلال می‌کنند که افزایش نرخ به‌کارگیری ابزارهای سیاست‌گذاری پولی

1. Scrimgeour
2. Akram
3. Frankel

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

و تغییر در این متغیرهای سیاستی، دارایی‌های دارای سود نظیر اوراق مشارکت و خزانه‌داری را جذاب می‌کند و بنابراین، سفته‌بازان با کاهش دارایی‌های کالایی خود و عرضه آن‌ها به بازار و افزایش نگهداری از اوراق بهادار، سبد سرمایه‌گذاری خود را با شرایط جدید، در جهت کسب حداکثر سود، تنظیم می‌کنند. کانال سوم که به‌ویژه توسط اسکریمجور (۲۰۱۴)، مورد تأکید قرار گرفت مربوط به کانال تغییر در تقاضای کل است. سیاست‌های پولی می‌توانند تورم مواد غذایی را از طریق تعدیل تقاضای کل در اقتصاد کاهش دهند، هرچند که بر اساس قانون انگل، اثر به‌کارگیری سیاست پولی انقباضی بر تورم قیمت مواد غیرخوراکی بیشتر از تأثیر آن سیاست بر تورم مواد غذایی خواهد بود (باتاچاریا و جین[1]، ۲۰۱۹). با توجه به این سه کانال معرفی شده، می‌توان بیان نمود که سیاست پولی، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت‌ها دارد. همچنین آن‌ها استدلال می‌کنند که تأثیر سیاست پولی انقباضی بر مصرف مواد غذایی در کشورهایی که غذا در سبد مصرفی خانوارها وزن بالایی دارد و به‌ویژه زمانی که اکثریت مردم در سطح معیشت حداقلی زندگی و مصرف می‌کنند، می‌تواند به میزان قابل توجهی کمتر باشد. همچنین با توجه به بالا بودن میل نهایی به مصرف در کشورهای درحال‌توسعه، با افزایش وجوه در دسترس خانوارها به دلیل اتخاذ سیاست پولی انبساطی، تقاضای آن‌ها برای مصرف مواد غذایی به شدت افزایش یافته و منجر به افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌گردد (ایدریسو و آلاگیدد، ۲۰۱۹).

۲-۲. نرخ ارز و افزایش قیمت مواد غذایی

دورنبوش[2] (۱۹۸۷) اولین فردی بود که به استدلال رابطه میان نرخ ارز و تورم پرداخت و توسط یک مدل اقتصادسنجی آن را بررسی کرد (شجاعی‌پور و آکین[3]، ۲۰۱۷). پس از دورنبوش، اگنور و مونتیل[4] (۱۹۹۶) چهار کانال اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم را شناسایی کردند. اولین کانال

1. Bhattacharya & Jain
2. Dornbusch
3. Shojaeipour & Akin
4. Agenor & Montiel

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

معرفی شده، از طریق تأثیر تغییر قیمت کالاهای وارداتی در یک اقتصاد باز و کالاهای قابل صادرات داخلی بر تورم اثر می‌کند. کانال دوم، تأثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های وارداتی را مورد توجه قرار می‌دهد. کانال سوم، بیان‌کننده تأثیر نوسانات نرخ ارز بر انتظارات تولیدکنندگان و قیمت‌گذاران داخلی است. به این معنا که با نوسان نرخ ارز، انتظارات تورمی تشکیل و تشدید شده و از این جهت قیمت کالاهای داخلی را افزایش می‌دهد. چهارم و آخرین کانال از طریق تأثیر بر درخواست دستمزد بالاتر توسط نیروی کار و در نتیجه افزایش هزینه تولید، بر افزایش قیمت کالاها و تورم اثر می‌گذارد.

اسونسن[1] (۲۰۰۰) نیز با استدلال نقش نرخ ارز بر سازوکار انتقال پولی و در نظر گرفتن کانال‌های شناسایی شده پیشین، نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر تورم را تحت سه کانال شناسایی کرد. اولین کانال، از طریق تأثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت‌های نسبی میان کشور صادرکننده و واردکننده کالاها است. به این معنی که با افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی، تقاضا برای کالاهای داخلی در کشور خارجی افزوده شده و در نتیجه قیمت کالا در کشور مبدأ به صورت غیرمستقیم افزوده خواهد شد. کانال دوم به صورت مستقیم بر قیمت کالاهای وارداتی به پول داخلی اثر می‌گذارد و در نتیجه به صورت مستقیم شاخص قیمت مصرف‌کننده و تورم را افزایش می‌دهد. این اثر طبق بیان اسونسن سریع‌تر از اثر غیرمستقیم کانال قبلی رخ می‌دهد. نهایتاً کانال سوم با تغییر نرخ ارز و گران‌تر شدن کالاهای مصرفی از طریق کانال دوم، بر دستمزدهای اسمی اثر می‌گذارد و منجر به تقاضای دستمزد بیشتر توسط نیروی کار می‌شود که به نوبه خود افزایش هزینه تولید و افزایش قیمت کالاها را در پی دارد.

1. Svensson

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

۲-۳. قیمت جهانی مواد غذایی و سازوکار انتقال آن

بررسی اثر انتقال قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های کالاها در داخل کشورها تا پیش از سال ۲۰۰۸ چندان مورد توجه نبود (ال‌کریمی و ال‌غینی[1]، ۲۰۲۰). پس از وقوع بحران مالی در سال ۲۰۰۸، پژوهشگران به بررسی تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی و اثر آن بر تورم مواد غذایی و سایر کالاها در کشورها پرداختند. ال‌کریمی و ال‌غینی (۲۰۲۰) اصلی‌ترین سازوکار انتقال اثر این تغییرات جهانی را از طریق افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی در کشورهای واردکننده معرفی می‌کنند. این اثر وابسته به میزان سهم کالاهای وارداتی از سبد مصرفی خانوار است. همچنین این اثر به صورت غیر متقارن بوده و شوک‌های مثبت اثرات گسترده‌تری بر قیمت‌های داخلی به نسبت شوک‌های منفی می‌گذارند. جنسن[2] (۲۰۱۲) بیان می‌کند که بخش عمده‌ای از تغییرات قیمت مواد غذایی در سطح جهان به دلیل تغییرات آب و هوایی و افزایش تقاضا در کشورهای صادرکننده است که منجر به افزایش مصرف نهاده‌های کشاورزی در خود آن کشورها نیز می‌شود. با در نظر گرفتن این موضوع، دو کانال برای انتقال اثر افزایش شاخص قیمت جهانی مواد غذایی معرفی می‌شود. اول، عرضه و صادرات مواد غذایی توسط کشورهای تولیدکننده و صادرکننده کاهش می‌یابد که منجر به افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی برای کشورهای واردکننده خواهد شد. دوم افزایش عرضه مواد غذایی صادراتی توسط تولیدکنندگان خرد در سطح کشورهای واردکننده به بازار جهانی به جهت کسب سود بیشتر منجر به کاهش عرضه این دسته از کالاها در بازار داخلی شده و موجب رشد قیمت‌های داخلی می‌گردد.

۲-٤. حمایت دولت از بخش کشاورزی

حمایت دولت از بخش کشاورزی در قالب قیمت خرید تضمینی و پرداخت یارانه به این بخش انجام می‌پذیرد. این عمل از طریق دخالت دولت در قیمت‌گذاری کالاها، خدمات و سایر عوامل

1. El- Karimi and El-Ghini, 2020
2. Jensen

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

مؤثر بر تولید محصولات کشاورزی صورت می‌گیرد. دولت با تغییر قیمت‌های نسبی متغیرهای تأثیرگذار اقدام به دخالت در نحوه کارکرد بازار محصولات کشاورزی به جهت حمایت از کشاورزان می‌نماید. این دخالت‌ها می‌تواند از طریق پرداخت یارانه‌ی مستقیم به کشاورز تا وضع تعرفه‌های واردات این دسته از محصولات از سایر کشورها باشد. پرداخت یارانه و اقدامات حمایتی از بخش کشاورزی توسط دولت به جهت انجام فعالیت‌های عدالت محور و مشوق‌های تولیدی به جهت افزایش عرضه محصولات کشاورزی صورت می‌گیرد. این یارانه‌ها به سه دلیل مورد حمایت اقتصاددانان است (بوش[1]، ۱۹۸۵). اولین دلیل برای حمایت این دسته از اقتصاددانان، اختلالات درون‌بخشی است. انحرافات درون بخشی نظیر قدرت انحصاری، آلودگی‌های تولیدی و اثرات بیرونی آن‌ها از بازار رقابتی را می‌توان از طریق پرداخت یارانه اصلاح و مدیریت نمود. مورد بعدی عدم ثبات قیمت‌ها و نوسانات شدید قیمتی کالاهای پایه‌ای مورد نیاز برای تولید کالاهای کشاورزی که منجر به عدم پایداری عرضه و تقاضای این دسته از کالاها می‌گردد است. در رابطه با این موضوع، بیان شده است که باید سیاست قیمت‌گذاری کالاهای کشاورزی به گونه‌ای انجام پذیرد که از نوسانات شدید قیمتی جلوگیری کند و در عین حال کارکرد سیگنال‌های بازاری قیمت را از میان برندارد. نهایتاً مسئله صنایع نوپا[2] مورد حمایت اقتصاددانان قرار قرار گرفته است. تفکر اساسی در این زمینه مبنی بر پایه‌های نظری اشاره شده توسط میل[3] (۱۹۰۹)، بستبل[4] (۱۸۹۲)، کمپ[5] (۱۹۶۰) و مید[6] (۱۹۵۵) است. تصور بر این است که باید از صنایع تازه تأسیس به جهت رشد و تکامل حمایت نمود؛ با توجه به نظریه تعادل مدرن، حمایت از این بخش‌ها باید بر مبنای شرط وجود پویایی‌های درونی اقتصاد باشد؛ یعنی باید میزان حمایت برابر

1. Bosch
2. Infant industries
3. Mill
4. Bastable
5. Kemp
6. Meade

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

خالص بازدهی مثبت رفاهی ریشه گرفته از رشد بخش مورد حمایت باشد تا فعل حمایت منطق اقتصادی به خود گیرد.

با این حال، حمایت بی قید و شرط می‌تواند اثری خلاف اثر مورد پیش‌بینی نیز بگذارد. رفتارهای غیربهینه توسط عواملی که یارانه دریافت می‌کنند ممکن است منتج به کاهش رفاه جامعه شود. همچنین ممکن است به جهت تخصیص مجدد از بخش‌هایی که یارانه دریافت نمی‌کنند به سمت بخش‌های مورد حمایت، رفاه کل کاهش یابد.

برآورد اثرات رفاهی سیاست‌های یارانه‌ای به کشاورزی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، بیشتر بر اساس تجزیه‌وتحلیل تعادل جزئی بوده است. برآورد کشش‌ها و تغییرات در مازاد اقتصادی دارای ارزش تحلیلی زیادی است، زیرا به سؤالات موجود در مورد اینکه چه کسانی از یارانه بیشترین منفعت را کسب خواهند کرد و این یارانه در افزایش تولیدات کشاورزی چقدر کارا خواهد بود، پاسخ می‌دهد (بوش، ۱۹۸۵).

۵-۲. سایر عوامل مؤثر بر تورم بخش کشاورزی

سایر عوامل که غالباً مؤثر بر تورم قیمت مواد خوراکی می‌باشند عبارت‌اند از عوامل طرف تقاضا مانند رشد جمعیت و در راستای آن افزایش تقاضا محصولات کشاورزی و خوراکی، تغییرات رژیم مصرف مواد غذایی به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه به سمت خوراکی‌های خاص غالباً وارداتی که به دلیل جهانی شدن اقتصاد این کشورها در معرض فروش در بازار آن‌ها قرار می‌گیرند، رشد تولید و استفاده از سوخت‌های زیستی[1] و همچنین گسترش سوداگری‌های مالی[2] بر روی کالاهای کشاورزی. عوامل طرف عرضه مؤثر بر تورم مواد خوراکی نیز عبارت‌اند از رشد بهره‌وری نزولی تولید محصولات کشاورزی نسبت به مقیاس کشت، محدودیت‌های زیست محیطی و تغییرات آب و هوایی که منجر به افزایش قیمت پی‌درپی محصولات کشاورزی در طی

1. Biofuel
2. Financial Speculation

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

سالیان شده‌اند و همچنین افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی مانند کود، سموم و سوخت که منجر به کاهش تولید و در عین حال افزایش قیمت نهایی تولید شده‌اند (وورتز و همکاران[1]، ۲۰۱۴). همچنین وضع ممنوعیت‌های صادراتی توسط کشورهای صادرکننده مواد غذایی مانند روسیه، ویتنام، هند و آرژانتین نیز منجر به کاهش عرضه محصولات خوراکی در سطح جهانی گشت و منجر به افزایش قیمت این دسته از کالاها می‌گردد (وورتز و همکاران، ۲۰۱۴).

۱-۵-۲. طرف عرضه در بخش کشاورزی

از اساسی‌ترین مشکلات طرف عرضه در بخش کشاورزی، مشکل خشکسالی و کاهش بهره‌وری زمین‌های زراعی و باغات است. کاهش بارندگی و تغییرات آب و هوایی با کاهش برداشت محصول منجر به کاهش عرضه شده و بر افزایش قیمت‌ها تأثیرگذارند (حسن‌زاده نرگسی، ۱۳۹۸). همچنین، عدم رشد متوازن بخش کشاورزی و عدم تطابق نسبیت‌ها در سطح کلان اقتصاد بر سرمایه‌گذاری‌های برنامه‌ریزی شده بخشی منجر به رشد نامتوازن و عدم بازدهی مناسب بخش کشاورزی شده و عرضه را محدود می‌سازد (حسن‌زاده نرگسی، ۱۳۹۸). همچنین محدودیت و کمبود کسب‌وکارهای مرتبط با بخش کشاورزی که وظیفه آن‌ها انجام فعالیت‌های مدرن مرتبط با تولید و توزیع است، در کشورهای درحال‌توسعه منجر به کاهش ظرفیت‌های طرف عرضه شده و به دلیل عدم استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس و قرارگیری در نقاط غیربهینه اقتصادی در تابع تولید عامل افزایش‌های قیمت و ایجاد بازارهای غیر رقابتی گردیده است (شاکری، ۱۳۹۵). علاوه بر این، افزایش حقوق و دستمزد، افزایش قیمت سایر نهاده‌های تولید، عدم رشد متناسب تکنولوژی مورد استفاده در بخش کشاورزی و افزایش هزینه بهره سرمایه‌گذاری بخشی منجر به افزایش قیمت نهایی محصول گردیده و با کاهش رقابت‌پذیری منجر به افزایش قیمت محصولات خوراکی داخلی می‌گردد.

1. Eckart Woertz et al.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

مشکلات ساختاری و مالی نیز به دلیل وجود مقیاس‌های نامناسب و غیربهینه فعالیت‌ها به خاطر رواج مالکیت‌های خرد و عدم بهره‌جویی از صرفه‌های مقیاس، وجود سفته‌بازان و سوداگران و نبود قانون‌گذاری و اتحادیه‌های کشاورزی، دانش فنی اندک و عدم آموزش صحیح کشاورزان و عدم وجود وسایل حمل‌ونقل عمومی مناسب برای ارسال ارزان و بدون ریسک این دسته از کالاها نیز با افزایش ریسک، کاهش بهره‌وری، کاهش سطح تولید و نهایتاً محدودیت گسترده عرضه محصولات خوراکی کشاورزی و باغی منجر به تشدید افزایش قیمت این دسته از کالاها می‌گردد (شاکری، ۱۳۹۵).

۲-۵-۲. طرف تقاضا در بخش کشاورزی

شوک‌های تقاضا می‌توانند ناشی از تغییر سلیقه مصرفی خانوارها، مهاجرت، تغییرات قیمت‌های نسبی کالاهای خوراکی و عوامل مرتبط باشند. به دلیل وجود وقفه در واکنش بخش کشاورزی و تغییر تولید، عرضه و همگام شدن عرضه با تقاضای جدید، دوره‌های عدم تطابق عرضه و تقاضا به صورت متعدد در بازار محصولات خوراکی وجود دارد (سسمال[1]، ۲۰۱۵). با وجود کشش‌های پایین قیمتی تقاضا برای محصولات کشاورزی و عدم واکنش قوی تقاضا به افزایش قیمت در ابتدای دوره عدم تعادل و کشش پایین عرضه محصولات کشاورزی نسبت به قیمت‌های دوره جاری، تغییرات گسترده‌ای در قیمت‌های بخش خوراکی ایجاد خواهد شد (سسمال، ۲۰۱۵).

۳. مطالعات تجربی

مطالعاتی چند در زمینه قیمت مواد غذایی و عوامل اثرگذار بر تورم قیمت مواد غذایی انجام شده است که در آن‌ها اثرپذیری قیمت این دسته از کالاها از سیاست‌های کلان و متغیرهای سیاستی در سطح گسترده‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعات به عوامل مختلفی اشاره شده است که نیازمند بررسی است که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

1. Joydeb Sasmal

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

۳-۱. مروری بر مطالعات تجربی در سطح بین‌المللی

رنو کاسترو[1] و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی شوک‌های قابل پیش‌بینی و غیرقابل پیش‌بینی در کشور برزیل با استفاده از مدل منحنی فیلیپس نئوکینزی[2] (NKPC) برای دوره (۲۰۱۹-۲۰۰۱) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان‌دهنده آن بود که تورم انتظاری، قیمت غلات، قیمت گازوئیل و نرخ ارز در توضیح تغییرپذیری خطاهای برآورد شاخص قیمت مصرف‌کننده ملی تعمیم‌یافته (IPCA)[3] بسیار اثرگذار بوده‌اند. همچنین آن‌ها دریافتند که شوک‌های طرف عرضه در طول زمان پایدار بوده و اثرات مهمی بر تورم دارند. در ادامه این نتیجه حاصل گردید که شوک‌های قیمتی بین‌المللی و نرخ ارز تأثیرات گسترده‌ای بر قیمت کالاهای کشاورزی داخلی دارد.

نارولا[4] (۲۰۱۹) با بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور هندوستان با استفاده از مدل تصحیح خطا برداری (VECM[5]) برای دوره (۲۰۱۷-۱۹۹۷) پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده آن بود که در بلندمدت، درصد شهرنشینی اثر مثبت، سطح زیر کشت، مجموع هزینه کشت و متوسط قیمت خرید تضمینی اثر منفی بر تورم مواد غذایی داشته‌اند. متغیر شاخص قیمت مواد غذایی نیز با یک دوره تأخیر اثر مثبت داشته است. بر اساس برآورد انجام شده وجود یک رابطه قوی میان نرخ تورم مواد غذایی و هزینه‌های کشت تصریح گردید. همچنین در این پژوهش وجود یک رابطه معکوس بلندمدت میان میزان متوسط بارش و تورم مواد غذایی تأیید شد.

آوان و ایمران (۲۰۱۵) با بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور پاکستان با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسون برای دوره (۲۰۱۳-۱۹۸۰) پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیر هزینه کود، قیمت سوخت، GDP سرانه،

1. Nicole Rennó Castro
2. New Keynesian Philips Curve Model
3. Extended National Consumer Price Index
4. Narula
5. Vector Error Correction Model

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

کمک‌های بین‌المللی و عرضه پول در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار و نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر شاخص قیمت مواد غذایی دارد. همچنین مدل تصحیح خطا (ECM[1]) نیز نشان داد که نیروهای بازاری نقش فعال و مؤثری بر بازیابی تعادل قیمتی در بلندمدت دارند.

احمد و سینگلا[2] (۲۰۱۴) با بررسی آثار تغییر شاخص قیمت نفت، شاخص قیمت جهانی مواد غذایی، میزان بارش باران و پول در معنای گسترده (M3) بر شاخص قیمت مواد غذایی برای کشور هند در بازه زمانی (۲۰۱۳-۲۰۰۶) با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسون[3] به این نتایج دست‌یافته‌اند که شاخص قیمت نفت خام، عرضه پول گسترده، نرخ ارز و بارش باران بر روند تغییرات شاخص قیمت مواد غذایی اثر مثبت داشته‌اند.

ایرز و همکاران[4] (۲۰۱۱)، به بررسی عوامل تعیین‌کننده میزان تورم مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در کشور فنلاند با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) با داده‌های ماهانه برای دوره (۲۰۱۰-۱۹۹۵) پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که یک رابطه تعادلی معنادار بلندمدت میان نهاده‌های زنجیره تولید مواد غذایی و قیمت مواد غذایی وجود دارد. این عوامل شامل، کالاهای کشاورزی، نیروی کار و انرژی می‌باشد.

لمبرت و میلکوویچ[5] (۲۰۱۰)، به بررسی و شناسایی متغیرهای مؤثر بر نوسان قیمت مواد غذایی در کشور آمریکا با استفاده از مدل‌های خود توضیح برداری (VAR[6]) و تصحیح خطای برداری (VECM) و داده‌های ماهانه برای دوره (۲۰۰۹-۱۹۷۰) پرداخته‌اند. تجزیه‌وتحلیل سری‌های زمانی عوامل مؤثر بر قیمت ماهانه مواد غذایی نشان داد که تغییر در قیمت کالاها در

1. Error Correction Model
2. Ahmed & Singla
3. Johansen Cointegration Test
4. Irz et al.
5. Lambert & Miljkovic
6. Vector Auto Regression

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

مزرعه و دستمزد تولید، در مقابل درآمد مصرف‌کننده یا قیمت سایر نهاده‌های تولید مواد غذایی از جمله سوخت و انرژی، مهم‌ترین نقش را در تعیین تغییرات قیمت مواد غذایی ایفا می‌کند.

ماکایکو[1] (۲۰۱۰)، به بررسی عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی و اثرات تورم مواد غذایی بر اقتصاد در مالاوی با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) با داده‌های ماهانه و سالانه برای دوره (۲۰۰۸-۱۹۷۸) پرداخت. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که قیمت کود، شاخص تنوع محصولات کشاورزی، قیمت ذرت، قیمت گازوئیل، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره حقیقی به طور مثبت و معناداری بر نرخ تورم مواد غذایی در مالاوی اثرگذار هستند. علاوه بر این، بررسی ایشان نشان داد که تورم مواد غذایی قدرت خرید مصرف‌کنندگان را کاهش می‌دهد و تولید محصولات کشاورزی را به طور منفی از خود متأثر می‌کند.

بیک و کوو[2] (۲۰۰۹) رابطه میان عوامل بازاری نظیر قیمت انرژی، قیمت کالاهای کشاورزی و سایر متغیرهای بازاری را با قیمت مواد غذایی در کشور آمریکا با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسون برای دوره (۲۰۰۸-۱۹۸۹) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده این بود که قیمت کالاهای کشاورزی اثر مثبت و نرخ ارز اثر منفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر قیمت مواد غذایی در آمریکا داشته‌اند. قیمت انرژی در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار اما در کوتاه‌مدت اثری محدود از خود نشان داده است. همچنین افزایش تقاضا ذرت برای تولید اتانول اثر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی داشته است.

کارگبو (۲۰۰۵) اقدام به بررسی اثر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در کشورهای غرب آفریقا با استفاده از مدل تصحیح خطا برداری (VECM) برای دوره (۱۹۹۸-۱۹۶۰) پرداخت. وی پی برد که درآمد حقیقی سرانه، شاخص تولید سرانه مواد غذایی، نرخ ارز حقیقی، شاخص باز بودن تجاری و حجم پول بر قیمت مواد غذایی آثار قابل‌ملاحظه دارند و باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرند.

1. Makaiko
2. Baek & Koo

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

پنگ و همکاران[1] (۲۰۰۴)، به بررسی اثر تغییر در متغیرهای پولی از قبیل عرضه پول و نرخ بهره بر قیمت مواد غذایی در کشور چین با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای دوره (۲۰۰۲-۱۹۸۰) پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده این بود که متغیرهای پولی بر شاخص قیمت مواد غذایی اثر معنی‌دار و مثبت دارند و جهت علیت ابتدا از عرضه پول به تورم مواد غذایی و سپس از تغییرات شاخص قیمت مواد غذایی به تغییرات نرخ بهره است. همچنین ایشان اثرگذاری تغییرات انباره پول بر تورم را قوی‌تر از اثرگذاری تغییرات نرخ بهره به عنوان عامل محرک اولیه ارزیابی کرده‌اند.

کارگبو (۲۰۰۰) به بررسی اثر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در کشورهای جنوب و شرق آفریقا با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) برای دوره (۱۹۹۶-۱۹۸۰) پرداخت. نتایج مطالعه نشان‌دهنده این بود که سیاست پولی، متغیرهای نرخ ارز حقیقی، سطح تولید مواد غذایی، درآمد و شاخص باز بودن تجاری آثار قابل توجهی بر قیمت مواد غذایی دارند و باید در جهت ایجاد اصلاحات در ساختارهای مرتبط با امنیت غذایی، استفاده از این سیاست‌ها مورد تأکید قرار گیرد.

رابرتسون و اردن[2] (۱۹۹۰)، به بررسی پایایی تأثیر سیاست‌های کلان بر بخش کشاورزی در کشور نیوزلند برای دوره ۱۹۶۳-۱۹۸۷ پرداخته‌اند. برای این بررسی از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که سیاست انبساط پولی در کوتاه‌مدت باعث تغییر سطح قیمت‌های نسبی به سود کالاهای کشاورزی و مواد غذایی شده و همچنین منجر به یک افزایش دائمی در قیمت اسمی این دسته از کالاها می‌شود. ایشان استدلال می‌کنند که با توجه به این نتایج، می‌توان از طریق سیاست‌های کلان بر انگیزه‌های موجود در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت تأثیر گذاشت.

1. Peng et al.
2. Robertson & Orden

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

۳-۲. مروری بر مطالعات تجربی در ایران

فرج‌زاده و صمیمی (۱۳۹۸) با بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور ایران با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL[1]) برای دوره (۱۳۹۳-۱۳۶۲) پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده آن بود که متغیرهای سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و متغیرهای نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت مواد غذایی تأثیر مثبت داشته‌اند.

حقیقت و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی چگونگی اثرگذاری تکانه‌های قیمت جهانی مواد غذایی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران پرداخته‌اند. ایشان با استفاده از الگوی خود توضیح برداری(VAR) و مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MS-VAR[2]) در قالب داده‌های فصلی برای دوره (۱۳۹۳-۱۳۶۹) به پژوهش پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد که مقدار عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف‌کننده در رژیم اول و دوم در پایان سال اول به ترتیب برابر ۰/۰۵ و ۰/۳۵ است. اثر عبور در سال دوم افزایش یافته و به ترتیب در رژیم اول و دوم برابر ۰/۱۲ و ۰/۸۵ است.

قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان بر تورم قیمت مواد غذایی در کشور ایران با استفاده از مدل تصحیح خطا برداری ساختاری (SVECM[3]) برای دوره (۱۳۹۰-۱۳۵۷) پرداخته‌اند. نتایج حاکی از اثر کوتاه‌مدت و مثبت و معنی‌دار شوک تورم مواد غذایی و اثر منفی و معنی‌دار ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تورم قیمت مواد غذایی بود. همچنین در بلندمدت، ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر منفی و معنی‌دار و حجم پول اثر مثبت و معنی‌دار بر تورم قیمت مواد غذایی گذاشته‌اند.

1. Autoregressive Distributed Lag
2. The Markov-Switching Vector Autoregressive
3. A Structural Vector Error Correction

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

جاودان و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور ایران با استفاده از الگوی همجمعی جوهانسون - جوسیلیوس برای دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۴) پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنی‌دار نرخ ارز حقیقی، شاخص تولید محصولات کشاورزی، حجم نقدینگی و تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی و رابطه منفی و معنی‌دار درآمد سرانه حقیقی و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل با قیمت مواد غذایی بودند.

هزاره و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت برای دوره (۲۰۱۳-۲۰۰۰) در قالب داده‌های ماهانه پرداخته‌اند. این پژوهشگران برای این منظور از الگوی خود رگرسیون برداری داده‌های ترکیبی (پانل) استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده اثر موقتی تکانه‌های نرخ ارز و اثر دائمی قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی است.

رنجپور و همکاران (۱۳۹۳) با بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور ایران با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای دوره (۱۳۸۹-۱۳۶۵) به این نتایج دست‌یافته‌اند که شاخص قیمت مواد غذایی با سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، شاخص تولید مواد غذایی و درجه باز بودن اقتصاد رابطه بلندمدت منفی و با درآمد سرانه، نرخ ارز و جمعیت رابطه بلندمدت مثبت دارد.

پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی در ایران می‌پردازند. به این منظور از رهیافت خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) و از داده‌های فصلی برای دوره (۱۳۹۰-۱۳۷۱) استفاده نموده‌اند. نویسندگان به این نتایج دست یافتند که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی ناقص بوده و کشش عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت برابر ۳ درصد و در بلندمدت حدود ۶ درصد است. ایشان نتیجه گرفتند که سهم کوچکی از تغییرات شاخص قیمت مواد غذایی در دوره مورد بررسی توسط تکانه‌های نرخ ارز و عرضه پول توضیح داده می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

اعظم‌زاده و خلیلیان (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی در کشور ایران با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای دوره (۱۳۸۵-۱۳۵۲) پرداخته‌اند. نتیجه حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای حجم نقدینگی، نرخ بهره با یک دوره تأخیر، نرخ ارز، شاخص قیمت مواد غذایی با یک دوره تأخیر و عرضه پول در بلندمدت بر قیمت مواد غذایی بود.

پریزن و ترکمانی (۱۳۸۴) به بررسی اثرات بلندمدت حجم پول و نرخ ارز بر تغییرات قیمت‌های نسبی کشاورزی در ایران با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و داده‌های سالانه برای دوره زمانی (۱۳۸۱-۱۳۶۱) پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده این بود که یکی از مهم‌ترین عوامل ایجادکننده ناپایداری در بخش کشاورزی نوسانات قیمت در بلندمدت است. همچنین، تغییر در نرخ ارز از عوامل مهم مؤثر بر نوسانات قیمت‌ها برآورد گردید. همچنین مقایسه روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان داد که در هر دو حالت، قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی نسبت به سطح قیمت کل و نرخ ارز حساسیت مثبت دارند. همچنین، سطح قیمت‌ها نسبت به تغییر در حجم پول در بلندمدت حساسیت منفی و در کوتاه‌مدت حساسیت مثبت نشان داد و در هر دو حالت، حساسیت سطح قیمت‌ها نسبت به تغییر در قیمت کل بیشتر از سایر متغیرها بوده است.

مقدسی و باغستانی (۱۳۸۹) به بررسی و شناسایی ارتباط علی میان تغییرپذیری قیمت‌های نسبی کالاهای کشاورزی و نرخ تورم در ایران با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری(VECM) برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۹ پرداخته‌اند. نتایج حاصل شده از این پژوهش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، ارتباط دو طرفه مثبت و معنی‌دار میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی وجود دارد؛ اما در بلندمدت، تنها متغیر تورم تأثیری مثبت و معنی‌دار بر تغییرپذیری قیمت‌های نسبی داشته است.

شاهنوشی و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی رابطه میان قیمت مواد غذایی و متغیرهای سیاست‌گذاری پولی در کشور ایران با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و با داده‌های سالانه برای دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۶ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش بیانگر این بود که قیمت

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

مواد غذایی در ایران دارای رابطه علیت گرنجری برای هر دو دوره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت با متغیر عرضه پول است. همچنین نشان داده شد که اصلاح نحوه سیاست‌گذاری پولی بر قیمت مواد غذایی و تولید کالاهای کشاورزی در داخل ایران اثری معنادار دارد. همچنین این سیاست‌ها بر الگوی مصرف، کاهش فقر، بهبود شرایط امنیت غذایی و رشد بخش کشاورزی اثراتی حیاتی و معنادار می‌گذارند.

خلیلیان و همکاران (۱۳۸۵) به بررسی و تجزیه‌وتحلیل پویای عوامل مؤثر بر رشد و تورم در بخش کشاورزی در ایران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) و داده‌های سالانه برای دوره زمانی (۱۳۸۰-۱۳۵۱) پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده آن است که در بخش کشاورزی، جهت علیت از رشد به تورم است؛ به نحوی که رشد بخش کشاورزی بر تورم در این بخش اثر منفی دارد. از طرف دیگر، نتایج حاکی از این بود که در درازمدت متغیرهای موجودی سرمایه، نیروی کار، سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی بر تولید بخش کشاورزی و متغیرهای رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز بر تورم در بخش کشاورزی اثر مثبت دارند.

قوام مسعودی و تشکینی (۱۳۸۴) به بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ تورم و عوامل مؤثر بر آن در ایران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و داده‌های سالانه برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تولید، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، حجم نقدینگی و نرخ ارز از متغیرهای اثرگذار بر نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌باشند.

با توجه به پیشینه مطالعات انجام شده، پژوهشی تاکنون در رابطه با اثرات عوامل مختلف بر چندک‌های مختلف توزیع تورم قیمت مواد غذایی در ایران صورت نگرفته است. از این رو با توجه به اهمیت فراوان قیمت مواد غذایی در سطح رفاه جامعه و امنیت ملی، ضرورت دارد که به بررسی این مهم پرداخته شود. این پژوهش بر آن است که با به‌کارگیری روش رگرسیونی کوانتایل که نسبت به داده‌های پرت و عدم نرمال بودن توزیع جز خطا مقاوم است و توانایی شناسایی روابط غیرخطی میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را نیز دارا است، این ابهام را برطرف

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

سازد که آیا متغیرهای معرفی شده توسط ادبیات موضوع و پژوهش‌های تجربی، در تمامی سطوح توزیعی اثرگذار و معنی‌دار هستند یا اینکه این متغیرها صرفاً در چندک‌های خاصی از توزیع تورم مواد غذایی اثرات خود را نمایان می‌کنند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

٤-١. معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

متغیرهای اثرگذار متعددی توسط مکاتب اقتصادی در رابطه با تورم معرفی گردیده‌اند. همانطور که پیش از این نیز به آن اشاره شد، طبق ایده کلاسیک‌ها و پولگرایان، تورم مبتنی بر جاذبه تقاضا بر اثر رشد پول اسمی به وجود می‌آید و لذا آن‌ها تغییرات عرضه پول (تغییرات حجم نقدینگی) را به عنوان عامل بروز تورم معرفی می‌کنند. علاوه بر این، ساختارگرایان به عوامل نهادی و ساختاری اشاره کرده و بیان می‌دارند که تعامل این عوامل با عوامل پولی منجر به ایجاد و بروز تورم می‌گردد. همچنین، گروهی از اقتصاددانان تورم را مبتنی بر فشار هزینه می‌دانند. آن‌ها عوامل مؤثر بر رشد قیمت نهاده‌ها و به طور کلی افزایش هزینه تولید را عامل ایجاد تورم می‌دانند. این عوامل می‌توانند نظیر رشد قیمت نهاده‌های تولیدی مانند نهاده‌های وارداتی باشند و یا می‌توانند نظیر وضع مالیات بر تولیدکنندگان باشد. همچنین، عده‌ای از اقتصاددانان علل طرف تقاضا را عامل بروز تورم می‌دانند. عللی مانند رشد جمعیت، تغییر سلیقه مصرف‌کننده و سایر.

در این مقاله، با توجه به مبانی نظری ارائه شده توسط مکتب پولگرایی متغیر حجم نقدینگی برای ورود به مدل مطالعه حاضر انتخاب گردید. همچنین بر مبنای متغیرهای معرفی شده در مبانی تورم مبتنی بر فشار هزینه‌ها، شاخص قیمت جهانی مواد غذایی، نرخ ارز و شاخص حمایت دولتی به جهت برآورد مدل انتخاب شدند. ارزش افزوده بخش کشاورزی نیز به عنوان نماینده رشد تولید و افزایش عرضه محصول در مدل وارد گردید. بر این اساس، این مطالعه به دنبال بررسی اثر متغیرهای پیش‌گفته بر افزایش شاخص قیمت مواد غذایی در ایران برای دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۳ است. برای این منظور از رویکرد رگرسیونی کوانتایل استفاده شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

الگوی مورد استفاده در این پژوهش با استناد به الگوی ارائه شده توسط کارگبو (۲۰۰۰) و ایدریسو و آلاگیدد (۲۰۱۹) بیان شده و مدل نهایی[۱] به صورت زیر به کار گرفته شده است:

$$lnFCPI = \beta_0 + \beta_1 lnVAAS + \beta_2 lnM2 + \beta_3 lnEXCH + \beta_4 lnWFPI + \beta_5 lnSUPI + u_t \quad (۱)$$

با توجه و استناد به مدل کارگبو (۲۰۰۰) برای به دست آوردن برآوردی دقیق‌تر، از لگاریتم طبیعی داده‌های موجود در مدل استفاده شده است. در رابطه فوق:

جدول ۱. معرفی متغیرهای مدل

نام متغیر	تعریف
lnFCPI	لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مواد غذایی به سال پایه ۱۳۹۰ می‌باشد که از پایگاه داده سری زمانی بانک مرکزی و پایگاه داده مرکز آمار استخراج شده است.
lnVAAS	لگاریتم طبیعی ارزش افزوده بخش کشاورزی به سال پایه ۱۳۹۰ می‌باشد که از پایگاه داده سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده است.
LnM2	لگاریتم طبیعی حجم نقدینگی می‌باشد که از پایگاه داده سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده است.
lnEXCH	لگاریتم طبیعی نرخ ارز بازار آزاد
lnWFPI	لگاریتم طبیعی شاخص قیمت جهانی مواد غذایی که توسط فآو محاسبه شده است
lnSupi	لگاریتم طبیعی شاخص حمایت دولتی که از میانگین وزنی قیمت‌های خرید تضمینی اعلان شده توسط وزارت جهاد کشاورزی به دست آمده است.
U_t	جمله اخلال می‌باشد.

با توجه به اینکه در ایران، دولت برای حمایت از تولیدکنندگان محصولات غذایی و کشاورزی اقدام به تعیین قیمت تضمینی می‌نماید، در این پژوهش بر اساس میانگین‌گیری وزنی از داده های ارائه شده توسط وزارت جهاد کشاورزی برای تمام محصولاتی که مورد هدف این سیاست هستند، شاخصی از حمایت دولت از این دسته از محصولات ایجاد و وارد مدل می‌شود.

۱. مدل‌های مختلفی بر اساس متغیرهای کارگبو و ایدریسو وآلاگیدد برآورد شد اما باتوجه به این نکته که لحاظ بعضی از متغیرها به دلیل وجود همخطی با سایر متغیرها، معنی‌داری مدل را خدشه‌دار می‌نمود، آن متغیرها از مدل حذف گردیدند و مدل نهایی به این صورت برآورد گردید.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

در ادامه لازم به ذکر است که داده‌های مورد استفاده در این پژوهش با مراجعه به پایگاه داده‌ی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ایران، مرکز پژوهش‌های مجلس و دیگر مراکز اطلاع‌رسانی معتبر گردآوری شده است. در این پژوهش از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۳ برای انجام برآورد استفاده شده است. دلیل انتخاب و بررسی این دوره زمانی برای این مطالعه، محدودیت در دسترسی به داده‌های فصلی متغیرهای مدل در بازه زمانی گسترده‌تر می‌باشد و تلاش شده است تا از گسترده‌ترین بازه زمانی که داده‌های فصلی آن در دسترس می‌باشد استفاده گردد.

٤-۲. الگوی رگرسیون کوانتایل (چندکی)

بیش از ۲۰۰ سال است که در مدل‌سازی آماری، از رگرسیون برای تشخیص رابطه میان متغیر وابسته و مستقل استفاده می‌شود (هوانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۷). رگرسیون‌هایی با فروض کلاسیکی بیشترین استفاده را در رویکردهای آماری برای برآورد اثر متغیرها در میانگین توزیع داشته‌اند.

این رگرسیون‌های مرسوم فرض می‌کنند که اثرات متغیرهای کمکی در تمام طول توزیع ثابت است (ضریب رگرسیون را ثابت فرض می‌کنند). با این حال، اثر متوسط در طول توزیع همواره اطلاعات کامل و مورد نیاز را در اختیار پژوهشگران و علاقه‌مندان قرار نمی‌دهد.

رگرسیون کوانتایل به تدریج به عنوان یک روش آماری یکپارچه برای برآورد مدل‌های توابع شرطی چندکی ارائه شد (کئونکر[2]، ۲۰۰۵). با در نظر گرفتن تمرکز مدل‌های حداقل مربعات معمولی بر میانگین شرطی، رگرسیون کوانتایل یک راهبرد سیستمی برای تخمین و بررسی چگونگی اثرگذاری متغیرهای کمکی[3] بر مکان، مقیاس و شکل کلی توزیع بازخورد ارائه می‌دهد. این رویکرد شامل مدل‌هایی است که می‌تواند خطی یا غیرخطی و پارامتری و غیرپارامتری باشد (کئونکر، ۲۰۰۵). این رویکرد در شرایطی که فرض همگنی داده‌ها نقض شده باشد، اثرات

1. Huang et al.
2. Koenker
3. Covariate

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

ناهمگن متغیرهای کمکی را از طریق چندک‌های شرطی توزیع متغیر وابسته برآورد می‌کند و دید جامعی از کل توزیع متغیر وابسته ارائه می‌دهد.

علاوه بر این، به وضوح مشخص است که وقتی عدم تقارن و دم‌های بزرگ در توزیع وجود دارد، میانه نمونه که پرکاربردترین چندک در بررسی‌ها است گزارشی غنی‌تر از تمرکز در مرکز توزیع، نسبت به میانگین به ما ارائه می‌دهد (هوانگ و همکاران، ۲۰۱۷). در نتیجه‌ی این نکات، رگرسیون کوانتایل در مقایسه با رویکردهای رگرسیونی مرسوم که مبتنی بر میانگین هستند، نسبت به داده‌های پرت از استحکام بیشتر برخوردار است و از خود انعطاف مناسبی نشان می‌دهد (اونیدیکاچی او جان[1]، ۲۰۱۵). زیرا لزومی ندارد که توزیع متغیر وابسته دقیقاً بر اساس مفروضات پارامتریک تصریح شده باشد.

فرم کلی رگرسیون کوانتایل را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$Y_i = x_i'\beta_\theta + \varepsilon_{\theta_i} \quad (۲)$$

$$Q_\theta(\varepsilon_{\theta_i}|X_i) = 0 \quad (۳)$$

به صورتی که β_θ برابر برداری از پارامترهای نامعلوم است که مرتبط با چندک θ هستند.

این رگرسیون نسبت به مدل حداقل مربعات معمولی (OLS) و یا رگرسیون میانه که به ترتیب به محاسبه حداقل مجموع مجذور خطا و حداقل مجموع قدر مطلق خطا می‌پردازند، اقدام به محاسبه حداقل قدر مطلق انحرافات (LAD[2]) برای برآورد پارامترهای مدل می‌کند. در این شیوه محاسبه، مقادیر مجازات[3] نامتقارن $\theta|\varepsilon_{\theta_i}|$ برای تخمین کمتر از حد و $(1-\theta)|\varepsilon_{\theta_i}|$ برای تخمین بیش از حد به کار گرفته می‌شود. برآوردگر رگرسیون برای چندک θ ام، $\hat{\beta}_\theta$، تابع هدف زیر را برای تخمین مقدار β_θ حداقل می‌کند:

$$Q(\beta_\theta) = \Sigma_{i:Y_i \geq x_i'\beta}^{N} \theta|Y_i - x_i'\beta_\theta| + \Sigma_{i:Y_i < x_i'\beta}^{N} (1-\theta)|Y_i - x_i'\beta_\theta| \quad (۴)$$

1. Onyedikachi O. John
2. Least Absolute Deviations
3. Penalties

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

که در آن، $0 < \theta < 1$ است.

انتخاب روش رگرسیونی کوانتایل برای انجام برآورد مدل این پژوهش دو علت کلیدی دارد. اول احتمال وجود روابط غیرخطی میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته که این روش رگرسیونی در تضاد با روش‌های مرسوم قابلیت شناسایی و برآورد بدون تورش آن‌ها را دارد. دوم متقارن نبودن توزیع متغیر وابسته در مدل که این روش رگرسیونی نسبت به آن مقاوم است. بر اساس ادبیات نظری اقتصادسنجی، اگر توزیع متغیر وابسته نرمال نباشد، روش رگرسیونی معمولی قابلیت به‌کارگیری نخواهند داشت و در این حالت باید از روشی مانند روش رگرسیونی کوانتایل بهره جست.

۵. برآورد مدل

برای بررسی توزیع متغیر وابسته، از آزمون نرمال بودن چولگی و کشیدگی[1] استفاده می‌شود. نتایج این آزمون بیانگر این بود که فرضیه صفر یعنی نرمال بودن توزیع متغیر وابسته را نمی‌توان پذیرفت؛ یعنی می‌توان بیان کرد که توزیع متغیر وابسته غیرنرمال است. برای حصول اطمینان آزمون نرمال بودن شاپیرو - ویلک[2] نیز انجام شد و نتایج این آزمون بیانگر رد فرض صفر یعنی نرمال بودن توزیع متغیر وابسته بود که تأییدی بر نتیجه آزمون چولگی و کشیدگی است. در ادامه فرایند برآورد مدل، با توجه به طولانی بودن دوره مورد بررسی ابتدا باید وجود ریشه واحد[3] در متغیرها بررسی شود تا از عدم وجود رگرسیون کاذب اطمینان حاصل شود.

1 Skewness and kurtosis
2 Shapiro-Wilk
3 Unit Root

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

۱-۵. بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

با توجه به اینکه متغیرهای مطالعه حاضر از نوع سری زمانی فصلی هستند، به منظور بررسی مانایی متغیرهای مورد بررسی، از آزمون ریشه واحد فصلی هگی (Hegy[1]) برای بررسی مانایی متغیرها استفاده گردید. این آزمون توانایی شناسایی ریشه واحد فصلی و غیرفصلی را در فراوانی‌های گوناگون به طور مجزا دارا می‌باشد (هیلبرگ و همکاران[2]، ۱۹۹۰). این آزمون در حالت وجود عرض از مبدا، روند و متغیرهای دامی[3] مورد استفاده قرار گرفته است و آماره آزمون و مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ برای آن گزارش شده است. نتایج آزمون ریشه واحد هگی برای متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول شماره (۲) ارائه گردیده است.

جدول شماره ۲. آزمون ریشه واحد هگی

LNVAAS		LnSUPI		LnM2		LnWFPI		LnEXCH		LnFCPI	
غیرفصلی	شش‌ماهه	غیرفصلی	فصلی	غیرفصلی	شش‌ماهه	غیرفصلی	فصلی	غیرفصلی	شش‌ماهه	غیرفصلی	فصلی
-۲/۰۱۶	۴/۷۳۹	-۳/۹۸۳	-۲/۰۰۲	-۴/۰۰۲	-۳/۹۶۱	۴/۵۶۹	-۰/۳۳۱	-۱/۹۶۶	۲۱/۹۲	-۴/۶۸۵	-۱/۷۳۷	۱۷/۴۱۳	-۵/۴۳۱	-۲/۷۴۸	۲۰/۴۸۸	-۴/۷۶۹
سطح معنی‌داری ۵٪																
-۳/۲۸	۱/۱۵	-۳/۲۴	-۲/۷۹	-۲/۷۷	-۳/۲۳	۱/۱۷	-۲/۷۷	-۳/۲۸	۱/۱۵	-۳/۲۸	-۳/۲۸	۱/۱۵	-۲/۷۹	-۳/۲۸	۱/۱۵	-۲/۷۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Hegy Seasonal Unit Root Test
2. Hyllberg et al.
3. Dummy Variables

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

بر اساس نتایج حاصل از آزمون، متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی در تناوب فصلی و غیرفصلی دارای ریشه واحد و در تناوب شش‌ماهه ریشه واحد ندارد. متغیر شاخص حمایت دولتی در تناوب غیرفصلی دارای ریشه واحد و در سایر تناوب‌ها بدون ریشه واحد است. متغیر نقدینگی تنها در تناوب فصلی دارای ریشه واحد است. متغیر شاخص قیمت جهانی مواد غذایی در تناوب غیرفصلی دارای ریشه واحد و در سایر تناوب‌ها ریشه واحد ندارد. متغیر نرخ ارز نیز در تناوب غیرفصلی دارای ریشه واحد و در سایر تناوب‌ها ریشه واحد ندارد. متغیر شاخص قیمت مواد غذایی تنها در تناوب غیرفصلی دارای ریشه واحد است.

پس از انجام آزمون ریشه واحد، در صورتی که تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل، در تمام تناوب‌های غیرفصلی، شش‌ماهه و فصلی فاقد ریشه واحد باشند می‌توان بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب نسبت به برآورد مدل اقدام نمود در غیر این صورت باید ابتدا از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد استفاده اطمینان حاصل نمود. با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد هگی می‌توان بیان داشت که برای تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل، انجام آزمون همجمعی به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت لازم است.

۲-۵. آزمون همجمعی

برای بررسی وجود رابطه بلند مدت باید از آزمون همجمعی بهره گرفت. آزمون‌های متعددی همچون آزمون همجمعی جوهانسون[1] و آزمون همجمعی گریگوری – هانسن[2] به منظور بررسی وجود روابط بلند مدت میان متغیرهای مدل معرفی گردیده‌اند. با توجه به اینکه برای انجام آزمون همجمعی گریگوری – هانسن، نباید تعداد متغیرهای مستقل به کار گرفته شده در مدل بیش از چهار متغیر باشد (گریگوری – هانسن، ۱۹۹۶؛ گریگوری – هانسن، ۱۹۹۶a) و با توجه به اینکه

1. Johansen Cointegration Test
2. Gregory and Hansen

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

تعداد متغیرهای مستقل به کار گرفته شده در مدل این مقاله بیش از چهار متغیر است، از آزمون همجمعی جوهانسون به این منظور استفاده گردیده است.

۵-۲-۱. آزمون همجمعی جوهانسن

در این آزمون در صورتی که مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی که توسط جوهانسن ارائه گردیده است کمتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود تعداد r بردار همجمعی پذیرفته می‌شود (پدرام، ۱۳۹۸). نتایج آزمون همجمعی جوهانسن در جدول شماره (۳) قابل مشاهده است.

جدول شماره ۳. آزمون همجمعی جوهانسن

آزمون اثر				آزمون حداکثر مقدار ویژه			
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
r = ۰	r ≥ ۰	۴۳۲/۷۵۸۴	۱۲۵/۶۱۵۴	r = ۰	r = ۱	۳۰۳/۸۳۴۴	۴۶/۲۳۱۴۲
r ≤۱	r ≥ ۱	۱۲۸/۹۲۴۰	۹۵/۷۵۳۶۶	r ≤۱	r = ۲	۵۴/۴۱۹۴۷	۴۰/۰۷۷۵۷
r ≤۲	r ≥ ۲	۷۴/۵۰۴۵۸	۶۹/۸۱۸۸۹	r ≤۲	r = ۳	۳۹/۶۵۳۵۲	۳۳/۸۷۶۸۷
r ≤۳	r ≥ ۳	۳۴/۸۵۱۰۶	۴۷/۸۵۶۱۳	r ≤۳	r = ۴	۱۶/۷۳۷۲۹	۲۷/۵۸۴۳۴
r ≤۴	r ≥ ۴	۱۸/۱۱۳۷۷	۲۹/۷۹۷۰۷	r ≤۴	r = ۵	۱۰/۴۱۶۷۱	۲۱/۱۳۱۶۲
r ≤۵	r ≥ ۵	۶۹۷۰۵۶	۱۵/۴۹۴۷۱	r ≤۵	r = ۶	۷/۶۹۶۸۴۸	۱۴/۲۶۴۶۰
r ≤۶	r ≥ ۶	۰/۰۰۰۲۰۸	۳/۸۴۱۴۶۵	r ≤۶	r = ۷	۰/۰۰۰۲۰۸	۳/۸۴۱۴۶۵

بر اساس نتایج آزمون همجمعی جوهانسن، میان متغیرهای مورد استفاده در مدل حداکثر ۳ رابطه هم انباشتگی وجود دارد. با توجه به وجود چنین معادلاتی و با در نظر گرفتن ناپایا بودن تمامی متغیرهای مدل در سطح، می‌توان بیان نمود که متغیرها در همان حالت اولیه (در سطح) دارای روابط بلندمدت بوده و می‌توان با اطمینان از نبود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو به برآورد و تجزیه‌وتحلیل مدل پرداخت.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

۳-۵. نتایج تخمین

نتایج برآورد در جدول شماره (۴) آورده شده است. نتایج برآورد شده در خصوص ضرایب تخمینی در تمامی موارد مطابق انتظار می‌باشد و بیان‌کننده این است که متغیرهای انتخاب شده در این مدل بر چندک‌های مختلف توزیع شاخص قیمت مواد غذایی به طرز چشمگیری اثرگذار هستند.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل رگرسیون کوانتایل در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۳ به صورت فصلی

متغیر / θ	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
$LnM2_{t-2}$	۵۹۷۴*** ۰/	۵۹۱۹*** ۰/	۵۸۲۳*** ۰	۵۷۴۸*** ۰/	۵۴۹۷*** ۰	۵۳۹۳*** ۰	۵۲۵۸*** ۰	۵۰۶۹*** ۰	۴۹۰۵*** ۰
$Lnwfpi$	۲۴۷۴** ۰	۲۶۳۳** ۰	۲۵۸۸*** ۰	۲۸۷۸*** ۰/	۳۰۰۲*** ۰	۳۰۵۱*** ۰	۲۵۷۱** ۰	۳۲۷۵*** ۰	۳۹۵۱*** ۰
$Lnexch$	۲۸۳۶*** ۰	۳۱۶۹*** ۰	۳۳۸۸*** ۰	۳۵۱۷*** ۰/	۳۸۳۹*** ۰	۴۰۷۷*** ۰	۴۰۸۸*** ۰	۴۵۳۵*** ۰	۴۸۷*** ۰
$Lnsupi$	-۰/۰۱۹۳	-۰/۰۲۰۱	۰۲۰۳** -۰	-۰/۰۲۱۳	۰۲۶۸** -۰	۰۲۷۵** -۰	۰۳۲** -	۰۳۹۴** -۰	۰۴۲*** -
$Lnvaas_{t-1}$	-۰/۰۰۹۱	-۰/۰۱۵۷	-۰/۰۱۳۲	-۰/۰۲۱	۰۲۹۵** -۰	۰۲۹۲** -۰	۰۲۷۳** -۰	۰۲۸۵** -۰	۰۲۶۳** -۰
R^2	۰/۹۱	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

- ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد را نشان می‌دهند

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، با توجه به نتایج جدول شماره (۴) مشخص می‌گردد که نرخ ارز تأثیر مثبت و معناداری بر تمام چندک‌های توزیعی شاخص قیمت مواد غذایی می‌گذارد. این نشان‌دهنده این است که یک درصد افزایش در نرخ ارز به طور متوسط منجر به افزایش در شاخص قیمت مواد غذایی به میزان ۰/۳۸ درصد و در بیشترین و کمترین حالت منجر به تغییر مثبت متغیر شاخص قیمت مواد غذایی به میزان ۰/۴۸ درصد و ۰/۲۸ درصد در چندک انتهایی و ابتدایی شده است.

نتیجه‌گیری دیگری که از بررسی نتایج آشکار می‌شود این است که اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت مواد غذایی در چندک‌های مختلف صعودی است و رابطه غیرخطی میان این متغیر

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

و متغیر وابسته وجود دارد. این اثر مثبت بر قیمت مواد غذایی در ایران را می‌توان از دو کانال توجیه کرد. اول به این دلیل که با افزایش نرخ ارز، هزینه تولید مواد غذایی از جمله کالاهای کشاورزی گران می‌شود که به دلیل گران‌تر شدن نهاده‌های وارداتی است و نهایتاً منجر به گران‌تر شدن مواد غذایی خواهد شد. دوم به دلیل افزایش سود صادرات کالاها از محل افزایش نرخ ارز، صادرات کالاهای کشاورزی افزایش یافته و میزان عرضه این دسته از کالاها به بازار داخل کاهش یافته و نهایتاً با تأمین نشدن این دسته از کالاها به میزان مورد نیاز برای پوشش دادن تقاضا، مواد غذایی گران‌تر خواهد شد.

متغیر شاخص قیمت مواد غذایی جهانی نیز در تمامی چندک‌ها اثری مثبت و معنادار بر شاخص قیمت مواد غذایی می‌گذارد که سازگار با اثر پیش‌بینی‌شده توسط مبانی نظری و مطالعه پیشین است. اثرات این متغیر به صورت میانگین در تمام توزیع برابر ۰/۲۹ می‌باشد و در بیشترین و کمترین حالت به میزان ۰/۳۹ درصد و ۰/۲۴ درصد بر شاخص قیمت مواد غذایی اثرگذار است. بررسی روند اثرگذاری شاخص قیمت جهانی مواد غذایی بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران نیز نشان‌دهنده وجود روند صعودی اثرگذاری این متغیر و رابطه غیرخطی آن با شاخص قیمت مواد غذایی در ایران است. بررسی اثر شاخص قیمت مواد غذایی جهانی را نیز می‌توان از دو کانال صادرات و گران‌تر شدن مواد غذایی وارداتی به کشور مورد بررسی قرار داد. با افزایش قیمت مواد غذایی در سطح جهان، تولیدکنندگان ایرانی محصولات غذایی صادراتی سودآوری بیشتری از صادرات این دسته از کالاها خواهند داشت و لذا سطح صادرات خود به بازارهای خارجی را افزایش و عرضه این کالاها به بازار داخلی را کاهش خواهند داد که خود منجر به کمبود عرضه و مازاد تقاضا شده و رشد شاخص قیمت مواد غذایی را منجر می‌شود.

متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی نشان‌دهنده میزان رشد تولید و عرضه محصولات کشاورزی است و دربردارنده آثار متغیرهایی نظیر میزان بارش باران، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و سایر موارد مؤثر بر عرضه نیز می‌باشد که با یک دوره تأخیر وارد مدل شده است. با توجه به تواتر فصلی داده‌های این پژوهش، در نظر گرفتن یک فصل تأخیر به دلیل ماهیت تولید و

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

عرضه محصولات کشاورزی است که برای اثرگذاری نیازمند زمان است. این عمل با استناد به پیشینه پژوهشی ارائه شده صورت گرفته است. این متغیر طبق انتظار و با توجه به قانون عرضه در اقتصاد، اثر منفی و معنادار در تمام چندک‌های توزیعی دارد و سازگار با نتایج پیش‌بینی‌شده توسط مبانی نظری و مطالعات گذشته است. روند اثرگذاری این متغیر در چندک‌های ابتدایی صعودی است و با توجه به تغییرات ضرایب اثرگذاری در چندک‌های مختلف، رابطه غیرخطی با متغیر وابسته دارد. اثرگذاری این متغیر بر شاخص قیمت مواد غذایی به طور متوسط در تمام بازه توزیع برابر ۰/۰۲۲۲- درصد است و در بیشترین و کمترین سطح خود به مقدار ۰/۰۲۹۲- و ۰/۰۰۹۱- می‌رسد.

برای متغیر نقدینگی که به دلیل تأخیر اثرگذاری سیاست‌های پولی با دو دوره تأخیر وارد مدل شده است، نتایج برآورد شده در تمام چندک‌ها معنادار است. علامت اثرگذاری این متغیر طبق انتظار و بر اساس کانال‌های معرفی شده در مبانی نظری مثبت و روند اثرگذاری آن بر متغیر وابسته در چندک‌های مختلف توزیع دارای شیب نزولی است. با توجه به نتایج برآورد می‌توان بیان کرد که افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش شاخص قیمت مواد غذایی خواهد شد و رابطه غیرخطی میان این دو متغیر وجود دارد.

شاخص حمایت دولتی طبق انتظار، اثری منفی بر شاخص قیمت مواد غذایی می‌گذارد. نتایج حاصل شده برای این متغیرگویای معناداری ضرایب آن در چندک‌های ۳، ۵، ۶، ۷، ۸ و ۹ است. روند اثرگذاری این متغیر صعودی است و با توجه به نوسان ضرایب اثرگذاری، رابطه غیرخطی با متغیر وابسته دارد. اثرگذاری این متغیر بر شاخص قیمت مواد غذایی به طور متوسط در تمام بازه توزیع برابر ۰/۰۲۷۶- درصد است و در بیشترین و کمترین سطح خود به مقدار ۰/۰۴۲۲- و ۰/۰۱۹۳- می‌رسد.

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر عوامل تصریح شده توسط مبانی نظری و تجربی بر قیمت مواد غذایی در ایران بوده است. نتایج حاصل شده از برآورد نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار نرخ

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

ارز در تمام چندک‌های توزیعی است و نشان‌دهنده وجود روابط غیرخطی میان این متغیر و تورم مواد غذایی است. این نتیجه با نتایج حاصل از مطالعات پیشین نظیر جاودان و همکاران (۱۳۹۴)، اعظم‌زاده و خلیلیان (۱۳۸۹)، پریزن و ترکمانی (۱۳۸۴) خلیلیان و همکاران (۱۳۸۵) و قوام مسعودی و تشکینی (۱۳۸۴) در یک راستا قرار داشته و توسط آن‌ها حمایت می‌گردد.

همچنین سایر نتایج حاصل از برآورد برای متغیرهای حجم نقدینگی و شاخص قیمت جهانی مواد غذایی نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار در تمام چندک‌های توزیعی است و وجود روابط غیرخطی میان این متغیرها و شاخص قیمت مواد غذایی در ایران به دلیل نوسان و تغییر میزان ضرایب اثرگذاری برآورد شده در چندک‌های گوناگون توزیع این متغیر را نیز تأیید می‌کند. این نتایج، توسط نتایج حاصل از پژوهش‌های پیشین نظیر مقاله نویسندگان قوام مسعودی و تشکینی (۱۳۸۴)، جاودان و همکاران (۱۳۹۴) و قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۵) حمایت می‌شوند. با توجه به مطالعات تجربی، حجم نقدینگی و نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت بر تورم مواد غذایی در ایران اثر مثبت می‌گذارند که با نتایج حاصل از برآورد مدل این مطالعه کاملا سازگار است. علاوه براین، ارزش افزوده بخش کشاورزی نیز دارای اثرات منفی بر تورم قیمت مواد غذایی در ایران است که با نتیجه برآورد مدل این مقاله سازگاری دارد و توسط مطالعات پیشین نظیر مقالات نویسندگان قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۵)، جاودان و همکاران (۱۳۹۴) و خلیلیان و همکاران (۱۳۸۵) به طور کامل حمایت می‌شوند.

یافته‌ها نشان داد شاخص ارزش افزوده بخش کشاورزی تنها از چندک پنجم به بعد اثرات معنادار بر شاخص قیمت مواد غذایی می‌گذارد. شاخص حمایت دولتی نیز در چندک سوم و چندک‌های پنجم توزیع تورم مواد غذایی به بعد اثرات معنادار بر شاخص قیمت مواد غذایی می‌گذارد و شیب این اثرات نیز منفی و فزاینده است که حاکی از وجود رابطه غیرخطی میان این متغیر و شاخص قیمت مواد غذایی در ایران است.

نتایج حاصل شده از برآورد مدل در تمام چندک‌ها سازگار با مبانی نظری است. با توجه به اثر مثبت و معنادار حجم نقدینگی که به طور میانگین در طول توزیع تورم مواد غذایی برابر ۰/۵۵

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

می‌باشد، انبساط پولی، خواه به صورت برون‌زا و یا درون‌زا منجر به افزایش سطح قیمت این گروه کالایی می‌شود. از این جهت، لازم است در هنگام اتخاذ سیاست‌های پولی توسط دولت به این موضوع توجه شود که افزایش حجم پول در جامعه نه تنها تأمین‌کننده منافع ملی نیست، بلکه با تحریک تورم مواد غذایی و محدودسازی دسترسی قشر بیشتری از جامعه به این اقلام، امنیت غذایی را تهدید خواهد کرد.

با توجه به اثر منفی و معنادار ارزش افزوده بخش کشاورزی که در طول توزیع تورم مواد غذایی برابر ۰/۰۲۲ می‌باشد، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی باید مورد توجه قرار گیرد و فناوری‌های جدید جایگزین روش‌های سنتی تولید گردد تا قیمت مواد غذایی کاهش یابد و دسترسی عموم مردم به مواد غذایی با کیفیت تسهیل گردد.

همچنین، با توجه به نتایج حاصل از تخمین که نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار در تمام چندک‌ها میان متغیر نرخ ارز و قیمت مواد غذایی است که این اثر به طور میانگین در طول توزیع تورم برابر ۰/۳۸ است، سیاست تضعیف ارزش پول ملی در جهت میل به هر هدف کلان اقتصادی که باشد منجر به گران شدن قیمت مواد غذایی گردیده، با افزایش نوسانات و دامن زدن به نااطمینانی و برانگیختن انتظارات تورم، سرمایه‌گذاری را در بخش‌های مختلف اقتصاد کاهش داده و در نتیجه دسترسی جامعه را به این اقلام بیش از پیش محدود می‌سازد و لذا باید در هنگام اتخاذ چنین سیاستی به تبعات آن و کاهش شدید رفاه قشر فقیر توجه ویژه نمود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

منابع

ابراهیمی، نسرین، پدرام، مهدی، موسوی، میرحسین (۱۳۹۸). برآورد تورم هسته در کشور و استان‌ها با استفاده از مدل حالت-فضا. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۹، شماره ۳۶، ۷-۳۵.

اعظم‌زاده شورکی، مهدی، خلیلیان، صادق (۱۳۸۹). بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت غذا در ایران، *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، شماره ۲، ۱۷۷-۱۸۴.

امیرعضدی، احمد، محمدی، حمید (۱۳۸۹). تحلیل اثر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بخش کشاورزی، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۳، ۴۵-۵۷.

پریزن، وحید، ترکمانی، جواد (۱۳۸۴). اثرات سیاست‌های پولی و نرخ ارز بر تغییرات در قیمت‌های نسبی کشاورزی، پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زاهدان.

پیش بهار، اسماعیل، قهرمان زاده، محمد، عارف عشقی، طراوت (۱۳۹۲). بررسی تأثیر عبور نرخ ارز به قیمت مواد غذایی در ایران. *اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، سال ۷، شماره ۴، ۱-۲۱.

جاودان، ابراهیم (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران با تأکید بر تکانه‌های نفتی، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۲، ۱۷۹-۱۹۵.

جاودان، ابراهیم؛ حقیقت، جعفر؛ پیش بهار، اسماعیل؛ محمدرضایی، رسول. (۱۳۹۵). بررسی عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در ایران. *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال ۳، شماره ۴، ۱۷۷-۱۹۶.

جعفری صمیمی، احمد، فرج‌زاده، زهرا (۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۱، ۱-۱۶.

حسن‌زاده نرگسی، سعید (۱۳۹۸). *اقتصاد کشاورزی*. تهران: شاپرک سرخ.

خلیلیان، صادق، سام دلیری، احمد، حاجیان، محمدهادی (۱۳۸۵). تجزیه‌وتحلیل رشد و تورم و بررسی رابطه علیت آنها در بخش کشاورزی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۴، شماره ۵۶، ۲۱-۴۳.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

رنجپور، رضا (۱۳۹۳). بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بر قیمت مواد غذایی در ایران، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، شماره ۲۴، ۷۱-۹۲.

شاکری، عباس (۱۳۹۵). *مقدمه‌ای بر اقتصاد ایران*. تهران: رافع.

شاکری، عباس (۱۳۸۹). *نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان* (جلد دوم). تهران: رافع.

قطمیری، محمدعلی، هراتی، جواد (۱۳۸۴). بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع‌شده در مورد ایران (۱۳۳۸-۱۳۷۹)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۳، ۲۲۱-۲۳۵.

قوام مسعودی، زهره، تشکینی، احمد (۱۳۸۴). تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران (۸۱-۱۳۳۸). *پژوهشنامه بازرگانی*، سال ۹، شماره ۳۶، ۷۵-۱۰۵.

قهرمان‌زاده، محمد (۱۳۹۵). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی کشور: رویکرد مدل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVECM)، *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، شماره ۴، ۷۷۳-۷۸۴.

مقدسی، رضا، باغستانی، علی اکبر. (۱۳۸۹). مطالعه رابطه میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی در ایران. *فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، سال ۲، شماره ۶، ۱۷-۳۰.

هزاره، رضا، شاهنوشی، ناصر، محمدی، حسین، سقاییان، سید مهدی (۱۳۹۴). تحلیل نقش متغیرهای اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده نفت. *اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، سال ۹، شماره ۴، ۷۵-۹۶.

Ahmed, Mumtaz, & Singla, Naresh (2014). An Analysis of Major Determinants of Food Inflation in India. *Indian Journal of Economic Development*, 275-282

Awan, Abdul Ghafoor, & Imran, Muhammad (2015). Factors Affecting Food Price Inflation in Pakistan. *ABC Journal of Advanced Research*, 75-90.

Azzam, A. M., & Rettab, B. (2012). A welfare measure of consumer vulnerability to rising prices of food imports in the UAE. *Food Policy*, 37(5), 554-560.

Baek, J., & Koo, W. W. (2009). Analyzing Factors Affecting U.S. Food Price Inflation. *Agribusiness & Applied Economics*, 303-320.

Gregory, Allan W. & Bruce E. Hansen (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), pp. 99-126.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

Gregory, Allan W. & Bruce E. Hansen (1996a). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 58 (3), 555-60.

Hylleberg, Svend & Engle, Robert & Granger, Clive & Sam, Byung (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 215-238.

Iddrisu, Abdul-Aziz, & Alagedide, Imhotep Paul (2020). Monetary policy and food inflation in South Africa: A quantile regression analysis. *Food Policy*, 91.

Iddrisu, Abdul-Aziz, & Alagedide, Imhotep Paul (2021). Asymmetry In Food Price Responses to Monetary Policy: A Quantile Regression Approach. *SN Bus Econ*, 1, 52.

Irz X., J Niemi. and L Xing. (2011). Determinants of food price inflation in Finland. MTT Agrifood Research, *Economic research unit Latokartanokaari Helsinki Finland*.

Ismaya, Bambang, & Anugrah, Donni F. (2018). Determinant of Food Inflation: The Case of Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 81-94

Kargbo, J. M. (2000). Impacts of Monetary and Macroeconomics Factors on Food Prices in Eastern and Southern Africa. *Applied Economics*, 1373-1389.

Kargbo, J. M. (2005). Impacts of Monetary and Macroeconomic Factors on Food Prices in West Africa. *Agrekon*, 205-224.

Kazerooni, Alireza, & Asgharpur, Hossein, & Hemmati, Hanieh (2018). The Exchange Rate Pass-Through to Customer Price Index in Iran, Quantile Regression Approach. *Journal of Advanced Pharmacy Education & Research*, 41-49.

Lambert D. and D Miljkovic. (2010). The sources of variability in U.S. food prices. *Journal of Policy Modeling*, 32: 210-222.

Makaiko G. (2010). *Food inflation in Malavi: Implications for the economy*. University of Malavi.

Narula, Anirudh (2019). Determinants of Food Inflation in India. Ind. *Jn. of Agri. Econ*, 239-255.

O. John, Onyedikachi (2015). Robustness of Quantile Regression to Outliers. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 86-88.

Peng X., M.A Marchont. And M.R Reed. (2004). Identifying Monetar Prepared on Food Price in China: VEC Model Approach, paper prepared the American Agricultural Economics Association Annual meeting in Denver, Colorado.

Roberston J.C. and D Orden. (1990). Monetary Impact on Prices in the short and long Run: Some Evidence from New Zealand. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 72, No1, PP 160-171.

Sasmal, Joydeb (2015). Food price inflation in India: The growing economy with sluggish agriculture. *Journal of Economics Finance and Administrative Science*, 30-40.

Shojaeipour Monfared, Sanam, & Akin, Fetullah (2017). The Relationship Between Exchange Rates and Inflation: The Case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, 329-340.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

Tillmann, Peter, & Wolters, Maik H. (2014). The Changing Dynamics of US Inflation Persistence: A Quantile Regression Approach. *Kiel Working Paper* No. 1951, 1-29.

Wang, Ningli, & Zhu, Huiming Zhu, & Guo, Yawei, & Peng, Cheng (2018). The Heterogeneous Effect of Democracy, Political Globalization, and Urbanization on PM2.5 Concentrations in G20 Countries: Evidence from Panel Quantile Regression. *Journal of Cleaner Production*, 54-68.

Yu, Keming, & Moyeed, Rana A. (2001). Bayesian Quantile Regression. *Statistics & Probability Letters*, 437-447.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71] [Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-07-28]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.71]