

عوامل موثر بر قیمت ها در اقتصاد ایران

محمد عمرانی و جواد ترکمانی*

۸۶/۱۱/۲۳

تاریخ دریافت: ۸۶/۳/۲۱ تاریخ پذیرش:

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی عامل های موثر بر پایداری قیمت های بخش های گوناگون اقتصاد است. داده های مورد نیاز شامل متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، حجم نقدینگی و شاخص قیمت بخش های کشاورزی، صنعت و خدمات طی دوره ی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲، از مجموعه داده های سری زمانی اقتصادی- اجتماعی موسوم به PDS و مجموعه آمار سری زمانی سازمان برنامه ریزی و مدیریت بدست آمده است. از الگوی خود توضیح برداری (VAR) برای برآورد و آزمون واکنش متغیرهای درونزای الگو نسبت به شوک های وارده بر جملات اخلاص استفاده شد. بر اساس نتایج مشخص گردید که متغیرهای پولی شامل نرخ ارز، نرخ بهره، حجم نقدینگی و همچنین قیمت های بخش خدمات بر قیمت های بخش کشاورزی اثر دارند. از سوی دیگر افزایش قیمت های بخش صنعت منجر به افزایش قیمت های کشاورزی میشود. در بخش صنعت مشخص گردید افزایش نرخ بهره، حجم پول و قیمت های کشاورزی تاثیر منفی بر قیمت های این بخش دارند و تنها افزایش قیمت خدمات باعث افزایش قیمت های صنعت میشود. قیمت های بخش خدمات نیز از قیمت های بخش کشاورزی و نرخ ارز به گونه ی منفی و از نرخ بهره، حجم پول و همچنین از قیمت های بخش صنعت به گونه ی مثبت متأثر میشود.

واژه های کلیدی: قیمت، کشاورزی، صنعت، خدمات، الگوی خود توضیح برداری.

* به ترتیب عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد زابل و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

e-mail: m_omrani82@yahoo.com

پیشگفتار

عملکرد اقتصاد کلان با سه فاکتور کلی میزان تورم، نرخ رشد و میزان بیکاری مورد قضاوت قرار می‌گیرد. هنگامی که تورم بالاست، قیمت کالاهایی که مردم خریداری می‌کنند، افزایش می‌یابد. این یکی از علت‌های ناخوشایند تورم است؛ حتی اگر درآمد مردم همراه با قیمت‌ها افزایش یابد. تورم همچنین بدان سبب ناخوشایند است که به تناوب با آشفته‌گی‌های دیگر اقتصادی نیز همراه است (دورنبوش و فیشر، ۱۳۸۰).

از مهمترین موارد مطرح در بررسی عامل‌های موثر بر سیستم قیمت‌ها، تعیین متغیرهای توضیحی مناسب و بررسی چگونگی ثبات قیمت‌ها است. اهمیت ثبات سیستم قیمت‌ها به اندازه‌ای است که از آن می‌توان به عنوان یکی از معیارهای مهم ارزیابی سیستم اقتصادی یک کشور نام برد (تفضلی، ۱۳۶۶). اگر سیستم قیمت‌ها دارای ثبات باشد، می‌توان سیاست‌های کلان اقتصادی را بر مبنای آن تنظیم نمود. در غیر این صورت تاثیر سیاست‌های اتخاذ شده قابل پیش‌بینی نبوده و این سیاست‌ها کارایی لازم را در اقتصاد نخواهد داشت.

سیاست‌های پولی از جمله مهمترین سیاست‌هایی است که می‌تواند بر قیمت‌های بخش‌های گوناگون اقتصاد، از جمله قیمت مسکن، کالاهای مصرفی بادوام، خدمات، صنعت و کشاورزی موثر باشد. بررسی ادبیات این سیاست‌ها نیز نشان می‌دهد که در ابتدای دهه‌ی ۱۹۸۰ بر اثر افزایش قیمت نفت قیمت‌ها در کشورهای صنعتی تحت تاثیر قرار گرفت (ایساک و همکاران، ۱۹۹۷).

در رابطه با تاثیرگذاری حجم نقدینگی بر قیمت‌ها، پولگرایان بر این باورند که جهت رابطه علی^۱ از عرضه‌ی پول به قیمت‌ها است (دورنبوش و فیشر، ۱۳۸۰). با این حال، در مطالعات دیگر این رابطه‌ی یک سویه بین عرضه‌ی پول و قیمت‌ها مورد تردید قرار گرفته است. در این راستا می‌توان به مطالعات فرنکل (۱۹۷۷)، جونز (۱۹۸۹) و بلتاس و جونز (۱۹۹۳) اشاره نمود که در آنها به روابط دوسویه بین عرضه‌ی پول و قیمت‌ها اشاره شده است. نتایج این مطالعات نشان داد که حجم نقدینگی نیز تحت تاثیر سطوح قیمت‌ها قرار دارد و موجب شده که دو متغیر یاد شده از یکدیگر متاثر باشند.

براساس دیدگاه نخست، افزایش حجم پول بر سطح قیمت‌ها اثر گذاشته و منجر به تورم می‌گردد. در شرایط تورمی به دلیل پایین بودن کشش درآمدی سیستم مالیاتی، تاخیر طولانی در جمع‌آوری مالیات و کارا نبودن دستگاه مالیاتی در کشورهای در حال توسعه، درآمدهای دولت همگام با مخارج دولت افزایش نمی‌یابد، در نتیجه تورم باعث کسری بودجه و یا تشدید آن گردیده و به استقراض از بانک مرکزی، افزایش بیشتر حجم پول و افزایش بیشتر قیمت‌ها منجر می‌گردد (تروی و ٹیک، ۱۳۶۲).

براساس دیدگاه دوم مقامات پولی برای جلوگیری از فشارهای طرف عرضه، از قبیل شوک ناشی از کاهش عرضه پول، و به منظور جبران کاهش درآمد واقعی، جلوگیری از ایجاد رکود و کاهش احتمالی اشتغال، به گونه‌ی منفعل عرضه‌ی پول را افزایش خواهند داد. بدین ترتیب در شرایط تورم ناشی از فشار هزینه، افزایش قیمت باعث افزایش عرضه پول می‌گردد (تروی و ٹیک، ۱۳۶۲).

فیگ و پیرس (۱۹۷۶)، با استفاده از آمار ماهیانه و فصلی دوره‌ی ۱۹۵۳-۱۹۷۱ برای هر یک از متغیرهای نرخ رشد شاخص قیمت عمده فروشی، نرخ رشد M_1 ، نرخ رشد M_2 و نرخ رشد MB الگوهای ARIMA^۳ مناسبی برآورد و با استفاده از آزمون‌ها-پیرس^۵ وجود رابطه‌ی علی بین سری‌های تورم و رشد حجم پول را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه، رابطه‌ای را بین سری‌های مورد مطالعه نشان نداد.

لوئیس (۱۹۹۳)، در بررسی رابطه‌ی دلار آمریکا با مارک آلمان و ین ژاپن، با استفاده از روش VAR و از راه توابع واکنش ضربه‌ای اثر شوک بر متغیرهای گوناگون پولی را طی دوره‌ی ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۰ مورد بررسی قرار داد. متغیرها نماینده‌ی سیاست‌های پولی، M_1 و ذخیره‌های احتیاطی و اندوخته‌های دولتی بود. براساس یافته‌های این مطالعه مشخص شد که سیاست‌های پولی انبساطی منجر به کاهش ارزش واحد پول داخلی شده است.

۱- تعریف محدود پول

۲- تعریف گسترده پول

۳- پایه پولی

4 - Auto Regressive Integrated Moving Average

5 - Ha-Pears Test

اوزاتای (۲۰۰۰)، در مطالعه‌ای با استفاده از یک مدل اقتصاد سنجی به بررسی تورم در کشور ترکیه که دارای اقتصادی با بدهی و تورم بالاست، پرداخت. مدل مورد استفاده او یک مدل پولی نامتعادل بود که می‌توانست نتایج سناریوهای تثبیت گوناگون را مورد تحلیل قرار دهد. نتایج نشان داد که بدون رفع ناهماهنگی‌های اقتصادی در سطح کلان، اقدام در راستای ثابت نگه داشتن نرخ ارز و یا محدود کردن انبساط پولی به منظور کنترل تورم بی‌ثمر است.

کاپورال و همکاران (۲۰۰۱)، در مطالعه‌ای به منظور کنترل بهینه‌ی تورم با استفاده از روش حداکثر واریانس تصادفی به بررسی واکنش‌های ناشی از شوک قیمتی موقت، در کشورهای گوناگون پرداختند. نتایج نشان داد که هماهنگی در کاهش اثر ضربه (شوک) در بیشتر موارد تورم را کنترل کرده و هزینه‌ها را کاهش می‌دهد.

در ایران نیز دو دیدگاه رایج بوده است، شمار زیادی از اقتصاددانان افزایش حجم پول را علت اصلی افزایش قیمت‌ها می‌دانند و برخی نیز بر این باورند که تورم در ایران ساختاری است و تنگناهای موجود در بخش‌های بازرگانی خارجی، کشاورزی و بودجه دولت از عوامل عمده تورم است. بر این اساس به برخی مطالعات انجام شده اشاره می‌شود:

از جمله مطالعاتی که نظریه‌ی پولی بودن تورم را تایید می‌کنند، می‌توان به مطالعات دادخواه (۱۹۸۵)، نیلی (۱۳۶۴) و طباطبایی (۱۳۷۰) اشاره کرد. نتایج این مطالعات نظریه پولگرایان را تایید کرده و تاکید بر پولی بودن تورم در ایران دارد. این در حالیست که بر اساس مطالعات لونی (۱۹۸۵)، سوری (۱۳۷۱) و نصر اصفهانی و یآوری (۱۳۸۲) به منظور کنترل تورم در ایران نمی‌توان صرفاً بر سیاست‌های پولی اتکا کرد. چرا که بایستی بر نقش عامل‌های ساختاری و فشار هزینه بر سطح عمومی قیمت‌ها نیز توجه داشت و بخش واقعی اقتصاد را نیز در نظر گرفت.

در این مطالعه، با توجه به اهمیت نقش قیمت‌ها در اقتصاد ایران، عامل‌های موثر بر قیمت‌های بخش‌های گوناگون اقتصاد و تاثیر اختلال در متغیرهای اثرگذار بر این قیمت‌ها مورد بررسی قرار گرفت. در این رابطه، از متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و حجم نقدینگی به عنوان متغیرهای تاثیرگذار بر قیمت‌ها استفاده شد.

روش پژوهش

در این مطالعه از داده‌های سری زمانی نرخ ارز، نرخ بهره، حجم نقدینگی و شاخص قیمت بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در ایران طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ استفاده شد. این داده‌ها از مجموعه داده‌های سری زمانی اقتصادی-اجتماعی موسوم به PDS و مجموعه‌ی آمار سری زمانی سازمان برنامه و بودجه بدست آمده است. به منظور برآورد مدل و انجام آزمون‌های مربوطه از بسته‌های نرم افزاری Eviews 3 و Microfit 4.1 استفاده گردید. به منظور تشخیص پایایی متغیرهای سری زمانی از آزمون‌های دیکی- فولر^۱ و دیکی- فولر تعمیم یافته در قالب روش نه مرحله‌ای ارائه شده از سوی صدیقی و همکاران (۲۰۰۰)، استفاده شد. همچنین برای متغیرهای ناپایا، ابتدا آزمون وجود شکست ساختاری به روش پرون^۲ (۱۹۸۹) انجام شد تا در صورت نبود شکست ساختاری، با تعیین درجه‌ی پایایی متغیرها، از روش مناسب برای برآورد استفاده شود.

در این مطالعه به بررسی تاثیر متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و حجم نقدینگی بر قیمت‌های بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی با استفاده از الگوی VAR پیشنهادی از سوی سیمز^۳ (۱۹۸۰) پرداخته شده و پس از آن واکنش متغیرهای درونزای الگو نسبت به شوک‌های وارده بر جملات اخلاص با استفاده از توابع عکس‌العمل تحریک مورد آزمون قرار گرفت. چنانچه Y_t برداری از متغیرهای سری زمانی باشد که بتوان آنرا توسط وقفه‌هایش به صورت یک فرآیند خود توضیح میانگین متحرک ARMA الگو سازی کرد، آنگاه می‌توان نوشت:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

که در آن ماتریس‌های Φ_1, \dots, Φ_p و $\theta_1, \dots, \theta_q$ در بردارنده‌ی پارامترها و u_t بردار مربوط به جملات اخلاص است. همچنین k شمار متغیرهای درونزا و p شمار وقفه‌های متغیر می‌باشد. به گونه‌ی معمول برآورد چنین الگویی نسبتاً دشوار است. یک فرآیند خود توضیح چند متغیره به صورت زیر نوشته می‌شود:

- 1- Dickey-Fuller Test
- 2- Perron
- 3- Simes

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + U_t$$

این روش به الگوی خود توضیح برداری یا VAR معروف است. که در آن Y_t و وقفه‌های آن و همچنین U_t بردارهای $k \times 1$ و Φ_i ها $(i = 1, \dots, p)$ ماتریس های $k \times k$ ضرایب الگو هستند. چنین الگویی در قالب یک شکل حل شده است چرا که هر متغیر در Y_t براساس وقفه‌های خود آن متغیر و وقفه‌های سایر متغیرهای درون الگو توضیح داده می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

یک مسئله در رابطه با الگوی VAR تعیین شمار وقفه‌هایی است که بایستی در الگو ظاهر شوند. این مهم از راه ضوابط آکائیک^۱ (AIC) و شوارتز-بیزین^۲ (SBC) امکان پذیر است. در چنین الگویی روش OLS^۳ یک روش کارا در برآورد ضرایب هر یک از معادلات سیستم می‌باشد، چرا که تمامی متغیرهای سمت راست کلیه معادلات، متغیرهای از پیش تعیین شده و به گونه‌ی کامل همانند هستند (نوفرستی، ۱۳۷۸).

توابع عکس العمل تحریک، واکنش متغیرهای درونزای الگو را نسبت به شوک های وارده بر جملات اخلاص بیان می‌کند. در مدل ساده خود توضیح برداری (رابطه ۲) تغییر در u_t باعث تغییر ناگهانی در Y_t خواهد شد. لذا، توابع عکس العمل تحریک، اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار را روی مقادیر جاری و آتی متغیرهای درونزا نشان می‌دهد. شکل کلی توابع عکس العمل تحریک به صورت زیر می‌باشد:

$$\Phi(L)Y_t = U_t$$

که در آن:

$$\Phi(L) = I + \Phi_1 L + \Phi_2 L^2 + \dots + \Phi_p L^p$$

مدل بالا یک مدل خود توضیح از مرتبه p و L در آن عملگر وقفه می‌باشد. در صورتی که $\Phi(L)$ را معکوس کنیم، مدل بالا به صورت یک مدل میانگین متحرک خود توضیح در می‌آید.

- 1- Akaike Information Criterion
- 2- Schwarz Bayesian Criterion
- 3- Ordinary Least Square

$$Y_t = \Phi(L)^{-1}U_t = \sum_{s=0}^{\infty} \beta_s U_{t-s}$$

در صورتی که قدر مطلق ریشه‌های دترمینان ماتریس $\Phi(L)^{-1}$ کوچکتر از یک باشد، می‌توان نتیجه گرفت که الگو دارای ثبات می‌باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

نتایج و بحث

از آنجا که در این مطالعه از آمار سالانه ی متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، حجم نقدینگی و شاخص قیمت بخش های کشاورزی، صنعت و خدمات در ایران طی دوره - ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ برای برآورد الگو استفاده گردید، از آزمون ریشه ی واحد جهت نشان دادن درجه ی پایایی متغیرها استفاده شد که نتایج آن در جدول (۱) خلاصه شده است:

جدول (۱) نتایج آزمون پایایی متغیرهای مورد استفاده

مرتبۀ پایایی	مقدار بحرانی	آماره دیکی فولر	نام متغیر
I(0)	-۱/۹۵	-۲/۲۹	نرخ ارز
I(0)	-۲/۶۲	-۲/۸	نرخ بهره
I(0)	-۲/۶۳	-۳/۶۹	حجم نقدینگی
I(0)	-۲/۱۸	-۳/۵۵	شاخص قیمت بخش کشاورزی
I(0)	-۲/۶۳	-۳/۴۵	شاخص قیمت بخش صنعت
I(0)	-۲/۶۳	-۴/۴۶	شاخص قیمت بخش خدمات

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون پایایی متغیرها که در جدول (۱) آمده است، نشان می‌دهد که این متغیرها پایا از مرتبه صفر هستند، لذا امکان استفاده از روش VAR پیشنهاد شده از سوی سیمز (۱۹۸۰) امکان پذیر شد. با استفاده از این روش می‌توان روابط بین متغیرهای مدل را به گونه‌ی همزمان بررسی کرد.

به منظور برآورد الگوی VAR ابتدا می‌بایست شمار وقفه ی بهینه ی الگو تعیین گردد. بدین منظور بر اساس دو معیار آکائیک (AIC) و شوارتزیبین (SBC) به تعیین شمار وقفه‌ی بهینه پرداخته شد. در تعیین وقفه ی بهینه باید دو نکته در نظر گرفته شود. نخست اینکه شمار

وقفه باید به اندازه‌ای بزرگ باشد تا جزء اخلال معادلات تا حد امکان دچار خودهمبستگی نباشد و دوم اینکه شمار پارامترهای تخمینی بیش از حد درجه آزادی را کاهش ندهد (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰). نتایج حاصل از آزمون انتخاب مرتبه VAR در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲) نتایج آزمون انتخاب مرتبه VAR

رتبه	آکائیک (AIC)	شواتزبیزین (SBC)
۴	-۸۴۳/۳۵۷۸	-۹۱۷/۴۸۳۶
۳	-۷۶۳/۶۲۵۵	-۸۴۷/۶۹۷۴
۲	-۸۸۴/۶۸۵۱	-۹۴۳/۵۳۵۴
۱	-۹۶۹/۶۸۴۳	-۱۰۰۳/۳
۰	-۱۱۵۹/۹	-۱۱۸۸/۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر مبنای نتایج جدول (۲) دو معیار آکائیک و شواتزبیزین در رتبه ۱ سه بیشینه می‌شوند. بنابراین وقفه ۱ بهینه به منظور برآورد مدل برابر سه انتخاب گردید.

برآورد مدل VAR برای قیمت‌های بخش کشاورزی

در جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل VAR برای قیمت‌های بخش کشاورزی آمده است.

همان گونه که از نتایج جدول (۳) برمی‌آید، وقفه ۱ سوم متغیر نرخ ارز تأثیری منفی و به لحاظ مقداری برابر با $-۰/۶۶۳۹۶$ بر قیمت‌های کشاورزی دارد. بنابراین انتظار می‌رود که با افزایش نرخ ارز قیمت‌های کشاورزی کاهش یابد. افزون بر این متغیر یاد شده در سطح معنی‌داری ۵ درصد دارای اهمیت آماری است. بر اساس مبانی نظری انتظار می‌رود افزایش نرخ ارز منجر به افزایش قیمت‌های کشاورزی شود، اما در نتایج به دست آمده خلاف این روند دیده می‌شود. با توجه به آماره‌های ارایه شده می‌توان گفت که الگوی برآورد شده دچار خودهمبستگی و تورش تصریح نمی‌باشد. افزون بر این براساس مقادیر بردارهای ویژه نیز

مشخص گردید که هم خطی میان متغیرهای مستقل چندان بالا نمیباشد. در خصوص تأثیر نرخ ارز میتوان این فرضیه را مطرح نمود که ممکن است در پاسخ به افزایش نرخ ارز و افزایش صادرات تولید داخل بسیار بیشتر از افزایش صادرات تحریک شود، به گونهای که

جدول (۳) نتایج حاصل از بر آورد مدل VAR برای قیمت های بخش کشاورزی

خطای معیار	ضرایب	نام متغیر	
۲۷۵/۷۷۱۱	۳۰/۶۹۱۰۷	عرض از مبدأ	C
۰/۱۴۳۷۱	۰/۱۵۹۸۱	وقفه ی نخست نرخ ارز	E(-1)
۰/۲۸۹۶۲	۰/۲۲۷۷۴	وقفه ی دوم نرخ ارز	E(-2)
۰/۲۲۳۶۴	-۰/۶۶۳۹۶**	وقفه ی سوم نرخ ارز	E(-3)
۲۵/۱۳۳۸	-۳۹/۴۱۴۸	وقفه ی نخست نرخ بهره	R(-1)
۲۱/۶۸۶۱	۴۴/۳۵۶۶*	وقفه ی دوم نرخ بهره	R(-2)
۲۰/۵۲۴۹	-۴۵/۷۹۱۴**	وقفه ی سوم نرخ بهره	R(-3)
۰/۰۰۷۶۸۹۱	-۰/۰۱۷۳۶۳**	وقفه ی نخست حجم نقدینگی	M(-1)
۰/۰۱۴۹۵۵	-۰/۰۰۹۴۳۰۰	وقفه ی دوم حجم نقدینگی	M(-2)
۰/۰۴۲۲۸۷	۰/۰۴۷۹۵۳	وقفه ی سوم حجم نقدینگی	M(-3)
۰/۸۲۳۳۴	-۲/۰۷۰۳**	وقفه ی نخست شاخص قیمت کشاورزی	PA(-1)
۰/۹۰۱۵۲	-۰/۲۰۳۶۴	وقفه ی دوم شاخص قیمت کشاورزی	PA(-2)
۰/۶۸۵۳۳	۰/۴۷۲۳۴	وقفه ی سوم شاخص قیمت کشاورزی	PA(-3)
۱/۵۱۹۹	۰/۰۷۹۵۷۸	وقفه ی نخست شاخص قیمت صنعت	PI(-1)
۲/۶۹۵۷	۱/۹۱۹۶	وقفه ی دوم شاخص قیمت صنعت	PI(-2)
۳/۸۲۴۶	۷/۲۰۲۴*	وقفه ی سوم شاخص قیمت صنعت	PI(-3)
۵/۰۷۱۶	۹/۲۰۸۷*	وقفه ی نخست شاخص قیمت خدمات	PS(-1)
۵/۱۷۲۲	-۱۰/۸۸۷۳*	وقفه ی دوم شاخص قیمت خدمات	PS(-2)
۴/۱۲۹۸	۰/۱۹۰۰۴	وقفه ی سوم شاخص قیمت خدمات	PS(-3)
۸/۰۱۱۹	۱۹/۴۴۸۵**	روند زمانی	T
F		R2	آمارهها
۳۲۴/۰۰۲۳***		۰/۹۹۸	

* و ** و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می باشد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

میزان عرضه به بازار داخلی محصولات کشاورزی نیز به گونه‌ی شایان توجهی افزایش یافته باشد. سیاست‌های دولت و به سخی دیگر دخالت‌های دولت در بازار محصولات و نهاده‌های کشاورزی نیز می‌تواند از دیگر دلایل وقوع رابطه خلاف مبانی نظری باشد. وقفه‌های دوم و سوم متغیر نرخ بهره نیز به لحاظ آماری معنی‌دار است. وقفه‌ی دوم متغیر نرخ بهره بر قیمت‌های کشاورزی تأثیری مثبت داشته و مقدار ضریب آن برابر با $44/3566$ می‌باشد که در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و وقفه‌ی سوم متغیر نرخ بهره دارای تأثیری منفی بر قیمت‌های کشاورزی بوده و ضریب مربوط به آن برابر با $-45/7914$ می‌باشد و در سطح معنی‌داری ۵ درصد دارای اهمیت آماری است. البته، روی هم رفته مجموع اثر وقفه‌های معنی‌دار نرخ بهره بر قیمت‌های کشاورزی را میتوان بسیار ناچیز ارزیابی نمود. صرف‌نظر از اثرگذاری ناچیز نکته‌ی مهم دیگر نهادی یا دستوری بودن نرخ بهره است که این امر نیز ممکن است مانع دست یافتن به الگویی مبتنی بر مبانی نظری باشد.

متغیر معنی‌دار دیگر وقفه‌ی نخست حجم نقدینگی است که هرچند تأثیری اندک به لحاظ مقاداری ($0/017363$) دارد، اما علامت آن منفی می‌باشد و در سطح معنی‌داری ۵ درصد به لحاظ آماری معنی‌دار است. البته، اثر منفی حجم نقدینگی بر قیمت‌های کشاورزی بسیار ناچیز است. هم‌اکنون بخش‌های صنعت و خدمات در مقایسه با بخش کشاورزی پیشروترند در نتیجه انتظار می‌رود به دلیل عدم وجود ارتباط مؤثر میان بخش کشاورزی و سایر بخش‌ها که به بیان دیگر نوعی از دوگانگی را در بر می‌گیرد، افزایش نقدینگی در بخش‌های نامبرده جذب شده و منجر به افزایش قیمت این بخش‌ها گردیده و به گونه‌ی نسبی تقاضا در این بخش‌ها را بیشتر تحریک نماید و با توجه به اینکه در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری که انتظار می‌رود پس از افزایش حجم نقدینگی افزایش یابد، در بخش کشاورزی محدودتر است. افزون بر این گفتنی است که در سال‌های اخیر افزایش قیمت کالاهای بخش‌های صنعت و خدمات بسیار بیشتر از بخش کشاورزی بوده است و به این ترتیب به گونه‌ی نسبی رابطه‌ی مبادله به زیان بخش کشاورزی تغییر یافته است و این امر باعث شده تا با وجود افزایش حجم نقدینگی تقاضا برای کالاهای کشاورزی و در نتیجه قیمت‌های این بخش را تحت تأثیر قرار ندهد.

همچنین وقفه‌ی نخست قیمت‌های کشاورزی تأثیری منفی بر قیمت‌های این بخش داشته و مقدار ضریب مربوطه برابر با $2/0703$ می‌باشد که متغیر یاد شده در سطح ۵ درصد به لحاظ آماری معنی‌دار شده است. متغیر معنی‌دار دیگر وقفه‌ی سوم قیمت‌های بخش صنعت

است که دارای تاثیری مثبت بر قیمت‌های کشاورزی بوده و مقدار ضریب مربوط به آن برابر با ۷/۲۰۲۴ می‌باشد و در سطح ۱۰ درصد دارای اهمیت آماری است. افزایش قیمت صنعت از راه افزایش سود این بخش و افزایش سرمایه‌گذاری می‌تواند امکان افزایش تولید این بخش و در نتیجه افزایش بکارگیری کالاهای سایر بخش‌ها که به عنوان کالاهای واسطه و نهاده در بخش صنعت استفاده می‌شود را فراهم کند. در بخش صنعت ایران نیز به ویژه صنایع غذایی از تولیدات کشاورزی بیشتر استفاده می‌کنند.

افزون بر این وقفه‌های نخست و دوم متغیر قیمت‌های بخش خدمات نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده‌اند که وقفه ی نخست دارای ضریب ۹/۲۰۸۷ بوده و تاثیری مثبت بر قیمت‌های کشاورزی دارد و وقفه ی دوم به لحاظ مقدار مطلق دارای ضریب ۱۰/۸۸۷۳ می‌باشد که تاثیری منفی بر قیمت‌های کشاورزی دارد. مجموع اثر متغیرهای با وقفه قیمت خدمات بر قیمت‌های کشاورزی چندان شایان توجه نیست.

متغیر معنی‌دار دیگر، متغیر روند زمانی است که می‌توان آن را به مثابه افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی تلقی نمود. این متغیر دارای ضریب ۱۹/۴۴۸۵ بوده و تاثیری مثبت بر قیمت‌های کشاورزی دارد و در سطح معنی‌داری ۵ درصد به لحاظ آماری معنی‌دار شده است. روی هم رفته مشاهده شد که قیمت‌های بخش کشاورزی از متغیرهای کلان اقتصاد ایران یا به گونه‌ی خلاف آنچه مبانی نظری به آن اشاره دارند، متأثر می‌شوند و یا اینکه ارتباط مبتنی بر مبانی نظری چندان قابل ملاحظه نیست. بر اساس مبانی اقتصادسنجی و از نظر تأمین فرض‌ها می‌توان گفت الگوهای مورد استفاده قابل قبول و مطلوب هستند، اما از جهت علامت و یا به بیانی دیگر نوع رابطه میان متغیرهای کلان اقتصاد ایران و قیمت‌های بخش کشاورزی رابطه‌ی مبتنی بر مبانی نظری مشاهده نشد. در این خصوص می‌توان گفت ممکن است این روابط حاکی از نوعی عدم ارتباط میان بخش کشاورزی و سایر بخش‌ها باشد. این نبود ارتباط افزون بر شرایط خاص اقتصاد می‌تواند از دخالت گسترده دولت در بخش کشاورزی نیز ناشی شود.

تأثیر قیمت‌های بخش صنعت نیز مثبت و به لحاظ مقدار مطلق بالاست. این در حالی است که قیمت‌های بخش کشاورزی از قیمت‌های بخش خدمات به گونه‌ای مستمر تأثیر نمی‌پذیرد چراکه در مواقعی که قیمت‌ها به دلیل پدیده تار عنکبوتی پایین می‌آید، قیمت‌های بخش خدمات نیز به آن دامن زده و منجر به کاهش بیش از حد قیمت‌های این بخش می‌شود

که دلیل این امر می‌تواند فاصله‌ی بین بخش کشاورزی و بخش خدمات در ایران باشد. در مورد اثر معنی‌دار و مثبت متغیر روند زمانی نیز گفتنی است که این متغیر می‌تواند بیانگر افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی در نتیجه‌ی عامل‌هایی همچون افزایش جمعیت و یا افزایش درآمد باشد که این دو عامل نیز می‌توانند منجر به افزایش قیمت‌ها شوند. مهمترین نکته درخور توجه بزرگی مقدار مطلق ضریب متغیر روند زمانی است که حاکی از آن است که مهمترین عامل تاثیرگذار بر قیمت‌های کشاورزی افزایش تقاضا برای محصولات این بخش است. وجود رابطه‌ی مثبت میان بخش‌های صنعت و کشاورزی حاکی از تعامل میان این دو بخش می‌باشد، بدین ترتیب جهت‌گیری‌های مبتنی بر توسعه صنعتی می‌تواند شرایط تولید در بخش کشاورزی را نیز بهبود بخشد.

برآورد مدل VAR برای قیمت‌های بخش صنعت

در جدول (۴) نتایج حاصل از برآورد مدل VAR برای قیمت‌های بخش صنعت آمده است.

همان‌گونه که از نتایج جدول (۴) مشخص است، وقفه‌ی نخست متغیر نرخ بهره تاثیری منفی و به لحاظ مقداری -1676654 بر قیمت‌های بخش صنعت داشته است و انتظار می‌رود که با افزایش نرخ بهره قیمت‌های بخش صنعت کاهش یابد. افزون بر این، متغیر یاد شده در سطح ۱۰ درصد دارای اهمیت آماری است. با افزایش نرخ بهره سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت و با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری موازی کاهش تقاضای محصولات صنعتی خواهد بود، لذا این نتایج مبتنی بر انتظارات است. گفتنی است که در نتیجه‌ی افزایش نرخ بهره، هزینه‌ی تولید محصول و در نتیجه قیمت محصول افزایش و در نهایت تقاضا برای محصول کاهش خواهد یافت. این کاهش در تقاضا برای محصول همراه با افزایش هزینه‌ی تولید میتواند منجر به کاهش بیشتر سود سرمایه‌گذاری و کاهش سرمایه‌گذاری گردد. وقفه‌ی دوم حجم نقدینگی دارای تاثیری منفی و به لحاظ مقداری $-0/013272$ بوده و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. در این خصوص میتوان گفت اگر افزایش حجم نقدینگی از راه کاهش نرخ بهره و افزایش سرمایه‌گذاری در پروژه‌های زود بازده منجر به افزایش تولید بخش صنعت شود، انتظار می‌رود با افزایش تولید و عرضه‌ی محصولات صنعتی قیمت‌های این بخش کاهش یابد.

جدول (۴) نتایج حاصل از تخمین مدل VAR برای قیمت‌های بخش صنعت

خطای معیار	ضرایب	نام متغیر	
۹۹/۹۸۷۱	۷۷/۷۸۵۹	عرض از مبدأ	C
۰/۰۵۲۱۰۷	-۰/۰۶۳۵۴۲	وقفه ی نخست نرخ ارز	E(-1)
۰/۱۰۵۰۱	۰/۱۶۵۶۹	وقفه ی دوم نرخ ارز	E(-2)
۰/۰۸۱۰۸۴	-۰/۰۷۸۰۲۹	وقفه ی سوم نرخ ارز	E(-3)
۹/۱۱۲۸	-۱۶/۶۶۵۴*	وقفه ی نخست نرخ بهره	R(-1)
۷/۸۶۲۸	۱۰/۱۰۰۴	وقفه ی دوم نرخ بهره	R(-2)
۷/۴۴۱۸	-۶/۲۶۱۶	وقفه ی سوم نرخ بهره	R(-3)
۰/۰۰۲۷۸۷۹	-۰/۰۰۳۳۷۸۵	وقفه ی نخست حجم نقدینگی	M(-1)
۰/۰۰۵۴۲۲۴	-۰/۰۱۳۲۷۲**	وقفه ی دوم حجم نقدینگی	M(-2)
۰/۰۱۵۳۳۲	۰/۰۲۳۶۳۶	وقفه ی سوم حجم نقدینگی	M(-3)
۰/۲۹۸۵۲	-۰/۸۷۹۰۷**	وقفه ی نخست شاخص قیمت کشاورزی	PA(-1)
۰/۳۲۶۸۷	-۰/۸۱۰۴۶**	وقفه ی دوم شاخص قیمت کشاورزی	PA(-2)
۰/۲۴۸۴۸	۰/۰۱۴۶۰۸	وقفه ی سوم شاخص قیمت کشاورزی	PA(-3)
۰/۵۵۱۰۸	۱/۳۹۳۹**	وقفه ی نخست شاخص قیمت صنعت	PI(-1)
۰/۹۷۷۳۷	-۲/۵۳۰۵**	وقفه ی دوم شاخص قیمت صنعت	PI(-2)
۱/۳۸۶۷	۱/۷۶۷۵	وقفه ی سوم شاخص قیمت صنعت	PI(-3)
۱/۸۳۸۸	۴/۱۳۷۰**	وقفه ی نخست شاخص قیمت خدمات	PS(-1)
۱/۸۷۵۳	۱/۶۰۰۰	وقفه ی دوم شاخص قیمت خدمات	PS(-2)
۱/۴۹۷۴	-۲/۵۲۶۷	وقفه ی سوم شاخص قیمت خدمات	PS(-3)
۲/۹۰۴۹	۷/۲۳۴۳**	روند زمانی	T
F		R ²	
۷۷۲/۵۶۱۹ ***		۰/۹۹۹	

* و ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ادرصد می‌باشد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

وقفه‌های نخست و دوم قیمت‌های بخش کشاورزی نیز دارای تاثیری منفی و به لحاظ مقداری به ترتیب دارای ضرایب ۰/۸۷۹۰۷- و ۰/۸۱۰۴۶- بوده و در سطح ۵ درصد دارای

اهمیت آماری هستند. به گونه‌ی معمول قیمت محصولات کشاورزی دارای نوسانات سیکلی است و حتی در برخی از دوره‌ها این نوسان به صورت یک کاهش بیش از یک دوره است از این رو اگر در یک دوره قیمت محصولات کشاورزی در سطح بالا باشد در پی این تغییر انتظار می‌رود در دوره یا دوره‌های بعد، تولید افزایش و قیمت کاهش یابد و بخش صنعت از این کاهش قیمت سود برده و بتواند با هزینه‌ی پایین محصولات این بخش را به عنوان نهاده استفاده نماید. انتظار می‌رود با افزایش تقاضا برای کالاهای صنعتی در این بخش قیمت‌های صنعت نیز افزایش یابد. اما با این حال ممکن است با گسترش تقاضا برای محصولات صنعتی امکان بهره‌گیری از صرفه‌جویی ناشی از مقیاس تولید و نیز کاهش هزینه فراهم و قیمت‌ها در این بخش کاهش یابد، اما به هر حال این رابطه نیاز به تعمق و تامل بیشتر دارد. وقفه‌ی نخست قیمت‌های بخش صنعت تأثیری مثبت و وقفه دوم آن تأثیری منفی بر قیمت‌های این بخش دارد. همانند آنچه در مورد قیمت‌های کشاورزی عنوان شد، اگر در یک دوره‌ی مشخص قیمت‌های بخش صنعت افزایش و این امر منجر به ورود بیشتر به این بخش شود، به گونه‌ای که با این ورود در طی دو دوره تولید بخش صنعت افزایش یابد، آنگاه کاهش قیمت به گونه‌ی طبیعی رخ خواهد داد. همچنین وقفه‌ی نخست قیمت‌های بخش خدمات تأثیری مثبت بر قیمت‌های بخش صنعت دارد که ضریب مربوطه $4/137$ می‌باشد و در سطح 5 درصد معنی‌دار شده است. اگر افزایش قیمت‌های خدمات همراه با افزایش تقاضا برای محصولات صنعتی در این بخش باشد، رابطه‌ی بالامورد انتظار خواهد بود.

متغیر روند زمانی که نماینده‌ی افزایش تقاضا برای محصولات صنعتی است نیز تأثیری مثبت بر قیمت‌های صنعت دارد و در سطح اطمینان 5 درصد معنی‌دار شده است. مقدار ضریب مربوط به این متغیر برابر با $7/2343$ می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه گردید، نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر قیمت‌های بخش صنعت ندارد که این امر ناشی از حمایت دولت از صنعت داخلی از راه ثابت نگه داشتن نرخ ارز می‌باشد. تأثیر منفی نرخ بهره بر قیمت‌های بخش صنعت می‌تواند به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری یا افزایش نرخ بهره و رکود ناشی از آن در این بخش باشد. حجم نقدینگی بر قیمت‌های بخش صنعت در دو سال نخست تأثیری منفی دارد، ولی پس از گذشت سه سال اثر افزایش حجم نقدینگی مثبت و تشدید می‌شود. با توجه به بزرگی مقدار ضریب متغیر روند زمانی می‌توان دریافت که مهمترین عامل تأثیرگذار

بر قیمت‌های صنعت افزایش تقاضا برای محصولات این بخش در جریان توسعه اقتصادی است.

برآورد مدل VAR برای قیمت‌های بخش خدمات

در جدول (۵) نتایج برآورد مدل VAR برای قیمت‌های بخش خدمات است.

جدول (۵) نتایج حاصل از برآورد مدل VAR برای قیمت‌های بخش خدمات

خطای معیار	ضرایب	نام متغیر	
۵۱/۹۶۴۲	۶۴/۲۳۴۶	عرض از مبدأ	C
۰/۰۲۷۰۸۰	-۰/۰۲۸۳۵۹	وقفه ی نخست نرخ ارز	E(-1)
۰/۰۵۴۵۷۳	۰/۰۵۸۵۴۶	وقفه ی دوم نرخ ارز	E(-2)
۰/۰۴۲۱۴۰	-۰/۰۸۵۳۲۷*	وقفه ی سوم نرخ ارز	E(-3)
۴/۷۳۶۰	-۱۱/۱۹۱۱**	وقفه ی نخست نرخ بهره	R(-1)
۴/۰۸۶۴	۹/۳۱۴۱**	وقفه ی دوم نرخ بهره	R(-2)
۳/۸۶۷۶	-۶/۰۴۳۲	وقفه ی سوم نرخ بهره	R(-3)
۰/۰۰۱۱۴۸۹	-۰/۰۰۲۶۷۹۴*	وقفه ی نخست حجم نقدینگی	M(-1)
۰/۰۰۲۸۱۸۱	-۰/۰۰۵۹۴۹۰*	وقفه دوم حجم نقدینگی	M(-2)
۰/۰۰۷۹۶۸۳	۰/۰۲۰۰۴۳**	وقفه ی سوم حجم نقدینگی	M(-3)
۰/۱۵۵۱۵	-۰/۴۱۸۱۴**	وقفه ی نخست شاخص قیمت کشاورزی	PA(-1)
۰/۱۶۹۸۷	-۰/۲۲۹۳۹	وقفه ی دوم شاخص قیمت کشاورزی	PA(-2)
۰/۱۲۹۱۴	۰/۱۱۳۶۰	وقفه ی سوم شاخص قیمت کشاورزی	PA(-3)
۰/۲۸۶۴۰	۱/۲۰۷۷***	وقفه ی نخست شاخص قیمت صنعت	PI(-1)
۰/۵۰۷۹۵	-۰/۳۵۸۰۷	وقفه ی دوم شاخص قیمت صنعت	PI(-2)
۰/۷۲۰۶۸	۱/۶۵۱۸**	وقفه ی سوم شاخص قیمت صنعت	PI(-3)
۰/۹۵۵۶۵	۱/۴۷۰۴	وقفه نخست شاخص قیمت خدمات	PS(-1)
۰/۹۷۴۶۱	-۰/۹۱۵۶۳	وقفه ی دوم شاخص قیمت خدمات	PS(-2)
۰/۷۷۸۱۹	-۱/۰۵۳۲	وقفه ی سوم شاخص قیمت خدمات	PS(-3)
۱/۵۰۹۷	۴/۰۰۲۶**	روند زمانی	T
F		R ²	
۳۰.۲۲/۰۰ ***		۰/۹۹۹	

* و ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ادرصد می‌باشد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

وقفه سوم متغیر نرخ ارز بر قیمت های بخش خدمات تاثیری منفی داشته و مقدار ضریب مربوط به آن برابر با $-0/085327$ می باشد، بنابراین انتظار می رود که با افزایش نرخ ارز قیمت های بخش خدمات کاهش یابد. البته، نرخ ارز نیز در اغلب دوره های مورد مطالعه چند نرخی بوده است و این علامت ممکن است ناشی از این عامل باشد. افزون بر این متغیر یاد شده در سطح معنی داری ۱۰ درصد دارای اهمیت آماری است. وقفه های نخست و دوم نرخ بهره نیز در سطح ۵ درصد معنی دار و به ترتیب دارای تاثیر منفی و مثبت بر قیمت های بخش خدمات دارد. ضرایب مربوط به وقفه های این متغیر به ترتیب برابر با $-11/1911$ و $9/3141$ می باشد. که در کل می توان تاثیر این متغیر را منفی تلقی کرد. خدمات در بخش خصوصی بیشتر با تغییرات در بخش های دیگر دچار تغییر میشود. به این ترتیب کانال اثرگذاری نرخ بهره ممکن است از راه تغییر در متغیرهای کلان در دیگر بخش ها باشد. افزایش نرخ بهره باعث کاهش سرمایه گذاری و در نتیجه رکود در فعالیت های سرمایه گذاری خواهد شد و این کاهش در سرمایه گذاری رکود در تقاضا برای خدمات را در پی خواهد داشت. همچنین وقفه های نخست و دوم حجم نقدینگی به لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنی دارند و با در نظر گرفتن اثر هر سه وقفه میتوان گفت افزایش نقدینگی تاثیری مثبت بر قیمت های خدمات دارند. افزایش نقدینگی باعث کاهش نرخ بهره و در ادامه از راه های مکانیزمی که برای نرخ بهره عنوان شد منجر به افزایش قیمت های بخش خدمات خواهد شد. ضرایب مربوط به وقفه های این متغیر برابر با $-0/026794$ و $-0/005949$ می باشد. این در حالی است که وقفه سوم حجم نقدینگی دارای تاثیری مثبت و به لحاظ مقداری برابر با $0/020043$ می باشد و در سطح ۵ درصد دارای اهمیت آماری است. اثر این متغیر را در مجموع مثبت می توان ارزیابی نمود. از سوی دیگر وقفه ی نخست قیمت های کشاورزی تاثیری منفی بر قیمت های بخش خدمات دارد. همان گونه که از نظر اهمیت مصرف مشخص است، کالاهای کشاورزی در مقایسه با خدمات از ضرورت مصرف بالایی برخوردارند و این امر باعث می شود که با افزایش قیمت های کشاورزی تقاضا برای خدمات کاهش و در نتیجه قیمت های بخش خدمات کاهش یابد. ضریب مربوط به آن برابر با $-0/41814$ است و در سطح ۵ درصد دارای اهمیت آماری است.

این در حالی است که قیمت های بخش صنعت تاثیری مثبت بر قیمت های بخش خدمات دارد و ضرایب مربوط به وقفه های نخست و سوم آن به ترتیب برابر با $1/2077$ و

۱/۶۵۱۸ است. متغیر معنی‌دار دیگر، متغیر روند زمانی است که بیانگر افزایش تقاضا برای محصولات این بخش می‌باشد، از راه افزایش قیمت محصولات بخش خدمات در طول دوره نمودار می‌شود که در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده است. ضریب مربوط به این متغیر برابر ۴/۰۰۲۶ می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه گردید نرخ ارز تأثیری منفی دارد. از سوی دیگر، نرخ بهره بر قیمت‌های بخش خدمات اثر منفی دارد که این امر می‌تواند دلیلی بر ناکارآمدی سیستم بانکی ایران باشد که تاکنون نتوانسته به‌گونه‌ای هدفمند و با برنامه بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیرگذار باشد.

از سوی دیگر، بخش صنعت دارای تأثیری مثبت بر قیمت‌های بخش خدمات بوده و این حاکی از آن است که این دو بخش رابطه‌ای نزدیک با یکدیگر داشته و با رونق بخش صنعت و افزایش قیمت‌های آن در بخش خدمات نیز قیمت‌ها افزایش می‌یابد، که البته این نیز می‌تواند از راه افزایش تقاضا برای کالاهای بخش خدمات صورت گیرد. همان‌گونه که ملاحظه شد، قیمت‌های بخش خدمات از قیمت‌های سال‌های گذشته‌ی این بخش تأثیر نگرفته و این بخش بیشتر از قیمت سایر بخش‌ها و متغیرها تأثیر می‌پذیرد. در نهایت قیمت‌های بخش خدمات از افزایش تقاضا برای ارائه‌ی خدمات از سوی این بخش تأثیر می‌پذیرد که با توجه به بزرگی ضریب متغیر روند زمانی می‌توان دریافت که عامل تأثیرگذار مهمی بر قیمت‌های خدمات می‌باشد. با توجه به ماهیت کالاهای بخش خدمات این افزایش در گذر زمان مورد انتظار است. زیرا کالاهای این بخش نسبت به سایر بخش‌ها از تنوع مطلوب تری برخوردار است و میزان تحولات در این بخش بیش از سایر بخش‌های اقتصاد است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه به منظور بررسی عامل‌های مؤثر بر ثبات قیمت‌ها در ایران، تأثیر عمده‌ترین عوامل تأثیرگذار بر قیمت‌ها، در هریک از بخش‌های گوناگون اقتصاد از جمله متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، حجم نقدینگی و همچنین قیمت سایر بخش‌ها با استفاده از الگوی VAR مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجا که افزایش تقاضا در طول زمان یکی از عامل‌های مؤثر بر قیمت‌های هر بخش اقتصادی می‌باشد، لذا یک متغیر روند به‌عنوان نماینده‌ی تغییرات تقاضا در طول زمان برای محصولات هر بخش در مدل لحاظ گردید.

نتایج حاصل از برآورد الگوی VAR حاکی از آن بود که نرخ ارز بیشتر تاثیری منفی و نسبتاً کوچک بر قیمت های بخش های گوناگون اقتصاد دارد. که البته در مورد بخش صنعت این تاثیر معنی دار نیست و این امر به دلیل حمایت از صنایع داخلی می باشد که از جانب دولت صورت می گیرد. نرخ بهره تاثیری روشن و مشخص بر قیمت بخش های گوناگون اقتصاد نداشته و در برخی سال ها دارای تاثیری مثبت و در برخی سال ها تاثیری منفی بر قیمت بخش های گوناگون دارد که این امر به دلیل ناکارآمدی و نا هدفمند بودن برنامه های نظام بانکی در ایران است. نقدینگی بر قیمت های بخش کشاورزی و صنعت اثری منفی و بر قیمت های بخش خدمات اثر مثبت دارد. البته ، در مورد این متغیر باید توجه داشت که می تواند از راه تاثیر گذاری متغیرهای دیگری همچون نرخ بهره نیز بر متغیرهای قیمت تاثیر گذار باشد.

نتایج حاصل از تاثیر پذیری قیمت بخش ها از یکدیگر نشان داد که قیمت های کشاورزی با قیمت های بخش صنعت دارای رابطه ی مثبت ، ولی با قیمت های بخش خدمات رابطه ی مشخصی ندارد. دلیل این امر می تواند فاصله ی بین بخش کشاورزی و خدمات در ایران باشد. همچنین قیمت های کشاورزی با وقفه های مربوطه به صورت سیکلی تأثیر مثبت و منفی دارد که به نظر می رسد دلیل آن افزایش قابل ملاحظه عرضه در سال های پس از افزایش قیمت است. قیمت بخش های صنعت و خدمات با یکدیگر رابطه ای مثبت و هر دوی آنها با قیمت های بخش کشاورزی رابطه ی منفی دارند. با این وجود قیمت های بخش صنعت از قیمت های سال های گذشته این بخش به گونه ی مثبت تاثیر می پذیرد، در حالی که بخش خدمات از قیمت های سال های گذشته ی این بخش تاثیر نمی گیرد. البته ، درخور توجه است که عامل های انتقال دهنده ی تابع تقاضا همچون جمعیت یا افزایش درآمد در جریان توسعه، افزایش بزرگتری را در قیمت های هر کدام از بخش ها در پی داشته است. در نهایت با توجه به یافته های این مطالعه لزوم افزایش کارایی سیستم بانکی، تقویت رابطه بخش کشاورزی با بخش های صنعت و خدمات به منظور مدرنیزه کردن بخش کشاورزی از راه ایجاد صنایع تبدیلی و بازارهای محصول و همچنین پرهیز از اعمال سیاست هایی که موجب افزایش حجم نقدینگی می گردد توصیه می شود، چرا که حجم نقدینگی می تواند از راه اثر گذاری بر متغیرهای دیگری همچون نرخ بهره ، بر قیمت بخش های گوناگون تاثیر گذار باشد.

منابع

- تروی نیک، ج. ا. (۱۳۶۲)، تورم راهنمایی بر بحران در تئوری اقتصاد معاصر، ترجمه حسین عظیمی و حمید رضا غفارزاده، تهران: موسسه امیر کبیر.
- تفضلی، ف (۱۳۶۶)، اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاستهای اقتصادی، نشر نی.
- دائی کریم زاده، سعید (۱۳۷۴)، پول، تورم و علیت با شواهد تجربی ایران، ۷۱-۱۳۶۴، دانشگاه شیراز، رساله کارشناسی ارشد.
- سوری، داوود (۱۳۷۱)، یک الگوی پیوسته زمانی برای اقتصاد ایران، دانشگاه شیراز، رساله کارشناسی ارشد.
- دورنبوش، ر. و ا. فیشر (۱۳۸۰)، اقتصاد کلان، ترجمه محمد حسین تیزهوش تابان، انتشارات سروش.
- طباطبایی یزدی، رویا (۱۳۷۰)، بررسی تورم در ایران به روش معادلات همزمان با تاکید بر انتظارات تورمی، دانشگاه تهران، رساله کارشناسی ارشد.
- طیب نیا، علی (۱۳۷۲)، تورم ساختاری در ایران، دانشگاه تهران، رساله دکتری.
- نصراصفهانی، ر. و ک. یآوری (۱۳۸۲)، عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری VAR. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۱۶(۳): ۹۹-۶۹.
- نیلی، مسعود (۱۳۶۴)، بررسی آثار افزایش حجم پول بر نظام اقتصادی کشور در دو دهه اخیر، برنامه و توسعه، شماره سوم، دوره اول، ص ۸۹-۱۱۹.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- Aghevli, B. B., M. Khan (1978), Government Deficits and the Inflationary Process in Developing Countries, IMF staff papers, 25: 383-415.
- Beltas, A., T. Jones, (1993), Money, inflation and causality in a financially repressed economy: Algeria, 1970-88, Applied Economics, 25: 473-480.
- Caporale, G. M., M. Chui, S. G. Hall, B. Henry (2001), Coordination and price shocks: an empirical analysis, Economic Modeling, 18: 569-584.
- Dadkhah, K. M. (1985), The Inflationary process of the Iranian economy: 1970-1980, Int. J. Middle East Stud, 17: 365-381.
- Feige, E. L., D. K. Pearce (1976), Economically rational expectations: Are innovations in the rate of inflation independent of innovations in measures of monetary and fiscal policy? Journal of Political Economy, 84: 499-522.

- Fiorencio, A., A. R. B. Moreira (2001), Measuring the stability of the price system, *Economic Modeling*, 18: 381-397.
- Frenkel, J. A. (1977), The forward exchange rate, expectations and demand for money: The German hyperinflation, *American Economic Review*, 67: 653-70.
- Issac, A. G., D. E. Rapach (1997), Monetary shocks and relative farm prices: A re-examination. *Amer. J. Agr. Econ.* 37: 1332-39.
- Jones, J. D. (1989), A comparison of lag length selection techniques in tests of Granger Causality between money growth and inflation: Evidence for the USA, 1959-86, *Applied Economics*, 21: 809-822.
- Jones, J. D., N. Uri, (1987), Money inflation and causality: Another look at the empirical evidence for USA, 1953-84, *Applied Economics*, 19: 619-634.
- Lewis, K. K. (1993), Are foreign exchange intervention and monetary policy related and does it really matter? NBER Working Paper. 4377.
- Looney, R. G. (1985), The inflationary process in prerevolutionary Iran, *The Journal of Developing Area*, 19: 329-350.
- Ozatay, F. (2000), A quarterly macroeconomic model for a highly inflationary and indebted country: Turkey, *Economic Modeling*, 17: 1-11.
- Seddighi, H., K. Lawler, A. Katos (2000), *Econometric: A Practical approach*, Routledge, London.