

**رابطه علی بین عرضه پول و قیمت‌های
کشاورزی و صنعتی**

پروانه نصیری

چکیده:

یکی از مشکلات عمده اقتصادی اکثر کشورهای جهان و خصوصاً کشورهای در حال توسعه، تورم است و بخش کشاورزی نیز از این امر مستثنی نمی باشد. در این مقاله ارتباط عرضه پول و قیمت‌های کالاهای کشاورزی و صنعتی با توجه به دیدگاه‌های مختلف از جمله نظریه ساختارگرایان، پول گرایان و نظریه شتابگرایان بررسی شده است. در این مقاله برای آزمون نظریات فوق از آمار و اطلاعات ایران به صورت ماهیانه از مهر ۱۳۷۴ تا اسفند ۱۳۷۸ به مدت ۵۴ ماه استفاده شد که این آمارها از گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی در سالهای مورد نظر بدست آمد. آزمون علیت گرنجر برای بررسی رابطه علی بین حجم پول و شاخص قیمت‌های کشاورزی و صنعتی مورد استفاده قرار گرفت. رابطه بین شاخص قیمت‌های کشاورزی، صنعتی و حجم پول از طریق برآورد سه معادله بررسی شد و برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب و تورش ضرایب حاصله، آزمون همگرایی انگل-گرنجر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از این مطالعه نظریه پول گرایان را مورد تأیید قرار میدهد یعنی تغییرات حجم پول علت تغییرات شاخص قیمت محصولات کشاورزی می باشد.

مقدمه:

یکی از مشکلات عمده اقتصادی اکثر کشورهای جهان و خصوصاً کشورهای در حال توسعه، تورم است. در اکثر کشورهای در حال توسعه، محدودیتهای بنیادی و ساختاری در جانب عرضه اقتصاد یک تنگنای عمده اقتصادی است که رشد عرضه را محدود ساخته و موجبات پیدایش فشارهای تورمی را فراهم می آورد، این محدودیتهای شامل کشتش ناپذیری عرضه در بخش کشاورزی و تجارت خارجی و تنگناهای تولیدی همچون کمبود مواد اولیه، نیروی انسانی ماهر و مدیریت و تسهیلات زیربنایی است (۴). وجود محدودیتهای ساختاری در کشورهای در حال توسعه بدین معناست که افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات به رشد عرضه نمی انجامد و در نتیجه رشد تقاضا تنها باعث صعود قیمتها و تشدید فشارهای تورمی می گردد (۶).

تورم در کشور ایران نیز در چند سال اخیر با نرخ نگران کننده در حال افزایش بوده و به تدریج به مهمترین مشکل اقتصادی فعلی کشور مبدل شده است. تورم اخیر ایران که در رویدادهای سالهای اولیه دهه ۱۳۵۰ ریشه دارد، ابتدا از بازار عوامل تولید شروع شد و سپس، رفته رفته، به بازار کالاها سرایت نمود و به رغم مبارزات شدید طی این مدت به وخامت امروز رسیده است (۷).

در این میان، رشد قیمتهای محصولات کشاورزی در ایران همانند سایر قیمتها بویژه قیمتهای محصولات صنعتی نبوده است. نرخ رشد قیمتهای محصولات کشاورزی کمتر از محصولات صنعتی بوده است (۵). اقتصاددانان رفتار قیمتهای کشاورزی را به دلایل گوناگون توصیف و توجیه می کنند. این دلایل عمدتاً به سه دسته زیر قابل تقسیم می باشند:

۱- نظریه ساختارگرایان: معتقدند شوکهای حقیقی در بخشهای معینی از اقتصاد عمل کرده، قیمت کالاهای خاصی را تغییر می دهد (۹). برای مثال تغییرات ناگهانی آب و هوا و اثرات تخریبی آن بر محصولات کشاورزی سبب افزایش قیمت این محصولات در بازارهای جهانی می گردد. در صورتی که این افزایش قیمتها با توسعه مناسب عرضه پول همراه گردد، نیازی به کاهش قیمت سایر کالاها نمی باشد.

۲- نظریه پول گرایان: آنها افزایش ناگهانی عرضه پول را سبب افزایش قیمتها می دانند که همیشه به همراه شوکهای حقیقی به وقوع نمی پیوندد. در نهایت، دو گروه معتقدند که بدون افزایش حجم پول، هیچگونه تورم بلندمدتی به وقوع نمی پیوندد. اختلاف اساسی بین این دو

گروه این است که آیا تغییرات عرضه پول علت ایجاد تورم است یا معلول آن. بعضی از مطالعات تجربی در کشورهای مختلف از هر دو گروه حمایت می‌کند. یعنی اینکه هم عوامل پولی و هم عوامل حقیقی در افزایش قیمت‌های کشاورزی مشارکت دارند (۲).

۳- نظریه شتابگرایان: رفتار پویای قیمت کالاهای کشاورزی و صنعتی پس از یک شوک برونزا نظیر تغییرات ناگهانی حجم پول را توصیف می‌کند. بنا بر این نظر، اثر تغییرات ناگهانی پول بر قیمت کالاهای کشاورزی و صنعتی یکسان نیست زیرا بعضی از بازارها نمی‌توانند نسبت به شوک پولی به سرعت عکس العمل نشان دهند، چرا که در یک یا چند بخش، قیمت‌ها به اصطلاح چسبنده است و در نهایت تغییرات ناگهانی پول بر قیمت‌های نسبی اثر می‌گذارد. در این زمینه نیز، مطالعات تجربی چندی وجود دارد که نشان می‌دهد درصد تغییر قیمت محصولات کشاورزی و کالاهای صنعتی ناشی از تغییرات حجم پول متفاوت می‌باشد. (۹)

با توجه به اینکه دولت برای جلوگیری از هزینه‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی تورم باید به تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها به عنوان هدف اصلی سیاست‌های اقتصادی خود مبادرت نماید و نیز توجه به اینکه قیمت‌های ابزارهای قوی برای رسیدن به اهداف تولید، مصرف و صادرات و غیره در بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی می‌باشند. در این مطالعه علت تغییرات این قیمت‌ها بررسی می‌شود. به منظور بررسی رابطه علی بین دو سری زمانی اقتصادی از آزمون‌های علیت استفاده می‌گردد. این آزمون‌ها بر اساس تعریف وینر-گرنجر^۱ در مورد علیت بوده و شامل آزمون گرنجر می‌گردد.

از اهداف مهم این تحقیق بررسی رابطه علی بین عرضه پول و قیمت‌ها با استفاده از آزمون گرنجر می‌باشد که آیا عرضه پول در تطبیق با افزایش قیمت محصولات کشاورزی و همچنین قیمت محصولات صنعتی مرتبط با شوک‌های حقیقی، نقش معلولی دارد یا خود علت افزایش قیمت‌های کشاورزی و صنعتی می‌باشد.

آزمون‌های علیت انجام شده در مورد رابطه علی بین عرضه پول و قیمت‌ها در ایران، از داده‌های سالیانه استفاده کرده‌اند و این در حالی است که استفاده از داده‌های سالیانه ساختار تأخیر بین متغیرها را به خوبی در نظر نمی‌گیرد و همچنین در این مطالعات وقفه‌های خاصی برای متغیر مستقل و وابسته انتخاب شده است و این در حالی است که استنباط‌های علی نسبت به طول وقفه‌های انتخاب شده نیز حساسند. انتخاب وقفه‌های خاص نیز این امکان را برای محقق

1. Winer-Grenger.

فراهم می آورد که با تغییر وقفه به نتیجه از قبل مشخص شده ای دست یابد. و نیز در اغلب تحقیقات انجام شده تعداد مشاهداتی که به منظور انجام آزمونهای علیت به کار گرفته شده است، کافی نیست. این آزمونها به تعداد مشاهدات زیادی (حداقل ۵۰ مشاهده) نیاز دارد.

در این مطالعه سعی شده است مطالب گفته شده، رعایت گردد. از اهداف مهم این تحقیق، بررسی رابطه علی بین عرضه پول و قیمتها با استفاده از آزمون گرنجر می باشد که آیا عرضه پول در تطبیق با افزایش قیمت محصولات کشاورزی و همچنین قیمت محصولات صنعتی مرتبط با شوکهای حقیقی، نقش معلولی دارد یا اینکه خود علت افزایش قیمتهای کشاورزی و صنعتی می باشد. فرضیات در نظر گرفته شده در این تحقیق:

۱- عرضه پول علت تغییر قیمتهای کشاورزی و صنعتی است.

۲- شاخص قیمتهای باعث تغییر عرضه پول می شوند.

۳- شاخص قیمت محصولات کشاورزی باعث تغییر عرضه پول می شود.

روش تحقیق و مواد:

در این تحقیق از حجم پول (IMS)، برای عرضه پول و از شاخص قیمت محصولات کشاورزی (IAP) و شاخص قیمت محصولات صنعتی (IIP) برای قیمت‌ها استفاده شده است. ارقام مربوط به شاخص قیمت محصولات کشاورزی و صنعتی بر حسب سال پایه ۱۳۶۹ می باشد. داده ها به صورت ماهیانه بوده و دوره مطالعه نیز از سال ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۸ می باشد. این آمارها از گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی سالهای مذکور بدست آمده است.

در این مطالعه، چون از داده های سری زمانی استفاده میکنیم پس برای اینکه آماره های F و t درست عمل نمایند و کارایی لازم را داشته باشند باید این سریها ساکن باشند. چون اگر سریها غیر ساکن باشند به عبارت دیگر ریشه واحد داشته باشند باعث ایجاد رگرسیونهای کاذب و ضریبهای تورش دار میشوند، پس لازم است ابتدا ساکن سازی سریها را انجام می دهیم. برای آزمون ساکن سازی سریها از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ استفاده می شود که فرمت کلی آن برای یک متغیر مانند X به قرار زیر است:

$$\Delta X_t = C + \beta t + \alpha \text{Log}X_{t-1} + \sum \beta_0 \Delta X_{t-i} + \varepsilon_i$$

که در آن C ، مقدار ثابت و t متغیر روند میباشد. فرضیه صفر (H_0) در این آزمونها، غیر ساکن بودن سریهای زمانی را بیان می کند که این فرضیه با آماره t دیکی - فولر قابل آزمون می باشد. ساکن نبودن متغیرهای مدل، احتمال بروز رگرسیون کاذب و تورش ضریبهای حاصله را مطرح می کند. بدین ترتیب باید آزمون همگرایی^۱ صورت گیرد تا نتایج بدست آمده از برازش قابل اعتماد باشد. حال به تعریف کلی در مورد همگرایی می پردازیم: هرگاه دو متغیر Y, X همگرا از مرتبه b باشند $[I(b)]$ و ترکیب خطی این دو متغیر، چنان باشد که درجه همگرایی d داشته باشند و $b > d$ باشد اصطلاحاً این دو متغیر را همگرا می نامند. تحلیل همگرایی اولین بار توسط گرنجر (۱۹۸۱) و انگل - گرنجر (۱۹۸۷) مطرح گردید. در صورت همگرا بودن متغیرها، رگرسیون برآورد شده کاذب نیست و آماره های F, t از اعتبار لازم برخوردار خواهند بود. چون در آزمون علیت از آماره F استفاده می گردد پس لازم است آزمون همگرایی در صورت ساکن نبودن متغیرها انجام شود.

1. Augmented Dickey-Fuller¹ Unit Root Test.

2. Cointegration Test.

در این مطالعه از مدل‌های زیر استفاده شده است :

$$\text{LogIAP} = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_{1i} \text{LogIAP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_{1i} \text{LogIMS}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_3} \gamma_{1i} \text{LogIIP}_{t-i} + U_{1t}$$

$$\text{LogIIP} = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_{2i} \text{LogIIP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_{2i} \text{LogIAP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_3} \gamma_{2i} \text{LogIMS}_{t-i} + U_{2t}$$

$$\text{LogIMS} = \alpha_{30} + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_{3i} \text{LogIMS}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_{3i} \text{LogIAP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_3} \gamma_{3i} \text{LogIMS}_{t-i} + U_{3t}$$

به فرض اینکه برای $\alpha_i = 0, i > n_1$ و برای $\beta_i = 0, i > n_2$ و برای $\gamma_i = 0, i > n_3$ باشد. U_{1t}, U_{2t} و U_{3t} جملات تصادفی این مدل هستند. برای تعیین تعداد وقفه های متغیرهای وابسته و مستقل تأخیری در آزمون علیت گرنجر، ضوابط مختلفی وجود دارد که معروفترین آنها ضابطه آکایک است. جاج و دیگران (۱۹۸۵)، نشان دادند که این ضابطه و سایر ضوابط، به صورت مجانبی یکسانند. از بین معیارهای مختلف، معیار آکایک در بین محققین از مقبولیت بیشتری برخوردار است، به همین دلیل این معیار در این مطالعه مورد استفاده قرار می گیرد. به منظور تعیین تعداد وقفه های متغیرهای مستقل و وابسته تأخیری با استفاده از معیار آکایک حداکثر تعداد وقفه هایی که بر روی آن جستجو می شود را برابر ۱۲ عدد تعیین میکنیم (با توجه به ماهیانه بودن داده ها) و در معادلات برای تمامی مقادیر n_1, n_2, n_3 ($n_1, n_2, n_3 \leq 12$) را محاسبه می نماییم و مقادیری را انتخاب می کنیم که کمترین میزان آکایک را دارا می باشند. با توجه به اینکه الگوی ما M پارامتر دارد که بر داده ها برازش شده باشد، معیار اطلاعات آکایک (AIC) برای چنین مدلی بصورت زیر تعریف می گردد:

$$\text{AIC}(M) = -2 \text{Ln}(L) + 2M$$

که در آن L مقدار تابع حداکثر درستنمایی است.

حال در این قسمت به بررسی رابطه علی بین متغیرها می پردازیم. مفهوم علیت اولین بار بوسیله گرنجر در سالهای ۱۹۶۳، ۱۹۶۹ در اقتصاد مطرح گردید. مفهوم پیشنهاد شده توسط وی برگرفته از دیدگاه وینر در مورد تئوری پیش بینی در مهندسی است، به همین خاطر

1. Akaike's Information Criterion.

از آن به عنوان مفهوم علیت وینر-گرنجر یاد می‌گردد. باتوجه به مفهوم رابطه علیت گرنجر، اگر دو متغیر X و Y هر دو ساکن باشند. X هنگامی علت Y تلقی می‌شود که مقادیر گذشته آن، مقادیر آتی Y را بهتر از حالتی که در آن صرفاً "مقادیر گذشته Y مورد استفاده قرار گرفته، برآورد می‌کند. به عبارت دیگر:

$$\delta^2(Y_t : Y_{t-1}, X_{t-1}) > \delta^2(Y_t : Y_{t-1})$$

که در آن، δ^2 واریانس خطای پیش بینی را نشان می‌دهد و $i \in \{1, 2, \dots\}$ است. به عنوان مثال می‌توان گفت در معادلات بیان شده اگر β_{li} برابر صفر فرض شود، تغییرات حجم پول نمی‌تواند موجب تغییر در شاخص قیمت‌های کشاورزی شود و برای ضرایب دیگر نیز چنین تفاسیری وجود دارد. بنابراین، می‌توان برای آزمون فرضیه صفر عدم وجود رابطه علی بین متغیرهای مذکور، با استفاده از روش مستقیم گرنجر، معادلات مقید و نامقید فوق را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده و سپس با استفاده از آماره F ، اهمیت مشترک متغیرهای مستقل تأخیری را مورد آزمون قرار می‌دهیم. این آماره به صورت زیر می‌باشد:

$$F = \frac{ESSR - ESSU / n_2}{ESSR / (n - n_1 - n_2 - n_3)} \approx F_{n_2, (n - n_1 - n_2 - n_3)}$$

که در آن n تعداد مشاهدات در مدل نامقید، $ESSU$ مجموع مربعات خطا در معادله نامقید و $ESSR$ مجموع مربعات خطا در معادله مقید است.

نتایج و بحث :

با توجه به مطالب مذکور در قسمت قبلی، اکنون به نتایج حاصل از روشها می‌پردازیم. ما برای انجام کار، ابتدا به بررسی ایستای متغیرهای موجود می‌پردازیم که اینکار با آزمون ریشه واحد دیکی - فولر انجام می‌شود و آماره ADF با مقادیر بحرانی مک کینون مورد

مقایسه قرار می گیرد که نتایج این آزمون در جدول شماره (۱)، به طور خلاصه ذکر شده است.

جدول شماره (۱): نتایج مرتبط به آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی	وقفه بهینه	درجه همگرایی
LIAP	-۱/۲۹۷	%۱ -۴/۱۸۷ %۵ -۳/۵۱۳۶ %۱۰ -۳/۱۸۶۸	۸	I(0)
DLIAP	-۴/۶۲۹***	%۱ -۴/۱۸۷ %۵ -۳/۵۱۳۶ %۱۰ -۳/۱۸۶۸	۷	I(1)
LIMS	-۱/۳۱۷۷	%۱ -۴/۱۹۵۸ %۵ -۳/۵۲۱۷ %۱۰ -۳/۱۹۱۴	۱۲	I(0)
DLIMS	-۴/۹۵۰***	%۱ -۴/۱۵۴۰ %۵ -۳/۵۰۲۵ %۱۰ -۳/۱۸۰۴	۳	I(1)
LIIP	۱/۸۹۶	%۱ -۳/۵۸۵۰ %۵ -۲/۹۲۸۶ %۱۰ -۲/۶۰۲۱	۹	I(0)
DLIIP	-۳/۹۳۸***	%۱ -۳/۵۸۱۴ %۵ -۲/۹۲۷۱ %۱۰ -۲/۶۰۱۳	۷	I(1)

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده ساکن بودن متغیر در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می

باشد.

مأخذ: یافته های تحقیق

از این نتایج مشاهده می شود که هر سه متغیر LIMS, LIAP, LIIP در سطح غیر ساکن هستند و دارای ریشه واحد می باشند و با یکبار تفاضل گیری ساکن می شوند یعنی درجه همگرایی آنها یک I(1) است، پس چون غیر ساکن می باشند برای جلوگیری از رگرسیون غیر کاذب آزمون همگرایی باید در مورد هر معادله انجام شود که قبل از این آزمون تعداد وقفه های بهینه را بر مبنای معیار AIC که در قسمت روش تحقیق توضیح داده شد، تعیین می نماییم. در جدول شماره (۲)، مقادیر AIC سریهای LIMS, LIIP, LIAP مشاهده می شوند. بر اساس این جدول تعداد وقفه های متغیر وابسته ناچیزی برای سریهای LIAP, LIIP, LIMS در هر سه معادله ای که قبلاً معرفی شد بر اساس معیار حداقل آکایک بترتیب برابر ۱۲، ۸، ۹ تعیین می شوند.

جدول شماره (۲)-مقادیر AIC محاسبه شده برای سریهای

LIMS, LIAP, LIIP

تعداد وقفه	AIC _{LIMS}	AIC _{LIAP}	AIC _{LIIP}
۱	-۵/۸۱	-۶/۶۰	-۸/۸۹
۲	-۵/۸۶	-۶/۶۶	-۹/۱۰
۳	-۵/۹۴	-۶/۶۵	-۹/۰۵
۴	-۵/۹۵	-۶/۶۷	-۹/۰۰
۵	-۵/۸۹	-۶/۶۵	-۸/۹۶
۶	-۵/۹۵	-۶/۶۶	-۸/۹۱
۷	-۵/۹۶	-۶/۹۹	-۹/۰۴
۸	-۵/۹۱	-۷/۰۶*	-۹/۱۹
۹	-۵/۸۹	-۶/۹۹	-۹/۲۳*
۱۰	-۵/۸۲	-۷/۰۵	-۹/۱۷
۱۱	-۵/۸۴	-۷/۰۰	-۹/۱۵
۱۲	-۶/۰۹*	-۶/۹۸	-۹/۱۳

* کمترین AIC

مأخذ: یافته های تحقیق

حال با توجه به معادلات ۱-۳ متغیر مستقل تأخیری را یکی یکی به متغیرهای وابسته تأخیری وقفه بهینه اضافه می کنیم و معیار AIC را برای ۱۲ وقفه محاسبه می کنیم و بعد از تعیین وقفه بهینه بر مبنای حداقل AIC برای متغیر مورد نظر متغیر بعدی را وارد الگو می نماییم و همین کار را تکرار می کنیم تا تمام متغیرهای مستقل وارد مدل شوند. نتایج این قسمت در جدول شماره ۳ آورده شده است.

جدول شماره (۳): تعداد تعیین شده برای متغیر مستقل و وابسته تأخیری بر اساس معیار

AIC

متغیرهای مستقل/متغیر وابسته	LIMS/LIAP/LIIP	LIIP/LIAP/LIMS	LIAP/LIMS/LIIP
تعداد وقفه ها	۱۲/۲/۱۱	۹/۴/۱۱	۸/۱۲/۱

مأخذ: یافته های تحقیق

حال که تعداد وقفه های متغیرهای مستقل و وابسته تأخیری تعیین شد و نیز با توجه اینکه متغیرها دارای ریشه واحد می باشند به عبارت دیگر غیر ساکن هستند پس احتمال بروز رگرسیون کاذب و تورش ضرایب حاصله مطرح می شود. در نتیجه برای اجتناب از این موضوع آزمون همجمعی یا همگرایی صورت می گیرد که مبنای نظری آن قبلاً آورده شد. بر اساس این مبنای، درجه همگرایی تمامی متغیرها باید یکسان باشد که با توجه به جدول شماره (۱)، درجه همگرایی هر سه متغیر یک می باشد به عبارت دیگر تمام متغیرها $I(1)$ هستند. برای انجام آزمون همگرایی انگل-گرنجر، معادلات ۱ تا ۳ را در ابتدا به روش OLS تخمین می زنیم و سپس با آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) درجه همگرایی جمله اخلاص (U) معادلات مذکور را تعیین می نماییم. اگر درجه همگرایی جمله اخلاص از درجه همگرایی متغیرها کمتر باشد، همگرایی وجود دارد و درستی آماره های t, F تأیید می شود. خلاصه نتایج این قسمت در جدول شماره (۴) آورده شده است.

جدول شماره (۴): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعیین یافته (ADF) برای جملات اختلال معادلات ۱-۳

شماره معادله	شماره معادله جمله اختلال معادله موردنظر	آماره ADF	مقادیر بحرانی	تعداد وقفه بهینه	درجه همگرایی
۱	$-۲/۹۱۱۱۱^*$	$۱/۱$ $۱/۵$ $۱/۱۰$	$-۳/۶۲۲۸$ $-۲/۹۴۴۶$ $-۲/۶۱۰۵$	۵	I(0)
۲	$-۵/۱۱۴۵^{***}$	$۱/۱$ $۱/۵$ $۱/۱۰$	$-۳/۶۰۶۷$ $-۲/۹۳۷۸$ $-۲/۶۰۶۹$	۱	I(0)
۳	$-۴/۸۶۳۰^{***}$	$۱/۱$ $۱/۵$ $۱/۱۰$	$-۳/۵۸۸۹$ $-۲/۹۳۰۳$ $-۲/۶۰۳۰$	۱	I(0)

***، ** و * نشان دهنده ساکن بودن متغیر به ترتیب در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ میباشد.

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به جدول ملاحظه می شود که جملهٔ اختلال هر سه معادله با درجه همگرایی $I(0)$ در سطح ساکن هستند و در جدول شماره (۱) نیز مشاهده شد که متغیرها دارای درجه همگرایی $I(1)$ می باشند، پس متغیرها همگرا بوده و آماره های F , t درست عمل می نمایند. حال میتوان آزمون علت گرنجر را برای پیدا کردن رابطهٔ علت بین متغیرهای قیمت و حجم پول بکار برد. در این روش فرضیه صفر (H_0) بدین معناست که متغیر X علت گرنجری Y نیست ($X \nrightarrow Y$). برای تعیین رابطهٔ علت از آماره F استفاده می شود، اگر آمارهٔ F محاسباتی بزرگتر از F جدول باشد فرضیهٔ صفر (H_0) رد می شود و می توانیم X را علت بدانیم ($X \rightarrow Y$). برای بررسی اجمالی، نتایج آزمون علت در جدول شماره (۵) آمده است.

جدول شماره (۵): خلاصه نتایج آزمون علت برای متغیرهای

LIMS, LIAP, LIIP			
نتیجه	احتمال	آماره F	فرضیه H_0
قبول	۰/۶۲۳	۰/۴۷	LIAP \nrightarrow LIMS
رد	۰/۰۸۹	۱/۹۷	LIMS \nrightarrow LIAP
قبول	۰/۳۰۰	۱/۳۱	LIIP \nrightarrow LMS
رد	۰/۰۹۰	۳/۰۶۷	LIMS \nrightarrow LIIP
رد	۰/۰۱۲	۳/۸۵۴	LIAP \nrightarrow LIIP
رد	۰/۰۱۵	۷/۱۲۳	LIIP \nrightarrow LIAP

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به ردیفهای ۲ و ۴ جدول شماره ۵، متوجه می شویم که حجم پول علت قیمت‌های کالاهای کشاورزی و صنعتی می باشد و همچنین ردیف ۱ و ۳ بیان می کند که شاخص قیمت‌های کشاورزی و صنعتی علت عرضه پول نمی باشد. ولی ردیفهای ۵ و ۶ حاکی از این است که بین شاخص قیمت‌های کشاورزی و صنعتی یک ارتباط دو جانبه وجود دارد.

با توجه به روابط علی که در بالا گفته شد، نظریه ساختارگرایان تأیید نمی شود چون رابطه ای که نشان دهنده اینکه قیمت‌های کالاهای کشاورزی و صنعتی علت تغییرات عرضه پول می باشد به اثبات نرسیده است ولی نظریه پول گرایان با داده های ایران مورد تأیید قرار می گیرد یعنی افزایش حجم پول علت ایجاد تورم می باشد به عبارت دیگر چون ایران جزء

کشورهای در حال توسعه می باشد و دولتها در کشورهای در حال توسعه، نقش مهمی را در رشد و توسعه اقتصادی بازی می کنند. در این کشورها، دولتها برای انجام فعالیتهای توسعه، همچنین بواسطه فشار سیاسی ناشی از نیاز دولت و نیز بازار سرمایه ناقص و نرخهای بهره پایین، باعث افزایش حجم پول در این کشورها شده اند و بخاطر وجود محدودیتهای عرضه، اغلب مواقع افزایش عرضه پول، باعث افزایش در سطح عمومی قیمتها شده است و این خود دلیل نظری محکمی برقبول نظریه پول گرایان می باشد.

منابع و مأخذ:

- ۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، "گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی"، تهران: سالهای ۷۸-۱۳۷۴.
- ۲- تروی نیک، ج. ا. (۱۳۶۲)، "تورم، راهنمایی بر بحران در تئوری اقتصاد معاصر"، ترجمه حسین عظیمی و حمیدرضا غفارزاده، تهران: مؤسسه امیرکبیر.
- ۳- چتفیلد، سی (۱۳۷۲)، "مقدمه ای بر تحلیل سریهای زمانی"، ترجمه حسینعلی نیرومند و ابولقاسم بزرگ نیا، مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- ۴- دایی کریم زاده، س. (۱۳۷۴)، "پول، تورم، علیت: شواهد تجربی ایران، ۷۱-۱۳۶۴"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شیراز.
- ۵- سقائیان نژاد، ح. و حیدریان، ح. (۱۳۷۴)، "عرضه پول و تغییرات قیمت‌های نسبی: خود رگرسیون برداری داده های ایران"، مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، سال نهم، شماره ۱، ۱۸-۱.
- ۶- طبیب نیا، ع. (۱۳۷۲)، "تورم ساختاری در ایران"، پایان نامه دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۷- کرمی فهی، و. (۱۳۷۶)، "تأثیر عوامل پولی و روانی بر تورم در ایران طی سالهای ۱۳۵۳-۱۳۷۴"، مجله برنامه و بودجه، سال ۱۲، ۳۸-۱۳.
- ۸- نوفرستی، م. (۱۳۷۴)، "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی"، تهران: مؤسسه فرهنگی رسا.
- ۹- نیلی، م. (۱۳۶۶)، "بررسی مسئله تورم در ایران"، برنامه و توسعه، شماره نهم، ۹۲-۶۹.
- 10-Barnett, R.D., Bessler D.A. and Thompson R.L.(1983), "The money supply and nominal agricultural prices", American Journal of Agricultural Economics, 65: 303-307.
- 11-Bessler, D. A.(1988), "Relative prices and money: A vector autoregression on brazilian data", American Journal of Agricultural Economics, 66: 25-30.

12-Dickey D.A. and Fuller W.A.(1979), "Distribution of estimator for autoregressive time series with a unit root", Journal of the American Statistical Association, 74: 427-43.1

13-Thornton D.L. and Batten D.S.(1985), "Lag-length selection and tests of Granger causality between money and income", Journal of Money Credit and Banking, 17: 164-177.