تغییرات قیمتها و شتابندگی در اقتصاد ایران

دکتر سیدحسین سقائیان‌نژاد ■
استادیار گروه صنایع و مرکز برنامه‌ریزی سیستمهای دانشگاه صنعتی اصفهان □ □

چکیده

همان طور که از اقتصاد کلان به یاد داریم افزایش حجم پول در اقتصاد، موجب افزایش قیمتها می‌شود. ولی این افزایش قیمت می‌تواند در بخشهای مختلف یکسان نباشد و حتّی ممکن است در بعضی از بخشها، افزایش قیمت وجود نداشته باشد، مثلاً کالاهایی که قیمت آنها را دولت کنترل می‌کند. همچنین ملاحظه می‌شود که ممکن است در بخشهایی که افزایش قیمت وجود دارد این افزایش قیمت به یک اندازه و یا در زمان مشابه روی ندهد. در بعضی از بخشها اثر افزایش حجم پول ممکن است آنی و یا در دورهٔ کوتاهی باشد، در حالی که در سایر بخشها این اثر بسیار کُند و طی چند دوره صورت گیرد. در بخشهایی که از انعطاف‌پذیری قیمت بیشتری برخوردارند این اثر سریعتر و در بخشهای دیگر به خاطر وجود چسبندگی قیمتها این اثر کندتر است. این نظریه به *نظریهٔ شتابندگی* معروف است.

برای بررسی مطالب فوق در اقتصاد ایران، ما قصد داریم اثر تغییر حجم پول یا سیاست پولی برای دو بخش صنعت و کشاورزی را بررسی کنیم. برای این منظور الگویی در نظر می‌گیریم که در بخش الگو و نتایج تجربی با آن آشنا خواهیم شد.

آمارهای سالیانه مربوطه از سازمان برنامه و بودجه و بانک مرکزی برای دورهٔ زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۱ به دست آمده است و نرم‌افزار مورد استفاده TSP7 می‌باشد.

۱ ـ مقدّمه

امکان شتابندگی قیمت کالاها استنباطهای مهمی را برای تغییرپذیری قیمتها بدنبال دارد. شتابندگی یک قیمت به عنوان تغییرات کوتاه مدت قیمت، به بیش از اندازهٔ سطح تعادلی دراز مدت آن تعریف می‌شود.

چنین اتّفاقی در شرایطی به وقوع می‌پیوندد که بعضی از بازارها نتوانند نسبت به تغییرات ناگهانی عرضهٔ پول بسرعت واکنش نشان دهند. [۵].

یکی از مهمترین استنباطهای مدل شتابندگی، این است که پایه‌ای تئوریکی برای بررسی آثار واقعی کوتاه مدت پول و سیاست پولی بر روی بخشهای کشاورزی و صنعت فراهم می‌کند. در حالی که خنثی بودن پول در بلند مدت به طور گسترده پذیرفته شده است، میان اقتصاددانان، نسبت به وجود رابطهٔ کوتاه مدت بین پول و قیمتهای نسبی توافق اندکی وجود دارد. بعضی معتقدند که تغییرات ناگهانی پول بر قیمتهای کشاورزی و صنعتی به طور یکسان اثر نمی‌گذارد و با توجّه به تغییرات حجم پول، درصد تغییرات قیمت محصولات کشاورزی با قیمت کالاهای صنعتی متفاوت است. دلیل آنها فرض انعطاف‌پذیری قیمت محصولات کشاورزی و در مقابل چسبندگی قیمتهای کالاهای صنعتی و خدمات است. قیمت محصولات کشاورزی به دلیل اینکه کالاهای کشاورزی نسبتاً همگن، قابل ذخیره و قابل حمل و نقل هستند و معمولاً در بازارهای رقابتی مبادله می‌شوند، انعطاف‌پذیر و قیمت کالاهای صنعتی و خدمات به دلیل قراردادها، هزینهٔ تغییر قیمتها، اطلاعات ناکافی و ناهمگنی این گونه کالاها و خدمات چسبنده فرض می‌شود [۶ و ۷]. مطالعات تجربی انجام گرفته در کشورهای مختلف نیز نشان می‌دهد که همراه با تغییرات حجم پول، در کوتاه مدت، قیمت محصولات کشاورزی به بیش از اندازهٔ سطح تعادلی دراز مدت آن واکنش نشان می‌دهد که این بیش از حد یا شتابندگی، به دلیل چسبندگی قیمتهای کالاهای صنعتی و خدمات است [۳ و ۴ و ۱۴].

الگوی شتابندگی در حقیقت شرایط لازم را برای بررسی آثار کوتاه مدت سیاستهای پولی بر قیمتهای نسبی بخشهای مختلف یک نظام اقتصادی، که این اقتصاد درجه‌های مختلفی از انعطاف‌پذیری را نشان می‌دهد، فراهم می‌کند. و حتی در ساده‌ترین شکل این الگو نشان داده شده که سرعت تعدیل قیمتها به صورت تابعی از چندین پارامتر از الگوی سیستم اقتصادی است. حال شواهدی لازم است تا فرض چسبندگی قیمتها و یا واکنشهای مختلف (برای تمام بخشها) را نسبت به تغییرات پول توجیه کند. به عبارت خاصّ‌تر، شواهدی لازم است تا بخش صنعت یا خدمات را در مقایسه با بخش کشاورزی، از نظر قیمت چسبنده یا انعطاف‌پذیر نشان دهد.

در این مقاله موضوع فوق با تکیه بر مشاهدات عینی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در آغاز بررسی مبانی نظری موضوع، سپس الگو و نتایج تجربی مربوطه ارایه می‌شود، و در پایان نتیجه‌گیری و فهرست منابع خواهد آمد.

۲ ـ بررسی نظری موضوع

گوردون[1] در بررسیهای خود دربارهٔ مطالعات تعدیل قیمت، چسبندگی یا سکون کوتاه مدت قیمتها را به عنوان نقطهٔ اصلی مشاجرهٔ بین دو گروه، یکی «*صاحبان نظریهٔ بازار حراج*»[2] و دیگری «*صاحبان نظریهٔ*

1. Gordon (1982).
2. Auction Market theorists.

عدم تعادل»[3] مطرح می‌کند [۹].

اگرچه در مورد انعطاف‌پذیری قیمت کالاهای کشاورزی، در صورت عدم مداخلهٔ دولت، تردید کمی وجود دارد؛ ولی به نظر می‌رسد که شواهدی (هم تئوریکی و هم تجربی) لازم است تا نظریهٔ چسبندگی قیمت بخش صنعت یا خدمات در اقتصاد را مورد بررسی قرار داده، تأیید کند. در ادبیات مربوط به این موضوع (که با پایه‌های خرد اقتصاد کلان سرو کار دارد)، یکی از دلایل عمدهٔ چسبندگی پر هزینه بودن تعدیل مداوم و همیشگی قیمتها، به حساب آمده است.

موسی[4] در بررسی و ارایهٔ راه حلّی برای رفع مشکلات تئوریک حاصل از به کارگیری انتظارات عقلایی در الگوهایی که دارای فرض چسبندگی قیمتها هستند[5]، روش خاصّی برای تعدیل قیمتها معرفی می‌کند. در این روش که از یک مدل اقتصاد خرد به دست آمده، برای تغییر همیشگی قیمتها، هزینه‌ای در نظر گرفته شده است. و نشان می‌دهد که برای به دست آوردن شرایط بهینهٔ تعدیل قیمتها لازم است که تک تک قیمتها در دوره‌های زمانی مشخّص و مجزّا و با مقادیر محدود و معیّن تعدیل و تغییر یابند. شرط بهینهٔ تغییر قیمتها برابری سود نهایی (حاشیه‌ای) حاصل از کاهش عدم تعادل با هزینه‌های نهایی تغییر مداوم قیمت است [۱۱]. مدل روتنبرگ[6] نیز بر همین اصل «هزینه تعدیل[7]» پایه‌ریزی شده است و او هم مثل موسی فرض می‌کند که تغییر مداوم قیمتها دارای هزینه‌هایی است که سبب کندی تغییر قیمتها می‌شود. او با استفاده از یک مدل تجربی که در آن برای تغییر قیمتها، هزینه‌ای برای بنگاهها در نظر گرفته شده، نشان می‌دهد که فرضیهٔ بازار حراج غیر قابل قبول است. نتایج مطالعات تجربی او از نظریهٔ چسبندگی قیمتها پشتیبانی می‌کند و نظریهٔ انعطاف‌پذیری و تعدیل آنی قیمتها در جواب به تغییرات حجم پول را رد می‌کند. دلایل ارایه شده در این باره، یکی هزینه‌های زیاد تغییر قیمت برای بنگاه و دیگری واکنش ناچیز تقاضای کل نسبت به تغییرات حجم پول ذکر شده است. نکتهٔ با اهمیّت در مطالعهٔ روتنبرگ این است که با حذف قیمتهای مواد خوراکی و سوخت از شاخص قیمتها، نتایج از قوّت بیشتری برخوردار می‌شود [۱۵]. این موضوع خود تأییدی دیگر بر تقسیم‌بندی شاخص قیمتها به دو گروه انعطاف‌پذیر (قیمتهای کشاورزی) و چسبنده (قیمتهای کالاهای صنعتی و خدمات) است. البته این تقسیم‌بندی پیش از این در مطالعات دیگران نیز مشاهده شده است.

برای مثال، هیکس[8] و آکون[9] معتقدند که قیمتهای اغلب کالاها و خدمات موجود در شاخص قیمت مصرف کننده[10]، به آزادی نمی‌توانند نسبت به تغییرات تقاضا واکنش نشان دهند و این دسته از قیمتها را چسبنده[11] می‌نامند. دلیل چسبندگی این قیمتها را اطلاعات ناکامل[12]، هزینه‌های تغییر قیمتها، قراردادها و غیره می‌دانند. در مقابل، دستهٔ دیگری از قیمتها که هیکس آنها را

3. Disequilibrium theorists.
4. Mussa (1982).
۵. پیش از این در ادبیات این موضوع نشان داده شده است که چنین مدلهایی ناپایدار هستند [۱۶].
6. Rotenberg (1982).
7. Cost of adjustment.
8. Hicks (1974).
9. Okun (1975).
10. Consumer price index.
11. fix - price.
12. imperfect information.

«انعطاف‌پذیر»[13] و آکون آنها را قیمتهای «کالاهای بازار حراج»[14] می‌نامند (و کالاهای کشاورزی را جزء این گروه به حساب می‌آورند)، به آزادی می‌توانند نسبت به تغییرات تقاضا واکنش نشان دهند [۱۰ و ۱۲].

گوردون برای آزمون نظریهٔ انعطاف‌پذیری قیمتها نسبت به تغییرات عرضهٔ پول، تغییرات درصدی فصلی قیمتهای کالاهای غیر خوراکی را روی تأخیر توزیع شدهٔ[15] رشد عرضهٔ پول برازش می‌کند. در این مطالعه نشان داده که در پایان دو سال فقط ۱۴ درصد تغییر و در پایان چهار سال فقط ۳۵ درصد تغییر احساس شده است [۸].

بوردو[16] در مطالعه‌ای، نوسانات قیمت را در رابطه با مدت قراردادها مورد مطالعه قرار داده است و نشان می‌دهد که قیمتهای کالای کشاورزی نسبت به قیمتهای کالاهای صنعتی با سرعت بیشتری در رابطه به تغییرات پول واکنش نشان می‌دهند. نتایج تجربی این مطالعه، نشانگر تفاوت عمده‌ای در رفتار قیمتهای کالاهای بازار حراج با قیمتهای دیگر است [۴].

رازر و همکاران[17] با استفاده از یک مدل ترکیبی بخش اقتصاد کلان کشاورزی از اقتصاد آمریکا نشان می‌دهند که سیاستهای پولی آثار قوی کوتاه مدت بر قیمتهای نسبی کالاهای اساسی کشاورزی (گندم، ذرت و فراورده‌های دامی) دارد [۱۳].

۳ـ مدل و نتایج تجربی

برای آزمون آثار مختلف رشد پول روی قیمتها در بخشهای مختلف و با توجّه به تغییرات درصدی متغیرها، مدل پیشنهادی استامولیس و رازر[18] به صورت زیر تخمین زده می‌شود [۱۷]:

$$\dot{P}_{it} = \alpha_{\circ} + \delta \dot{P}_{i,t-1} + \sum_{j=\circ}^{k} \beta_j \dot{m}_{t-j} + \sum_{j=\circ}^{3} \gamma_j \dot{g}_{t-j} \qquad (1)$$

که در مدل بالا داریم:

$\dot{P}_{it}$: نرخ رشد شاخص قیمت i در دورهٔ t

$\dot{m}_t$: نرخ رشد پول در دورهٔ t

$\dot{g}_t$: نرخ رشد تولید ناخالص ملّی (GNP) در دورهٔ t

طول تأخیر (K) به وسیله بیشینه کردن $\bar{R}^2$ با مقایسهٔ تمام مدلهایی که براساس تغییر طول تأخیر m حاصل می‌شود و در آنها خنثی بودن پول نمی‌تواند رد شود، انتخاب شود.

شاخصهای قیمت استفاده شده، شاخص عمده‌فروشی کشاورزی (خوراکی) و شاخص عمده فروشی محصولات صنعتی است. شاخص عمده فروشی محصولات کشاورزی به عنوان بخش انعطاف‌پذیر قیمت در نظر گرفته شده است. در حالی که شاخص دیگر به عنوان بخش قیمت چسبنده در

13. flex - price.
14. auction goods.
15. distributed lag.
16. Bordo (1980).
17. Rausser et, al (1986).
18. Stamoulis and Rausser (1985).

نظر گرفته شده است. یک متغیر مستقل تأخیری برای محاسبهٔ آثار تعدیل جزئی به کار رفته است. اهمیت و معناداری این متغیر، نشان می‌دهد که قیمت انعطاف‌پذیر است. با توجّه به اینکه ممکن است قیمت تحت تأثیر آثار دوره‌ای تولید قرار گیرد، لذا متغیرهای رشد تولید ناخالص ملّی در مدل آورده شده است. اگرچه این مدل می‌تواند برای دسته‌بندی قیمتها برحسب انعطاف‌پذیری به کار رود؛ ولی در اینجا هدف ساختن اساسی است برای آزمون اینکه چگونه سیاست پولی سبب تغییرات قیمتهای نسبی در دو بخش کشاورزی و صنعت می‌شود.

برای آزمون خنثی بودن پول، فرض صفر[19] این است که مجموع ضرایب پول تأخیری با $(\delta - ۱)$ برابر باشد. در این رابطه δ ضریب متغیر مستقل تأخیری است. این آزمون می‌تواند از رابطهٔ (۱) با در نظر گرفتن آن برای بلندمدت نتیجه شود:

$$\text{برای همه } ۱ \text{ و } j \qquad \dot{g}_{t-j} = g_{t-۱} \text{ و } \dot{m}_{t-j} = \dot{m}_{t-۱} \text{ و } \dot{P}_{i,t} = \dot{P}_{i,t-۱}$$

بنابراین اثر پولی بلندمدت روی قیمتها می‌تواند به صورت زیر نتیجه گردد:

$$\dot{P}_{ir}(۱ - \delta) = \sum_j \beta_j \dot{m}_{ir} + \sum_j \gamma_j \dot{g}_{ir}$$

$$\Longrightarrow \frac{d\dot{p}_{ir}}{d\dot{m}_{ir}} = \frac{\sum_j \beta_j}{۱ - \delta}$$

پس داریم:

$$H_۰ : \frac{\sum_j \beta_j}{۱ - \delta} = ۱ \quad \text{یا:} \quad \sum_j \beta_j = ۱ - \delta$$

که رابطهٔ (۲) فرض صفر برای آزمون خنثایی پول است. بر پایهٔ آزمون فوق و معیار $R^۲$، ابتدا مدل با تأثیر آنی رشد پول برای شاخص محصولات کشاورزی در نظر گرفته شده که نتایج آن در جدول شماره (۱) نشان داده شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود این مدل فقط شامل اثر آنی تغییرات حجم پول روی قیمتهاست و از طریق بیشینه کردن $\bar{R}^۲$ به دست آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود متغیر مستقل تأخیری غیر معنی‌دار است و این بدان معناست که قیمت محصولات کشاورزی از قیمتهای دورهٔ قبل پیروی نمی‌کند و این خود نشان می‌دهد قیمت محصولات کشاورزی چسبنده نیست. آثار دوره‌ای تولید نیز نشان می‌دهد که این آثار بعد از دو دوره تأخیر، خود را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود متغیر تولید با تأخیر دوم در مدل معنادار است. این مدل همچنین نشان می‌دهد که اثر آنی تغییرات حجم پول معنادار است. با نگاهی به ضریب متغیر تغییرات درصدی حجم پول در می‌یابیم که مسألهٔ شتابندگی وجود ندارد زیرا: $\frac{\partial p}{\partial m} = ۰/۵۸ < ۱$

19. Null Hypothesis.

جدول ۱: نتایج رگرسیونی اثر آنی پول بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T - STAT.	2 - TALL SIG.
C	۷/۴۸۶۷۴۶۷	۵/۲۸۹۶۳۱۵	۱/۴۱۵۳۶۲۶	۰/۱۶۹۳
LAP (−۱)	− ۰/۲۵۴۶۹۳۳	۰/۱۵۶۴۵۳۷	− ۱/۶۲۷۹۱۴۷	۰/۱۱۶۱
LG	۰/۱۱۹۴۶۱۵	۰/۲۳۲۵۴۷۴	۰/۵۱۳۷۰۸۰	۰/۶۱۲۰
LG (−۱)	− ۰/۱۰۱۰۵۷۱	۰/۲۷۵۵۱۶۴	− ۰/۳۶۶۷۹۱۶	۰/۷۱۶۹
LG (−۲)	− ۰/۹۴۸۴۸۳۷	۰/۲۸۷۲۸۵۶	− ۳/۳۰۱۵۳۵۵	۰/۰۰۲۹
LM۱	۰/۵۸۶۲۶۸۳	۰/۱۷۹۷۴۳۷	۳/۲۶۱۶۸۹۷	۰/۰۰۳۲

R - squared	۰/۴۳۹۶۶۸	Mean of dependent var	۱۲/۲۱۱۸۷
Adjusted R - squared	۰/۳۲۷۶۰۲	S.D. of dependent var	۱۵/۳۱۴۲۱
S.E. of regression	۱۲/۵۵۷۶۳	sum of squared resid	۳۹۴۲/۳۵۴
Log likelihood	− ۱۱۹/۰۹۳۱	F - statistic	۳/۹۲۳۲۸۵
Durbin - Watson stat	۱/۸۵۳۵۷۲	prob (F - statistic)	۰/۰۰۹۱۹۸

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

وجود متغیر حجم پول در دورهٔ جاری نشان از وجود تعدیل سریع قیمتها در بخش کشاورزی است. معنادار بودن تک تک متغیرها از قانون تجربی t استفاده شده است. از آنجایی که تعداد مشاهدات ما بیش از بیست می‌باشد، بنابراین می‌توان از این قانون استفاده کرد. همچنین می‌توان آزمون F را برای معناداری کل رگرسیون انجام داد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مقدار F رگرسیون کوچکتر از عدد ده است. بنابراین رگرسیون مورد بحث در مجموع معنادار نیست، برای آزمون خنثی بودن پول در این بخش باز از آمار t و از جدول شمارهٔ (۲) استفاده می‌کنیم:

$$t = \frac{(\hat{\delta} + \hat{\beta}_{\cdot}) - (\delta + \beta_{\cdot})}{S_{\hat{\delta} + \hat{\beta}_{\cdot}}} = \frac{(-\circ/۲۵ + \circ/۵۸) - ۱}{\sqrt{S^{۲}_{\hat{\delta}} + S^{۲}_{\hat{\beta}_{\cdot}} + \mathrm{cov}(\hat{\delta}\,\text{و}\,\hat{\beta}_{\cdot})}}$$

$$= \frac{-\circ/۶۷}{\sqrt{\circ/۰۲۶ + \circ/۰۳۲ + ۲(-\circ/۰۰۵۸)}} = \frac{-\circ/۶۷}{\sqrt{\circ/۰۴۶}} = \frac{-\circ/۶۷}{\circ/۲۲} = -۳/۰۴ > |۲|$$

چون مقدار t بزرگتر از |۲| است، بنابراین فرضیه رد می‌شود. پس می‌توان نتیجه گرفت که در بخش کشاورزی پول خنثی نیست. برای آزمون وجود خود همبستگی در مدل از روش بروش - گادفری[20] استفاده شده است که گزارش آن در جدول شماره (۳) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود چون متغیر RESID(−۱) در مدل غیر معنی‌دار است پس خود همبستگی وجود ندارد.

20. Breusch - Godfrey.

جدول ۲: نتایج محاسبه ماتریس واریانس ـ کواریانس ضرایب

Coefficient Covariance Matrix			
C,C	۲۷/۹۸۰۲۰	C, LAP (− ۱)	− ۰/۲۳۸۲۷۱
C, LG	− ۰/۴۰۹۸۹۶	C, LG(− ۱)	− ۰/۴۴۴۶۱۴
C, LG(− ۲)	− ۰/۱۰۸۵۸۹	C, LM۱	− ۰/۶۵۰۰۱۴
LAP(− ۱) , LAP(− ۱)	۰/۰۲۴۴۷۸	LAP (− ۱), LG	۰/۰۰۲۳۱۶
LAP(− ۱) , LG(− ۱)	۰/۰۰۲۴۵۲	LAP(− ۱) , LG(− ۲)	۰/۰۰۹۳۶۷
LAP(− ۱) , LM۱	− ۰/۰۰۵۸۴۲	LG , LG	۰/۰۵۴۰۷۸
LG, LG(− ۱)	− ۰/۰۰۶۵۴۴	LG, LG(− ۲)	− ۰/۰۱۳۴۸۷
LG , LM۱	۰/۰۰۶۶۶۴	LG,(− ۱) , LG(− ۱)	۰/۰۷۵۹۰۹
LG(− ۱) , LG(− ۲)	− ۰/۰۱۸۴۵۳	LG,(− ۱) ,LM(۱)	۰/۰۰۶۴۳۸
LG,(− ۲) , LG(− ۲)	۰/۰۸۲۵۳۳	LG,(− ۲) ,LM۱	− ۰/۰۱۲۹۹۲
LM۱ , LM۱	۰/۰۳۲۳۰۸		

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

جدول ۳: نتایج آزمون خودهمبستگی

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T - STAT.	2 - TALL SIG.
C	۰/۶۴۰۴۸۷۶	۵/۵۵۲۶۵۹۴	۰/۱۱۵۳۴۷۹	۰/۹۰۹۱
LAP (−۱)	− ۰/۰۹۲۵۸۴۷	۰/۲۵۶۵۵۹۱	− ۰/۳۶۰۸۷۰۸	۰/۷۲۱۴
LG	۰/۰۱۱۶۵۶۵	۰/۲۳۷۶۶۰۳	۰/۰۴۹۰۴۶۹	۰/۹۶۱۳
LG (−۱)	۰/۰۱۴۱۷۰۹	۰/۲۸۱۶۵۸۷	۰/۰۵۰۳۱۲۳	۰/۹۶۰۳
LG (−۲)	− ۰/۰۵۰۵۳۰۲	۰/۳۱۱۹۲۸۰	− ۰/۱۶۱۹۹۳۲	۰/۸۷۲۷
LM۱	۰/۰۲۸۴۵۹۷	۰/۱۹۲۸۵۰۸	۰/۱۴۷۵۷۳۶	۰/۸۸۳۹
RESID(−۱)	۰/۱۵۵۵۱۷۴	۰/۳۳۸۲۳۷۷	۰/۴۵۹۷۸۷۲	۰/۶۴۹۸

R - squared	۰/۰۰۸۷۳۲	Mean of dependent var	− ۸/۰۳E − ۰/۸
Adjusted R - squared	− ۰/۲۳۹۰۸۶	S.D. of dependent var	۱۱/۴۶۳۵۰
S.E. of regression	۱۲/۷۶۰۵۰	sum of squared resid	۳۹۰۷/۹۳۱
Log likelihood	− ۱۱۸/۹۵۷۱	F - statistic	۰/۰۳۵۲۳۴
Durbin - Watson stat	۱/۹۸۹۷۸۵	prob (F - statistic)	۰/۹۹۹۷۷۵

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

همین پروسه برای شاخص قیمت محصولات صنعتی تکرار شده است که نتایج آن در جداول شماره (۴) تا (۶) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در این معادله نیز متغیر حجم پول در دورهٔ t آمده و فقط اثر آنی این متغیر نشان داده شده است. متغیرهای تأخیری تغییرات حجم پول باعث کاهش $\bar{R}^2$ می‌شود و لذا در مدل به کار نرفته است.

متغیر تولید نیز بعد از دو دوره تأخیر، اثری روی شاخص قیمت ندارد و متغیرهای تولید همگی از نظر آماری غیر معنی‌دار هستند. بنابراین تولید تا تأخیر دوم عملاً اثر دوره‌ای ندارد. معنادار بودن متغیر مستقل تأخیری نشان می‌دهد که قیمت محصولات صنعتی چسبنده هستند؛ زیرا از قیمت دورهٔ قبل خود پیروی می‌کنند.

کوچکتر بودن مقدار آمار F مربوط به کل رگرسیون از مقدار عدد ده نشان می‌دهد که این رگرسیون بکلّی غیرمعنی‌دار است. کوچک بودن مقدار $\bar{R}^2$ نشان می‌دهد متغیرهایی که در تغییرات شاخص قیمتی محصولات صنعتی نقش مهمی دارند از مدل جا افتاده‌اند.

جدول ۴: نتایج رگرسیونی اثر آنی پول بر شاخص قیمت محصولات صنعتی

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T - STAT.	2 - TALL SIG.
C	۹/۷۳۲۴۵۹۸	۵/۸۱۳۲۱۴۶	۱/۶۷۴۱۹۵۸	۰/۱۰۶۶
LIP (−۱)	۰/۳۸۱۳۲۸۲	۰/۱۸۸۱۹۹۹	۲/۰۲۶۱۸۷۲	۰/۰۵۳۵
LG	− ۰/۰۱۱۹۳۶۴	۰/۲۳۰۹۸۹۶	− ۰/۰۵۱۶۷۵۰	۰/۹۵۹۲
LG (−۱)	− ۰/۲۱۹۳۲۵۷	۰/۲۹۱۴۳۱۱	− ۰/۷۵۲۵۸۱۷	۰/۴۵۸۷
LG (−۲)	− ۰/۴۹۹۵۹۹۹	۰/۲۹۵۱۹۵۹	− ۱/۶۹۲۴۳۵۱	۰/۱۰۳۰
LM۱	۰/۱۲۷۴۱۴۰	۰/۱۷۶۱۲۱۲	۰/۷۲۳۴۴۵۲	۰/۴۷۶۱
R - squared	۰/۴۰۵۴۰۳	Mean of dependent var		۱۲/۸۲۳۳۴
Adjusted R - squared	۰/۲۸۶۴۸۴	S.D. of dependent var		۱۴/۷۹۱۴۳
S.E. of regression	۱۲/۴۹۴۳۱	sum of squared resid		۳۹۰۲/۶۹۲
Log likelihood	− ۱۱۸/۹۳۶۳	F - statistic		۳/۴۰۹۰۵۷
Durbin - Watson stat	۱/۸۲۳۴۷۸	prob (F - statistic)		۰/۰۱۷۴۴۸

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

آزمون خنثی بودن پول با استفاده از آمار t و جدول شماره (۵) انجام می‌شود:

$$H_0: \delta + \beta_0 = 1$$

$$t = \frac{(\hat{\delta} + \hat{\beta}_0) - (\delta + \beta_0)}{S_{\hat{\delta} + \hat{\beta}_0}} = \frac{-۰/۴۹}{۰/۲۵} = -۱۰۹۶ < |۲|$$

بنابراین فرضیه رد نمی‌شود. پس در نهایت اثر پول در بخش صنعتی خنثی بودن خود را حفظ می‌کند.

جدول ۵: نتایج محاسبه ماتریس واریانس ـ کواریانس ضرایب

Coefficient Covariance Matrix			
C,C	۳۳/۷۹۳۴۶	C, LIP (− ۱)	− ۰/۵۴۵۱۵۶
C, LG	− ۰/۴۰۱۵۱۳	C, LG(− ۱)	− ۰/۷۰۶۶۱۴
C, LG(− ۲)	− ۰/۲۹۱۸۲۹	C, LM۱	− ۰/۶۴۰۶۸۱
LIP(− ۱) , LIP(− ۱)	۰/۰۳۵۴۱۹	LIP (− ۱), LG	۰/۰۰۱۱۷۳
LIP(− ۱) , LG(− ۱)	۰/۰۱۸۸۴۸	LIP(− ۱) , LG(− ۲)	۰/۰۱۷۸۴۱
LIP(− ۱) , LM۱	− ۰/۰۰۳۸۳۹	LG , LG	۰/۰۵۳۳۵۶
LG, LG(− ۱)	− ۰/۰۰۶۰۸۳	LG, LG(− ۲)	− ۰/۰۱۳۶۳۷
LG , LM۱	۰/۰۰۷۰۱۷	LG,(− ۱) , LM۱	۰/۰۸۴۹۳۲
LG,(− ۱) , LG(− ۲)	− ۰/۰۰۹۷۰۳	LG(− ۱) ,LM(۱)	۰/۰۰۴۹۱۰
LG,(− ۲) , LG(− ۲)	۰/۰۸۷۱۴۱	LG,(− ۲) ,LM۱	− ۰/۰۱۲۵۸۲
LM۱ , LM۱	۰/۰۳۱۰۱۹		

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

برای اینکه بدانیم آیا مدل دارای خودهمبستگی است، باز از روش بروش ـ گادفری استفاده می‌کنیم که گزارش آن در جدول شماره (۶) نشان داده شده است. این نتایج نشان می‌دهد که چون متغیر RESID (− ۱) غیر معنی‌دار است، بنابراین مدل خودهمبستگی ندارد.

پیش از این نتایج رگرسیون تک تک معادلات به روش استفاده از روش OLS ملاحظه شد. حال مدل را به صورت سیستمی در نظر می‌گیریم و آن را با رگرسیون معادلات به ظاهر غیر مرتبط زلنر[۲۱] تخمین می‌زنیم. نتایج رگرسیون‌های فوق در جداول شماره (۷) و (۸) آمده است. جدول شماره (۷) مربوط به معادله شاخص قیمت محصولات کشاورزی و دامپروری و جدول شماره (۸) مربوط به معادلهٔ شاخص قیمت محصولات صنعتی است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود نتایج به دست آمده تفاوت زیادی با نتایج روش OLS نمی‌کند و اعداد جداول خیلی تغییر نکردند و در تفسیر نتایج تغییر خاصی صورت نمی‌گیرد.

21. Zellner's Seemingly Unrelated Regressions (SUR).

جدول ۶: نتایج آزمون خودهمبستگی

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T - STAT.	2 - TALL SIG.
C	۱/۸۳۵۰۳۹۸	۷/۰۶۸۲۱۹۳	۰/۲۵۹۶۱۸۴	۰/۷۹۷۴
LIP (−۱)	− ۰/۱۳۰۳۷۵۲	۰/۳۳۵۶۹۱۱	− ۰/۳۸۸۳۷۸۴	۰/۷۰۱۲
LG	۰/۰۲۳۴۶۳۸	۰/۲۳۹۸۶۰۵	۰/۰۹۷۸۲۲۶	۰/۹۲۲۹
LG (−۱)	− ۰/۲۹۶۷۳۶	۰/۳۰۲۶۵۳۹	− ۰/۰۹۸۰۴۴۸	۰/۹۲۲۷
LG (−۲)	− ۰/۰۸۷۰۵۱۳	۰/۳۵۱۹۶۱۴	− ۰/۲۴۷۳۳۱۹	۰/۸۰۶۸
LM۱	۰/۰۱۳۷۷۱۴	۰/۱۸۱۲۸۰۹	۰/۰۷۵۹۶۷۴	۰/۹۴۰۱
RESID(−۱)	۰/۱۸۰۴۰۷۳	۰/۳۸۱۸۱۰۰	۰/۴۷۲۵۰۵۴	۰/۶۴۰۸
R - squared	۰/۰۰۹۲۱۷	Mean of dependent var		− ۱/۳۹E - ۰۸
Adjusted R - squared	− ۰/۲۳۸۴۷۹	S.D. of dependent var		۱۱/۴۰۵۶۹
S.E. of regression	۱۲/۶۹۳۰۴	sum of squared resid		۳۸۶۶/۷۲۱
Log likelihood	− ۱۱۸/۷۹۲۸	F - statistic		۰/۰۳۷۲۱۰
Durbin - Watson stat	۱/۹۰۹۸۳۸	prob (F - statistic)		۰/۹۹۹۷۳۶

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

جدول ۷: نتایج رگرسیون به روش SUR برای شاخص قیمت محصولات کشاورزی

LAP=C(۱)+C(۲)* LAP(− ۱)+C(۳)*LG+C(۴)* LG(− ۱)+C(۵)* LG(− ۲)+C(۶)* LM۱				
	COEFFICIENT	STD. ERROR	T - STAT	2 - TALL SLG
C(۱)	۷/۷۰۵۸۲۴۹	۴/۷۴۵۴۵۲۱	۱/۶۲۳۸۳۲۷	۰/۱۱۰۷
C(۲)	− ۰/۲۷۷۱۹۹۴	۰/۱۳۸۷۸۵۴	− ۱/۹۹۷۳۲۳۷	۰/۰۵۱۲
C(۳)	۰/۱۱۷۳۲۲۳	۰/۲۰۸۸۲۳۵	۰/۵۶۱۸۷۳۱	۰/۵۷۶۷
C(۴)	− ۰/۱۰۳۳۱۱۱	۰/۲۴۷۴۱۱۳	− ۰/۴۱۷۵۶۸۴	۰/۶۷۸۱
C(۵)	− ۰/۹۹۵۷۰۹۶۱	۰/۲۵۷۸۵۴۲	− ۳/۷۱۱۷۷۲۱	۰/۰۰۰۵
C(۶)	۰/۵۹۱۶۳۹۵	۰/۱۶۱۳۳۰۱	۳/۶۶۷۲۵۹۷	۰/۰۰۰۶
Unweighted statistics				
R - squared	۰/۴۳۹۲۰۴	Mean of dependent var		۱۲/۲۱۱۸۷
S.D. or dependent	۱۵/۳۱۴۲۱	S.E. of regressionr		۱۲/۵۶۲۸۳
Sum of squared resid	۳۹۴۵/۶۱۸	Durbin - Watson stat		۱/۷۹۴۳۶۴

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

جدول ۸: نتایج رگرسیون به روش SUR برای شاخص قیمت محصولات صنعتی

LIP=C(۷)+C(۸)* LIP(−۱)+C(۹)*LG+C(۱۰)* LG(−۱)+C(۱۱)*LG(−۲)+C(۱۲)*LM۱				
	COEFFICIENT	STD. ERROR	T - STAT	2 - TALL SLG
C(۷)	۹/۴۹۸۳۱۷۷	۵/۲۰۴۶۷۹۲	۱/۸۲۴۹۵۷۴	۰/۰۷۴۰
C(۸)	۰/۳۹۶۵۴۰۵	۰/۱۶۶۹۴۶۵	۲/۳۷۵۲۵۵۴	۰/۰۲۱۴
C(۹)	−۰/۰۱۱۴۳۲۶	۰/۲۰۷۴۳۳۰	−۰/۰۵۵۱۱۴۶	۰/۹۵۶۳
C(۱۰)	−۰/۲۱۱۲۳۰۶	۰/۲۶۱۳۳۷۸	−۰/۸۰۸۲۶۶۷	۰/۴۲۲۸
C(۱۱)	−۰/۴۹۱۹۳۷۵	۰/۲۶۴۷۶۲۱	−۱/۸۵۸۰۳۶۲	۰/۰۶۹۱
C(۱۲)	۰/۱۲۵۷۶۵۳	۰/۱۵۸۱۳۵۸	۰/۷۹۵۲۹۹۳	۰/۴۳۰۲
Unweighted statistics				
R - squared	۰/۴۰۵۲۴۸	Mean of dependent var		۱۲/۸۲۳۳۴
S.D. or dependent	۱۴/۷۹۱۴۳	S.E. of regressionr		۱۲/۴۹۵۹۴
Sum of squared resid	۳۹۰۳/۷۱۲	Durbin - Watson stat		۱/۸۴۶۰۸۳

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

در جدول شماره (۹) گزارش آزمون خنثی بودن پول برای سیستم مذکور آمده است که از روش x^2 این آزمون صورت گرفته است براساس این آزمون، فرضیه در سطح ده درصد (۱۰٪) معنادار بودن رد می‌شود. بنابراین خنثی بودن پول با این روش بکلّی در هر دو بخش رد می‌شود.

جدول ۹: گزارش آزمون خنثی بودن پول

Coefficients							
C(۷)	۹/۴۹۸۳۱۸	C(۸)	۰/۳۹۶۵۴۱	C(۹)	−۰/۰۱۱۴۳۳	C(۱۰)	−۰/۲۱۱۲۳۱
C(۱۱)	−۰/۴۹۱۹۳۷	C(۱۲)	۰/۱۲۵۷۶۵	C(۱)	۷/۷۰۵۸۲۵	C(۲)	−۰/۲۷۷۱۹۹
C(۳)	۰/۱۱۷۳۳۲	C(۴)	−۰/۱۰۳۳۱۱	C(۵)	−۰/۹۵۷۰۹۶	C(۶)	۰/۵۹۱۶۴۰
Residual Covariance Matrix							
۱و۱	۱۲۵/۹۲۶۲	۱و۲	۲۱/۰۳۸۰۵	۲و۲		۱۲۷/۲۷۸۰	
Residual Correlation Matrix							
۱و۱	۱/۰۰۰۰۰۰	۱و۲	۰/۱۶۶۱۷۷	۲و۲		۱/۰۰۰۰۰۰	
Determinant (Residual Covariance Matrix)				۱۵۵۸۵.۰۳۱			
Null hypothesis: C(۸) + C(۱۲) = ۱ و C(۲) + C(۶) = ۱							
Chi - square		۱۶/۳۴۸۹		Probability		۰/۰۰۰۳	

مأخذ: خروجی نرم‌افزار TSP7

۴ـ نتیجه‌گیری

در دو بخش اول و دوم این مقاله، در آغاز مبانی نظری و تجربی در مورد انعطاف‌پذیری، چسبندگی و شتابندگی قیمتها بیان شد. سپس مدلی برای ارزیابی مطالب فوق ارائه گردید. در این مدل تأثیر متغیرهای حجم پول، قیمتهای دورهٔ گذشته در هر بخش و تأثیرات دوره‌ای تولید بر روی سطح قیمتهای جاری در دو بخش کشاورزی و صنعت نشان داده مدل را برای بخش کشاورزی به عنوان بخشی که دارای انعطاف‌پذیری قیمت و بخش صنعت به عنوان بخشی که دارای چسبندگی قیمت است تخمین زدیم. تخمینها به دو روش تک معادله OLS و روش سیستمی معادلات به ظاهر غیر مرتبط زلنز انجام گرفت.

برای دو بخش کشاورزی و صنعت به روش OLS، رگرسیون مربوطه در کلّ غیر معنی‌دار است. در بخش کشاورزی متغیرهای پولی و تأخیر دوم تولید معنادار است که این نشان می‌دهد اثر پولی در بخش کشاورزی نسبتاً سریع است. غیر معنی‌دار بودن متغیر سطح قیمتهای دورهٔ گذشته نشان می‌دهد که در این بخش انعطاف‌پذیری قیمت وجود دارد. در این مدل برای بخش کشاورزی، ضریب متغیر حجم پول کوچکتر از یک است و این نشان می‌دهد نظریه شتابندگی در بخش کشاورزی ایران رد می‌شود هر چند مشاهدات جهانی خلاف این را نشان می‌دهد.

در بخش صنعت همه متغیرها غیر از متغیر سطح قیمتهای دوره گذشته همگی غیر معنی‌دار هستند و همین معنادار بودن متغیر سطح قیمتهای دوره گذشته نشان می‌دهد قیمتها در بخش صنعت از چسبندگی برخوردارند.

خنثایی پول برای دو بخش با هر دو روش آزمون شده است. با روش اول در بخش کشاورزی این فرضیه رد می‌شود و در بخش صنعت این فرضیه پذیرفته می‌شود یعنی در بخش کشاورزی پول خنثی نیست در حالی که در بخش صنعت پول خنثی است. ولی با روش سیستمی این فرضیه به طور کلّی رد می‌شود.

بجز این فرضیه نتایج حاصل از دو بخش با دو روش OLS و زلنز یکسان است. هر چند مدل تجربی مطرح شده با داده‌های کشورهای مختلف بخوبی عمل کرده ولی پایین بودن $\bar{R}^2$ در رگرسیونها با داده‌های ایران می‌تواند نشانگر خطای تصریح در مدل پیشنهادی و یا مشکلات ساختاری نظام اقتصادی ایران باشد.

با توجه به مستندات نظری و تجربی این موضوع در جهان، اینکه داده‌های ایران دقیقاً چنین روندی را نشان نمی‌دهند می‌تواند به دلایل زیر باشد: اول، این داده‌ها تغییرات سالیانه را نشان می‌دهند و لذا آثار کوتاه مدت شوکها را کمتر مشخص می‌کنند. دوم، یکی از سیاستهای دولت پرداخت یارانه و پایین نگه داشتن قیمت بعضی از محصولات کشاورزی بوده تا اقشار کم درآمد بتوانند مایحتاج اولیه خود را تهیه کنند. سوم، بخش عظیمی از نهاده‌های تولیدات کارخانجات صنعتی از خارج با سوبسیدهای ارزی دولت تهیه می‌شده است. همچنین بعضی از نهاده‌های بخش کشاورزی مانند سموم و بعضی بذرها و

تجهیزات با حمایتهای دولتی یا به طور مستقیم توسط دولت در اختیار بخش کشاورزی قرار می‌گرفته است. سیاستهای جایگزینی واردات و تغییرات ساختاری و شوکهای نفتی و تنشهای سیاسی همراه با تحریمهای اقتصادی در دوران بعد از انقلاب نیز همه در روند طبیعی تغییرات سطح قیمتها تأثیرگذار بوده‌اند.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، "حسابهای ملّی (سالهای مختلف) "ادارهٔ حسابهای ملی"

۲. مرکز آمار ایران، «سالنامه آماری» (سالهای مختلف)

3. Barnett, etal, "***The Money supply and Nominal Agricultural Prices.***" Amer. J. of Agr. Econ, 65 (1983)" 303-307.

4. Bordo, D., ***The Effects of Monetary Changes on Relative Commodity Prices and the Role of Long - Term Contracts.*** "J. of Polit. Econ; 88 (1980)": 1088 - 1109

5. Dornbusch, R., "***Expectations and Exchange Rate Dynamics,***" J. of Polit, Econ, 84 (1976) 1161 - 76.

6. Frankel, J.A. "***Commodity Prices and Money: Lessons from International Finance***", Amer. J. of Agr. Econ., 66 (1985): 560 - 566.

7. Frankel, J.A., "***Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model.***" Amer. J. of Agr. Econ., 68 (1986): 344 - 48.

8. Gordon, R.J., "***The Impact of Aggregate Demand on Prices.***" Brookings Papers on Economic Activity, 1975.

9. Gordon, R.T., "***Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States; 1890 - 1980,***" J.of Polit. Econ. 90 (1982): 1085 - 1117.

10. Hicks, J., "***The Crisis in Keynesian Economic,***" Basic Books, New York, 1974.

11. Mussa, M., "***Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Model of the Inflationary Process,***" Amer. Econ. Rev, 71 (1981): 1020 - 1027.

12. Okun, A., "***Inflation: Its Mechanics and Welfare Costs,***" Brooking Papers on Economic Activity, 2 (1975): 351 - 90.

13. Rausser, etal, "***Macroeconomic Linkages, Taxes, and Subsidies in the Agricaltural Sector,***" Amer. J. of Agr. Econ, 68 (1986): 399 - 417.

14. Robertson, J.C. and D. Brden, "***Monetary Impacts on Prices in the Short Run: Some Evidence from New Zealand,***" Amer. J. of Agr. Econ., (1990): 160 - 170.