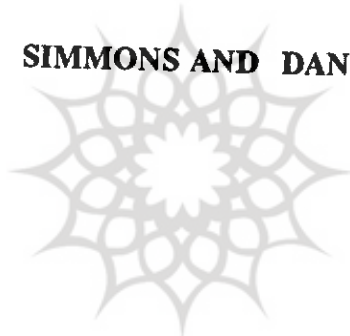


" OXFORD ECONOMIC PAPERS 44 (1992), 35-50 "

CONSUMER PRICE PERCEPTIONS AND EXPECTATIONS

BY PETER SIMMONS AND DANIEL WEISERBS



ادراکات و انتظارات مصرف کننده در مورد قیمت

پروژه ستاد علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

پرتال جامع علوم انسانی

نویسندگان: پیتر سیمون - دانیل ویزربز

ترجمه دکتر حمید ابریشمی

ادراکات و انتظارات مصرف کننده در مورد قیمت^۱

نویسندگان: پیتر سیمون و دانیل ویزربرز^۲

ترجمه: دکتر حمید ابریشمی^۳

۱- مقدمه

هم اکنون داده های کیفی پیش بینی های راجع به سطوح قیمت به طور وسیعی در دسترس بوده و توسط بسیاری از اقتصاددانان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. تحلیل های اولیه یا به منظور کمی کردن داده های رتبه ای جهت بدست آوردن شاخص هایی از تورم انتظاری یا برای تبیین داده ها برحسب متغیرهای اقتصادی متمرکز بوده است.

دو روش از رایج ترین روش های کمی کردن داده ها، از کارهای تایل^۴ (۱۹۵۲)، کارلسون^۵ و پارکین^۶ (۱۹۷۵) از یک طرف و پسران^۷ (۱۹۸۴) از طرف دیگر سرچشمه می گیرد. در روش اول، شاخصی از تورم انتظاری به صورت تابعی از نسبت پژوهش شوندگانی که کاهش نرخ تورم را انتظار دارند و آنهایی که افزایشی را در نرخ تورم مزبور

1 - Consumer Price Perceptions AND Expectations

2 - Peter Simmons And Daniel Weiserbs

۳. دکتر حمید ابریشمی عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

4 - Theil

5 - Carlson

6 - Parkin

7 - Pesaran

پیش‌بینی می‌کنند، تعریف می‌شود. روش مزبور تنها در مورد متغیرهایی که تمام پژوهش‌شوندگان در نظر خواهی مشترکاً تجربه نموده‌اند، کاربرد دارد. به عنوان مثال تمام پژوهش‌شوندگان ممکن است کما بیش نرخ تورم یکسانی را تجربه کنند ولی درآمد واقعی بسیار متفاوتی داشته باشند.

در این روش فرض بر این است که تورم آتی، یک توزیع احتمالاً عینی داشته و پژوهش‌شوندگان با توجه به میانگین توزیع ذهنی خود از تورم آینده در مقایسه با سطح آستانه درک خود، به سؤالات نظر خواهی پاسخ می‌دهند. تحت برخی فروض دیگر، اتخاذ شکلی برای توزیعهای فراوانی پاسخها، به شکلی از تابع تورم انتظاری منتهی خواهد شد. در حالت ساده توزیع یکنواخت با یک دامنه ثابت، تورم انتظاری با تفاوت بین نسبت پژوهش‌شوندگانی که انتظار افزایش تورم و آنهایی که انتظار کاهش آن را دارند، متناسب خواهد بود. این روش ها کمبودها و نقایصی دارند (رجوع کنید به باچلور^۱ (۱۹۸۲)، و پسران (۱۹۸۷)). که اغلب ناشی از التزام آنها به اعمال تعداد نسبتاً زیادی از فروض خاص می‌باشد.

روش دیگری که توسط پسران (۱۹۸۴) توصیه شد، برای نظر خواهی‌هایی شامل سؤالاتی در مورد ادراک پژوهش‌شوندگان از گذشته و همچنین انتظارات آنها از آینده در مورد یک متغیر است که وی آن را روش رگرسیونی می‌نامد. در اینجا از اطلاعات مربوط به ادراکات برای محاسبه رابطه تجربی بین گذشته واقعی و گذشته درک شده، استفاده می‌شود و سپس با درج داده‌های مربوط به پاسخ‌های افراد در مورد انتظاراتشان در رابطه تجربی به دست آمده، از آن برای پیش‌بینی آینده استفاده می‌شود. این روش مستلزم فروض جزئی تری است اگر چه این حکم ضمنی را که فرمول یکسانی برای ادراکات گذشته به منزله انتظارات آینده به کار می‌رود، در خود دارد؛ بدیهی است که برای تعیین رابطه تجربی باید یک فرضیه پذیرفته شده اولیه‌ای تصریح گردد.

پس از کمی نمودن پاسخ‌های نظر خواهی، یک مسئله قابل توجه دیگر تورش داده‌های نظر خواهی است. داده‌های مذکور در صورتی بدون تورش هستند که انتظارات محاسبه شده از داده‌های نظر خواهی، پیش‌بینی‌های بدون تورشی از نرخ واقعی تورم را ارائه دهد. بدون تورش بودن یک نظر خواهی، تا حدودی بستگی به روش

همفزونی و یا کمی کردن داده ها و تا حدودی به پاسخ های افراد بستگی دارد. عدم تورش داده ها، اغلب به طور مسامحه آمیزی برحسب میانگین نظر خواهی های تکراری درمورد میانگین برآورد شده توزیع عینی و تطبیق آن با متوسط مقادیر تحقق یافته متغیرهای اقتصادی در طول این دوره، تعریف می شود. باچلور (۱۹۸۲) دریافت که با این تعریف اغلب بررسی هایی که انجام می دهد (به ویژه در نظرخواهی EEC) تورش دار هستند.

روش های مورد استفاده برای تبیین داده های نظر خواهی و نتایج بدست آمده، کاملاً تغییر یافته اند. برخی داده های کمی (از قبیل بررسی لیونگستون^۱) هم برای بررسی الگوهای سری زمانی انتظارات (به عنوان مثال الگوهای خود همبسته) و هم برای نقش متغیرهای اقتصادی دیگر در توضیح داده های مربوط به انتظارات قیمت، به کار می روند. عرضه پول، نرخ بیکاری و نرخ های بهره به اشکال مختلف در نظر گرفته شدند (برای نمونه رجوع کنید به فرانکل^۲ (۱۹۸۲)، هولدن و پیل^۳ (۱۹۷۷) و رسلر^۴ (۱۹۸۰)). برخی مؤلفین نیز صریحاً با داده های نظر خواهی تفکیک شده کار کرده و الگوهای لاجیت و پروبیت را به کار بردند. (مثل مک اینتاش^۵، لاو^۶ و شیان تارلی^۷ (۱۹۸۶)). نتایج این ملاحظات نوعاً نامشخص است.

این مقاله سعی دارد ویژگی های نظر خواهی فصلی EEC از انتظارات مصرف کننده در مورد تورم در انگلستان را مورد بررسی قرار دهد. به ویژه با استفاده از شکل دیگری از روش پسران (۱۹۸۴) این مسئله را مورد بررسی قرار می دهد که آیا داده های نظر خواهی، بعضی فروض منطقی مشخص را که اساساً تابعی از بدون تورش بودن آنهاست تأیید می کند یا خیر.

سؤال دیگری که نتایج بررسی ما، دیدگاه های روشنی درباره آن ارائه می کند، با این مسئله در ارتباط است که آیا داده های نظر خواهی، اطلاعات مفیدی برای اقتصاددانان در بردارد یا خیر؟ در صورت فقدان داده های مذکور، وجود شاخصی از تورم

1 - Livingston

2 - Frenkel

3 - Holden & Peel

4 - Resler

5 - McIntosh

6 - Low

7 - Schiantarelli

مورد انتظارکل، در بسیاری زمینه های کاربردی مفید خواهد بود. اما آیا با استفاده از داده های نظر خواهی می توان شاخصی را از یک سری زمانی خودکار و برون یاب محاسبه کرده و آن را بهبود داد؟ اگر پاسخ مثبت باشد، از قرار معلوم، داده های نظر-خواهی شامل بعضی اطلاعات مناسب و مرتبطی است که در نرخ های تورم گذشته موجود نیست. پس الگوهای احتمالی، با استفاده از داده های نظر خواهی مورد آزمون قرار می گیرد و معلوم می شود که آیا می توان چنین اطلاعاتی را به مقدار زیادی از تغییرات نرخ بهره و ادراکات پژوهش شونندگان از گذشته به دست آورد یا خیر؟

۲- درک تغییرات قیمت در گذشته

۲-۱ جنبه های روش شناسی

دو سؤالی که در رابطه با قیمتها در بررسی EEC مطرح می شوند، عبارتند از:

(الف) آیا سطح قیمت کنونی در مقایسه با ۱۲ ماه قبل (۱) خیلی بالاتر؛ (۲) نسبتاً بالاتر؛ (۳) کمی بالاتر؛ (۴) تقریباً در همان سطح و یا (۵) کمتر از آن است؟

(ب) آیا انتظار دارید روند قیمت در طول ۱۲ ماه آینده، (۱) افزایش سریعتر؛ (۲) مقداری افزایش؛ (۳) افزایش آهسته تر؛ (۴) ثابت و یا (۵) کاهش اندکی را نشان دهد؟ توجه داشته باشید که دو سؤال فوق، تعابیری کاملاً متفاوت دارند. اولین سؤال به نرخ تورم در طول سال گذشته ($\Delta P/P$ یا $\Delta \ln P$) مربوط می شود ولی سؤال دوم به نرخ تغییر مورد انتظار نرخ تورم [$\Delta (\Delta P/P)$ یا $\Delta (\Delta \ln P)$] مربوط می شود.

نظر خواهی انجام شده برای هر فصل نسبت پژوهش شوندگانی را که در مورد هر سؤال، در یک گروه یا طبقه قرار می گیرند، مشخص می کند. فرض کنیم که n_i نسبت خانوارها در گروه i در نظر خواهی مربوط به سؤال مشاهده روند گذشته قیمت باشد که i از ۱ (خیلی بالاتر) تا ۵ (کمتر) است و به همین ترتیب m_i نسبت خانوارها در گروه i نظر-خواهی در مورد انتظارات قیمت در آینده باشد.

اگر چه قیمت کالاها برای هر فرد در اقتصاد کمابیش یکسان است، نرخ تورم موثر برای افراد مختلف، به علت تفاوت در الگوهای مخارج آنها، متفاوت است. بدیهی است که نمی دانیم یک پژوهش شونده هنگام پاسخگویی به سؤال درک روند قیمت در گذشته، کدام شاخص تورم را در ذهن خود دارد، لکن معمولاً شاخصی از نوع شاخص دیویزیا (Divisia) تقریب خوبی برای اکثر شاخصهای مورد استفاده پژوهش شونده است. نرخ

تورم واقعی برای خانوار h در طول دوره $t-K$ تا t عبارت است از:

$$\pi(K)_t^h = \sum_j W_j^h \Delta_k \text{Ln } P_{jt} \quad (۱)$$

که در آن W_j^h سهمی از بودجه خانوار h است که به کالای j تخصیص داده می شود و با رابطه زیر تعریف می شود:

$$W_j^h = P_{jt} X_{jt}^h / y_t^h \quad (۲)$$

x_j^h مقدار کالای j خریداری شده توسط خانوار h و y_t^h درآمد اسمی (یابا به صورت دقیق تر کل مخارج) خانوار مزبور است. نرخ تورم برای کل اقتصاد، متوسط نرخهای تورم برای هر خانوار است:

$$\pi(k)_t = \sum_j W_{jt} \Delta_k \text{Ln } P_{jt} = \sum_h \pi(K)_t^h y_t^h / Y_t \quad (۳)$$

که در آن W_j سهمی از کل بودجه است که به کالای j تعلق می گیرد و Y درآمد کل خانوارها (یعنی کل مخارج) است.

فرض می شود که تمام خانوارهای یک گروه معین، در بررسی یک شاخص مشترک ادراک مانند $\pi(K)_t^p$ دارند. در آن صورت، اگر \bar{y}_i در آمد متوسط خانوارهای گروه i باشد، خواهیم داشت:

$$\sum_h \pi(K)_t^h y_t^h / Y_t = \sum_i \pi(K)_t^p n_k \bar{y}_i / \bar{Y}_t \quad (۴-۱)$$

در اصل، شاخص ادراک، نتیجه به کارگیری فرایند درک روانی خانوارها از محیطشان است که آن را در رابطه زیر خلاصه می کنیم:

$$\pi(K)_t^p = g_i(z, X_i) \quad (۴-۲)$$

در اینجا Z و X متغیرهای برون زایی هستند که بفرایند ادراک خانوارها در گروه i تأثیر می گذارند؛ متغیر Z برای تمامی خانوارها مقدار یکسانی دارد درحالیکه متغیر X برای i امین گروه مقادیر خاصی اختیار می کند. می توان گفت در مجموع، زمانی ادراکات بدون تورش خواهند بود که:

$$\pi(K)_t = \sum_i \pi(K)_t^h y_t^h / Y_t + u_t ; \quad E[u_t] = 0 \quad (5.1)$$

و با استفاده از این تعریف در رابطه (۴) خواهیم داشت:

$$\pi(K)_t = \sum_i g_i(Z_{it}, X_{it}) n_{it} \bar{y}_{it} / \bar{Y}_t + u_t \quad (5.2)$$

اگر توزیع درآمد بین گروه های مختلف، در نمونه گیری ها باثبات باشد، نسبت درآمد متوسط گروه به درآمد متوسط کل ثابت بوده و آنگاه (۵-۲) به محض انتخاب شکلی برای $g_i(\cdot)$ قابل تخمین خواهد بود.

لازم به تذکر است که انتخاب متغیرها و شکل تبعی در (۴-۲) یک نظریه رفتاری خطای ادراکات قیمت را طرح ریزی می کند، در حالی که با معلوم بودن فرمول بندی شاخص "دیویزیا"، ساختار گروه و ادراکات بدون تورش، باز هم در مورد استدلال لازم برای استنتاج (۵-۲)، مشکل تعریفی وجود خواهد داشت.

بعضی قیود اولیه را می توان در مورد (۵-۲) اعمال کرد. اگر ادراکات در سطح خانوار بدون تورش باشند، آنگاه گروه ۴ (اگر تصوّر بر ثبات قیمتها باشد) نقش یک مبنا را بازی می کند. اگر تمام پژوهش شوندگان در این گروه قرار داشته باشند، امید ریاضی (۵-۲) می بایست صفر باشد. یعنی:

$$g_i(\cdot) = 0$$

P (1)

که یک مبناى آزمون برای فرضیه بدون تورش بودن ادراکات است. یک خاصیت "منطقی" دیگر یکنوایی ضعیف است: ادراکات خانوارهای گروه ۱ از تورم، در سطحی بالاتر از ادراکات خانوارهای گروه ۲ قرار دارد و به همین ترتیب الی آخر.

بنابراین اگر پژوهش شوند، به جای گروه $i+1$ ، در گروه i قرار گیرد؛ می بایست $\pi(K)$ افزایش یابد و در اصل هر چه تحرک بین طبقات و گروه ها بیشتر باشد، این افزایش بیشتر خواهد بود. اگر هر گروه، در مورد این ادراکات ترتیبی، بدون تورش عمل کند؛ انتظار داریم که:

برای هر $\Delta \pi_i = -\Delta \pi_j < i < j$ ، چنانچه $\Delta \pi(K) / \Delta \pi_i + \Delta \pi(K) / \Delta \pi_j \geq 0$ و چنانچه $i > j$ باشد؛ $\Delta \pi(K) / \Delta \pi_i + \Delta \pi(K) / \Delta \pi_j \leq 0$ خواهد بود و بنابراین با داشتن $P(1)$

$$g_1(\cdot) \geq g_2(\cdot) \geq g_3(\cdot) \geq 0 \geq g_5(\cdot) \quad P(2)$$

بدیهی است که خواص دیگری نیز اگر چه با نقش کمتر، می توانند مورد آزمون قرار گیرند. به عنوان مثال برای آزمون اینکه آیا عدم تقارنی در پاسخ های خانوار وجود دارد یا خیر، می توان با این معیار عمل نمود که یک نرخ تورم پایین از نظر کمی معادل با نرخ تنزلی قیمت پایین است:

$$g_3(\cdot) + g_5(\cdot) = 0 \quad P(3)$$

همچنین می توان نسبت گروههایی را که تورم را در سطحی بالا تجربه کرده اند به آنهایی که آن را در حدی معتدل درک کرده اند، ملاک قرار داد. بانوشتن رابطه زیر:

$$g_1(\cdot)/g_2(\cdot) = \beta g_2(\cdot)/g_3(\cdot) \quad \text{برای یک } \beta > 0 \text{ معین} \quad P(4)$$

دو حالت خاص مورد نظر، $\beta = 1$ و $\beta = 0/75$ می باشند. حالت اخیر همراه با $P(3)$ شاخصی از ادراکات مورد استفاده در EEC را به دست می دهد:

$$\pi(4)_t^P = 3n_{1t} + 2n_{2t} + n_{3t} - n_{5t} \quad P(5)$$

$P(5) - P(1)$ ، قیود قابل آزمونی در مورد شکل رابطه بین تورم واقعی و داده های

نظرخواهی مربوط به تورم درک شده هستند، لکن بدیهی است که فقط رد $P(1) - P(2)$ دال بر رد فرضیه عدم تورش است.

۲-۲ خواص تجربی ادراکات

عمومی ترین مدلی که برای (۲-۴) در نظر می‌گیریم عبارت است از:

$$g_i(\cdot) = \alpha_i + Y_i D_i + \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} s_{jt} + \eta \pi(4)_{k-1} + \sum_{q=1}^4 \lambda_q \pi(1)_{k-q} \quad (6)$$

D یک متغیر مجازی است که تا قبل از زمستان ۱۹۷۹ مقدار صفر داشته و پس از آن مقدار یک را می‌پذیرد (علت این کار تغییر سازمان مسئول جمع آوری و تنظیم داده‌های نظرخواهی در زمستان ۱۹۷۹ می‌باشد). S متغیر مجازی فصلی است. روشی که طبق آن ادراکات خانوارها از نرخ جاری تورم سالانه انجام شده و در یکی از گروه‌ها قرار می‌گیرد، به طور منظم بستگی به نرخ تورم سالانه گذشته نزدیک دارد و به علاوه همراه با تغییرات سیر تورم، در طول سال گذشته نیز به طور منظم تغییر می‌کند. بنابراین نرخهای تورم با یک فصل وقفه و یکسال وقفه در مدل درج می‌شوند. چون مجموع نسبت‌های به دست آمده از نتایج نظرخواهی برابر یک می‌شود، یک معادله خطی برای (۲-۵) خواهیم داشت:

$$\pi(4)_t = \sum_i \alpha_i n_{it} + D_t \sum_i \gamma_i n_{it} + \sum_j \delta_{ij} s_{jt} + \eta \sum_i n_{it} \pi(4)_{t-1} \bar{y}_{it} / \bar{Y}_t \quad (7)$$

$$+ \sum_q \lambda_q \sum_i n_{it} \pi(1)_{t-q} y_{it} / Y_t + u_t \quad i = 1, 5$$

با فرض اینکه توزیع در آمد بین گروهها در طول نمونه گیری باثبات باشد، جملات \bar{y}_{it} / \bar{Y}_t در ضرایب لحاظ می‌شوند، به طوری که رابطه (۷) به صورت زیر خواهد شد:

$$\pi(4)_t = \sum_i \alpha_i n_{it} + D_t \sum_i \gamma_i n_{it} + \sum_i n_{it} \sum_j \delta_{ij} s_{jt} + \eta \pi(4)_{t-1} + \sum_q \lambda_q \pi(1)_{t-q} + u_t \quad (8)$$

برای نرخ تورم مشاهده شده، از یک شاخص "دیویزیا" استفاده می‌شود که از

قیمت ها و سهم بودجه ۱۱ گروه اصلی مخارج مصرف کننده همراه با شاخص تورمی که با $\pi(K)_t = \sum w_{jt} D \ln P_{jt}$ تعریف شده و در آن $k=1$ نرخ تورم فصلی و $k=4$ نرخ تورم سالانه را نشان می دهد؛ تشکیل شده است.

نمونه شامل ۴۳ مشاهده فصلی از اقتصاد انگلستان، فصل دوم ۱۹۷۴ تا فصل چهارم ۱۹۸۴ است. تنها با ۱۲ درجه آزادی برای معادله (۸) معلوم می شود که پارامترهای مدل، بیش از حد می باشند. خط مشی آزمون ما، ابتدا آزمون مقیاس زمانی مورد استفاده هر خانوار (یعنی ساختار وقفه تورم) و سپس آزمون اثرات فصلی مشترک و سرانجام خواص $P(1)$ تا $P(5)$ می باشد. به خاطر حساسیت احتمالی نتایج نسبت به ترتیب آزمونها، مجدداً آزمون ساختار وقفه و اثرات فصلی مشترک برای معادله نهایی تکرار می شود.

در رابطه با آزمون اثرات وقفه های تورم، باید گفت نرخ تورم سالانه با وقفه و چهارمین وقفه یک نرخ تورم فصلی، مواردی هستند که معنادار می باشند. به علاوه نمی توان این فرضیه را که ضرایب این متغیرها به ترتیب ۱ و ۱- هستند، رد کرد. بنابراین رابطه (۸) را می توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\pi(4)_t - [\pi(4)_{t-1} - \pi(1)_{t-4}] = \sum_i \alpha_i n_{it} + D_t \sum_i \gamma_i n_{it} + \sum_i n_{it} \sum_j \delta_{ij} s_{jt} + u_t \quad (9)$$

نتیجه آزمون نسبت درستی - لگاریتمی معادله (۸) در مقابل (۹)، مقدار ۷/۶۴ با درجه آزادی ۵ است (به جدول ۱ مراجعه کنید).

اما متغیر وابسته جدید خیلی نزدیک به $\pi(1)_t$ بوده و در صورتی که سهم هر کالا در بودجه افراد در نمونه ثابت باشد، دقیقاً همان است. تفسیر رابطه (۹) این است که خانوارها در پاسخگویی به سؤالات مربوط به ادراکات نرخ تورم سالانه، از مسیر گذشته تورم، فقط نرخ فصل جاری آن را در نظر می گیرند. در این مرحله مدل (۹) را داریم:

$$\pi(1)_t = \sum_i \alpha_i n_{it} + D_t \sum_i \gamma_i n_{it} + \sum_i n_{it} \sum_j \delta_{ij} s_{jt} + u_t \quad (9')$$

آزمون بعدی در مورد اثرات فصلی مشترک در تمام گروه ها، $\delta_{ij} = \delta_{ji}$ است. نسبت درستی لگاریتمی مقید، مقدار ۱۴۸/۲۹۷ با ۱۲ قید را خواهد داشت. این مقدار

کاملاً بیشتر از مقدار بحرانی است اما با به خاطر داشتن اینکه این آزمون در نمونه های کوچک بسیار تمایل به رد شدن دارد، اگر تصحیح آندرسون در نمونه های کوچک را به کار بریم، قیود مزبور پذیرفته می شوند، اما به هر حال این آزمون منجر به این می شود که نقش خاص گروه چهارم را در نظر بگیریم. از آن پس مطمئناً آزمون $g_4 = 0$ و g_4 در نتیجه $0 = \delta_{4j}$ را لازم خواهیم داشت. آنگاه آزمون مشترک $0 = \delta_{4j}$ و $\delta_{ij} = 0$ ($i=4$) معنا می یابد. این آزمون، یک نسبت درستنمایی $148/651$ و یک تابع آزمون X_{12}^2 با مقدار $22/8$ را می دهد که در سطح 5% نیز پذیرفته می شود. تحت این قیود، $S_{jk} = \sum_j (1 - n_{4j}) S_{jk} = \sum_j n_{4j} S_{jk}$ و رابطه (۹) به صورت زیر در می آید:

$$\pi(1)_t = \sum_i \alpha_i n_{it} + D_t \sum_i \gamma_i n_{it} + \sum_j \delta_j (1 - n_{4j}) s_{jt} + u_t \quad (10)$$

پس از آن، ویژگی $P(1)$ در مورد رابطه (۱۰) یعنی $0 = \delta_4 = \alpha_4$ آزمون می شود. مقدار نسبت درستنمایی این آزمون که یک نسبت درستنمایی مقید است، $146/522$ در مقایسه با $148/561$ بوده و بنابراین این فرضیه که جوابهای نظر خواهی در مورد ادراکات تورم در مورد این قسمت از معیار عدم تورش صدق می کند را نمی توان رد کرد.

قید بعدی $P(2)$ با چهار جزء مربوطه $g_2 \geq g_3 \geq g_1 \geq g_2$; $g_2 \geq g_3$; $g_2 \geq g_3$; $g_2 \geq g_3$ است. به هر حال $g_5 < 0$ در تمام مدلها صدق کرده و در حقیقت هیچ گونه قیدی اعمال نمی کند. با قرار دادن $\alpha_1 = k\alpha_2$ و $\gamma_1 = k\gamma_2$ آغاز می کنیم که در آن $k \geq 1$ است. نتیجه آزمون این است که مدل با $K=1$ دارای بهترین برازش است. با آمدن به گروه ۳، آماره t برای α_3 فقط $0/05$ است که این امر بدین معنی است که مقدار α_3 برابر صفر خواهد بود.

معادله به دست آمده (با $\alpha_1 = \alpha_2$ و $\gamma_1 = \gamma_2$ و $\alpha_3 = 0$) که با روش OLS برآورد

شده، عبارت است از:

$$\pi(1)_t = .035(n_{1t} + n_{2t}) - .289n_{3t} - .014 D_t(n_{1t} + n_{2t}) + .070 D_t n_{3t} - .07 D_t n_{4t} \quad (11)$$

(6.71) (1.51) (2.29) (2.33) (3.42)

$$+ .007 s_{k_1}(1 - n_{k_1}) + .013 s_{k_2}(1 - n_{k_2}) + .0003 s_{k_3}(1 - n_{k_3})$$

$$(1.81) \quad (3.23) \quad (.08)$$

$$R^2 = .775 \quad L = 145.087$$

نتایج مدل متقاعدکننده است لیکن $\gamma_3 > \alpha_1 + \gamma_1$ بوده و به این ترتیب برآوردهای نقطه‌ای ویژگی $p(Y)$ رانقض می‌کنند. با اعمال قید $\alpha_1 + \gamma_1 \leq \gamma_3$ به صورت $\alpha_1 + \gamma_1 - e$ مقدار $144/831$ برای تابع درستنمایی لگاریتمی و برآوردی از $\gamma_3 = \alpha_1 + \gamma_1$ به دست می‌آید. این امر معادله نهایی را برای ادراکات تورم به ما ارائه می‌کند:

$$\pi(I)_t = .035(n_{1t} + n_{2t} + D_t n_{3t}) - .291n_{5t} + .016 D_t(n_{1t} + n_{2t} + n_{3t}) \quad (12)$$

$$(6.75) \quad (1.53) \quad (2.84)$$

$$- .1781 D_t n_{5t} + .007S_{1t}(1 - n_{k_1}) + .013S_{2t}(1 - n_{k_2}) - .0002S_{3t}(1 - n_{k_3})$$

$$(4.47) \quad (1.86) \quad (3.32) \quad (.06)$$

$$R^2 = .773 \quad L = 144.831$$

تفسیر این معادله، این است که جوابهای نظرخواهی درمورد ادراکات تورم تا زمانی تصویر آینه واری از نرخ تورم واقعی را به طور منطقی نشان خواهد داد که نرخ تورم یک فصل در نظر گرفته شود. علائم ضرایب، موافق انتظار بوده و شواهدی از خود-همبستگی وجود ندارد. با دادن وزن مساوی به گروه های ۱ و ۲ و ۳ و مقدار مربوطه گروه ۵ به خودش، تا قبل از زمستان ۱۹۷۹، بهترین ارتباط بین ادراکات تورم و تورم واقعی وجود دارد. پس از زمستان ۱۹۷۹، گروه بندی مناسب، عبارت است از: ۱ و ۲ و ۳ و ۴ و گروه ۵ بامقدار خودش، با توجه به نتایج معادله (۱۱): $P(3)$ ، $P(4)$ و $P(5)$ رد می‌شوند.

در تفسیر ضرایب و به ویژه اندازه نسبی آنها، باید متذکر شد که داده های نظرخواهی به صورت نسبت بیان می‌شوند و بنابراین $\alpha_1 = 0/01$ ، تأثیر جابجایی ۱٪

جمعیت از گروه ۴ به گروه ۱ را بر $\pi(1)$ اندازه می‌گیرد. بنابراین پس از ۱۹۷۹، اگر ۱٪ از جمعیت از گروه ۱ به گروه ۵ بروند، تورم درک شده حدود ۲٪ کاهش می‌یابد.^۱ خلاصه نتایج در جدول ۱ آمده است. $LM(1)$ و $LM(4)$ به ترتیب آماره آزمون ضرایب لاگرائز برای خود همبستگی مرتبه اول و چهارم هستند درحالیکه $LM(1-4)$ یک آزمون ضرایب لاگرائز همزمان برای خود همبستگی مرتبه اول به چهارم است. $reset$ آزمون عمومی رمزی (Ramzey) براساس مجذور و مکعب مقادیر پیش بینی شده و $hetero$ ، آزمون F برای واریانس ناهمسانی براساس رگرسورهاست. مقدار بحرانی ۵٪ این آماره F در پراتزها نوشته شده است. بررسی نمودار مقادیر واقعی و مقادیر برازش شده در شکل ۱، آشکار می‌سازد که پسماند مربوط به پاییز ۱۹۷۹، هم در داده های مشاهده شده و هم در مقادیر پیش بینی شده یک پسماند دور افتاده است.

این دور افتادگی ممکن است به این دلیل باشد که نرخ تورم، یک بار برای همیشه افزایش شدیدی داشته و نرخ مالیات برارزش افزوده انگلستان در این فصل از ۸٪ به ۱۵٪ افزایش یافت. اگر این فصل از مشاهدات حذف شود (کاری که توسط بسیاری از پژوهشگران انجام می‌شود) آنگاه γ_3 با توجه به نسبت ۱ که مقدار ۱/۱ را دارد، معنادار نخواهد بود. با حذف γ_3 خواهیم داشت:

$$\pi(1)_t = .035(n_{1t} + n_{2t}) - .279n_{5t} + .016D_t(n_{1t} + n_{2t}) - .806 D_t n_{5t} \quad (13)$$

(7.70) (1.66) (3.08) (2.56)

$$+ .008 S_{1t} (1-n_{4t}) + .014 S_{2t} (1-n_{4t}) - .0002 S_{3t} (1-n_{4t})$$

(2.22) (3.90) (.93)

$$R^2 = .802 \quad L = 143.380.$$

اما بدلیل اینکه بسیاری از فصول دیگر نیز در نمونه از حوادث خاصی (به عنوان مثال شوک های قیمت نفت) تأثیر پذیر بوده اند، ترجیحاً این مشاهدات حذف نمی‌شود. بنابراین معادله نهایی برای ادراکات تورم، معادله (۱۲) است.

۱- $\Delta \hat{\pi}(1) = (.016 + .035)(-.01) + (-.291 - 1/781)(.01) = -.02123$

جدول ۱: لگاریتم درستنمایی و تشخیص دهندگی ها برای ادراکات

	Equ.	L	LM(1)	LM(4)	LM(1-4)	Reset	Hetero
مدل کلی	(8)	163.869	2.15 (4.8)	3.13 (4.8)	1.18 (3.8)	1.48 (4.1)	8.57 (19.4)
وقفه های مقید	(9)	160.048	.271 (4.5)	2.43 (4.5)	.679 (3.2)	7.05 (3.7)	2.05 (3.1)
فصول مشترک	(10)	148.651	.277 (4.2)	.90 (4.2)	1.39 (2.8)	3.36 (3.35)	.43 (2.6)
خاصیت P1	(11)	146.522	.036 (4.2)	.012 (4.2)	.251 (2.7)	2.78 (3.3)	.874 (2.7)
خاصیت P2	(12)	144.831	.240 (4.1)	.03 (4.1)	.19 (2.7)	.983 (3.3)	1.12 (2.3)

۳- انتظارات تورمی

۳-۱ جنبه های روش شناسی

دیدیم که مصرف کنندگان در مورد ادراکات مربوط به تورم، فقط به نرخ تورم یک دوره گذشته توجه می کنند. منطقی است که همانند چارچوب تحلیلی پسران فرض کنیم که پاسخ به دومین سؤال نظر خواهی در مورد انتظارات تورم، برحسب نرخ تورم در طول فصل بعدی باشد (این آزمون بعداً انجام خواهد شد) تغییرات جمعی تورم در فصل بعد عبارت است از:

$$\pi(1)_{t+1} - \pi(1)_t = \sum_h \pi(1)_{t+1}^h (y_{t+1}^h / Y_{t+1}) - \sum_h \pi(1)_t^h (y_t^h / Y_t). \quad (14-1)$$

اگر نرخ تورم مورد انتظار بین دوره t و $t+1$ و نرخهای تورم درک شده و واقعی بین دوره t و $t+1$ برای خانوار h در دوره t ، به ترتیب با $\pi(1)_t^{eh}$ و $\pi(1)_t^{ph}$ و $\pi(1)_t^h$ نشان داده شوند، خواهیم داشت:

$$\pi(1)_{t+1} - \pi(1)_t = \sum_h (\pi(1)_{t+1}^{eh} - \pi(1)_t^{ph}) (y_{t+1}^h / Y_{t+1}) + \sum_h (\pi(1)_t^{ph} - \pi(1)_t^h) (y_t^h / Y_t) + V_t \quad (14-2)$$

تحت این فرض که انتظارات تورمی هر خانوار در کل، بدون تورش است به طوری که :

$$\sum_h \pi(1)_{t+1}^{eh} (y_{t+1}^h / Y_{t+1}) = \pi(1)_{t+1} - V_t \quad E[V_t] = 0 \quad (15-1)$$

فرض می کنیم که در داخل هر گروه نه از سؤال مربوط به انتظارات، خانوارهای آن گروه یک انتظارات مشترک از تغییر نرخ تورم دارند :

$$\pi(1)_t^{eh} - \pi(1)_t^{Ph} = f_i(x_{it} \text{ و } z_t) \quad h \in i \text{ برای تمام } (15-2)$$

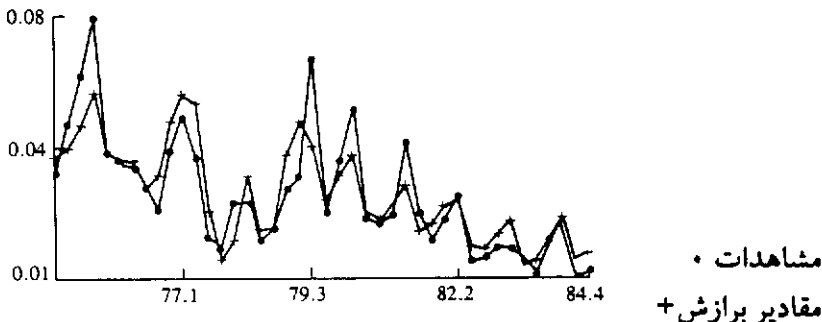
$$\pi(1)_t^{Ph} = g_j(x_{it} \text{ و } z_t) \quad h \in j \text{ برای تمام } (15-3)$$

با جایگزینی این دو معادله در رابطه (۲-۱۴) خواهیم داشت:

$$\pi(1)_{t+1} - \pi(1)_t = \sum_{h \in i} f_i(\cdot) \sum_{h \in i} y_{t+1}^h / Y_{t+1} + \sum_j g_j(\cdot) \sum_{h \in j} y_t^h / Y_t - \pi(1)_t + V_t \quad (15-4)$$

با این فرض که نسبت خانوارهای گروه i در زمینه سؤال مربوط به انتظارات، m_i باشد؛ (۱۵-۴) به صورت زیر در می آید:

$$\pi(1)_{t+1} = \sum_i f_i(\cdot) m_i \bar{y}_{it+1} / \bar{Y}_{t+1} + \sum_j g_j(\cdot) n_j \bar{y}_{jt} / \bar{Y}_t + V_t \quad (16)$$



همانند معادله مربوط به ادراکات تورم، فرض می کنیم $f_i(\cdot)$ فقط به فصلها و یک

متغیر مجازی بستگی داشته باشد.

۲-۳ خواص تجربی انتظارات تورمی

معادله (۱۶) مبنایی برای پیش بینی های تورم را بدست می دهد. راه دیگر این است که شکل خود همبسته $\pi(1)_t$ در نظر گرفته شود اگر این روش پیش بینی های متقاعد کننده یکسانی ارائه کند، آنگاه نظر خواهی هیچ گونه اطلاعات مفیدی بیش از آنچه تورم باوقه ارائه می کرد، در برنخواهد داشت. به عکس، اگر تبیین رابطه (۱۶) از تورم به صورت خود همبسته بهتر باشد، آنگاه اطلاعات اضافی موجود در نظر خواهی را مدلسازی خواهیم کرد. یک کار تجربی مکمل آن، آزمون بعضی فرضیات اولیه درج شده در رابطه (۱۶) است. به عنوان مثال آیا الگوسازی انتظارات براساس ادراکات گذشته تورم از نظر تجربی مفید است؟
در این مرحله، یک مدل دو معادله ای داریم:

$$\pi(1)_t = \alpha_1(n_{1t} + n_{2t} + D_1 n_{3t}) + \alpha_5 n_{5t} + \gamma_1 D_t (n_{1t} + n_{2t} + n_{3t}) + \gamma_5 D_t n_{5t} \quad (17-1) \\ + \sum \delta_j (1 - n_{4t}) S_{jt} + u_t$$

$$\pi(1)_{t+1} = \alpha_1 (n_{1t} + n_{2t} + D_t n_{3t}) + \alpha_5 n_{5t} + \gamma_1 D_t (n_{1t} + n_{2t} + n_{3t}) + \gamma_5 D_t n_{5t} \quad (17-2) \\ + \sum \delta_j (1 - n_{4t}) S_{jt} + \sum \lambda_i m_{it} + D_t \sum \phi_i m_{it} + \sum V_{ij} m_{it} S_{jt} + V_t \quad (j \neq 4)$$

این دو معادله با استفاده از روش FIML (با حذف آخرین مشاهده از نمونه) با هم برآورد می شود و سپس درمورد آن آزمون انجام می گردد. توجه داشته باشید که دو مجموعه تأثیرات فصلی در سیستم منظور شده است زیرا نحوه تاریخ گذاری متغیرها در معادله انتظارات، از معادله ادراکات متفاوت است.

در جدول ۲- درستی های متنظر با قیود مختلف اعمال شده بر سیستم (۱۷) همراه با تعداد پارامترها که در پراتنز آورده شده، نشان داده شده است. ابتدا $P(1)$ یعنی $F_4(0=)$ یکی از ویژگی های اساسی مربوط به عدم تورش انتظارات [را آزمون می کنیم. این فرضیه پذیرفته می شود اما برخلاف معادله ادراکات (دربخش قبل) وجود تأثیرات فصلی مشترک اکنون در سطح ۵٪ رد می شود. پس از آن ارتباط هر گروه

پژوهش شونده در (۱۷-۲) جداگانه و در ترکیب با هم آزمون شد. هیچ یک از این قیود باتوجه به برآورد قبلی رد نمی شوند. با استفاده از نتایج (۱۷-۱)، آزمون $\lambda_1 = \lambda_2$ با $\phi_1 = \phi_2$ نیز انجام شد ولی این فرضیه رد شد. لذا مدل نهایی (۱۷) به شرح زیر می باشد:

$$\pi(1)_1 = .035(n_{1t} + n_{2t} + D_1 n_{3t}) - .225n_{5t} + .014D_1(n_{1t} + n_{2t} + n_{3t}) - 1.544 D_1 n_{5t} \quad (7.28) \quad (1.53) \quad (3.10) \quad (4.77)$$

$$+ .006 s_{1t} (1-n_{4t}) + .013 s_{2t} (1-n_{4t}) - .001 s_{3t}(1-n_{4t}) \quad (18-1) \quad (1.51) \quad (3.02) \quad (3.3)$$

$$\pi(1)_{t+1} = \{\pi(1)_t\} + .029 m_{1t} - .002m_{1t}s_{1t} - .093m_{1t}S_{2t} - .035m_{1t} S_{3t} \quad (18-2) \quad (1.88) \quad (1.10) \quad (3.90) \quad (1.56)$$

$$L = 273.103 \quad R^2_1 = .761 \quad R^2_2 = .653 \quad d_1 = 1.83 \quad d_2 = 1.74$$

جدول ۲: مقادیر لگاریتم درستنمایی برای سیستم (۱۸)

نامقید	289.2	(29)
$\lambda_4 = \phi_4 = 0$	287.0	(27)
$\lambda_4 = \phi_4 = 0$ تأثیرات فصلی مشترک	273.4	(18)
$\lambda_3 = \phi_3 = \lambda_4 = \phi_4 = 0; v_{13} = 0$	283.7	(22)
$\lambda_1 = \lambda_2 : \phi_1 = \phi_2 : \lambda_4 = \phi_4 = V_{11} = V_{12}$	279.0	(17)
$\lambda_1 = \lambda_2; \phi_1 = \phi_2; \lambda_3 = \phi_3 = \lambda_4 = \phi_4 = 0; V_{11} = V_{12}; V_{13} = 0$	276.1	(17)
$\lambda_2 = \phi_2 = \lambda_3 = \phi_3; \lambda_4 = \phi_4 = 0; V_{12} = V_{13} = 0$	277.2	(15)
$\lambda_2 = \phi_2 = \lambda_3 = \phi_3 = \lambda_4 = \phi_4 = \lambda_5 = \phi_5 = 0; V_{12} = V_{13} = V_{15} = 0$	273.2	(12)
$\lambda_2 = \phi_2 = \lambda_3 = \phi_3 = \lambda_4 = \phi_4 = \lambda_5 = \phi_5 = \phi_1 = 0; V_{12} = V_{13} = V_{15} = 0$	273.1	(11)

که در آن R^2_i و R^2 و d_i آماره دورین واتسون معادله i ام هستند. به عنوان یک روش جهت کشف نقایص، پسماندهای هر معادله روی تمام رگرس کننده های موجود در سیستم و متغیرهای آزمون از قبیل پسماندهای باوقفه یا

قدرت مقادیر برازش شده معادله مربوطه، رگرس شد. نتایج به دست آمده، حاکی از عدم وجود خطای تصریح در هر معادله می باشد.

به هر حال، علی رغم یک کار اقتصادسنجی نسبتاً خوب، این نتایج زیاد متقاعد کننده نیست. به علاوه، معادله (۱۸) نسبتاً ناشیانه است: در تعیین نرخ تورم، فقط گروهی از پژوهش شوندگان که شتاب و افزایش سریع تورم را پیش بینی می کنند (به طور متوسط ۲۲/۵٪ نمونه) اهمیت دارند و وقتی تعداد پژوهش شوندگان این گروه صفر است، فرض می شود که نرخ تورم مورد انتظار، با نرخ درک شده تورم یکسان می باشد. به علاوه برطبق معادله (۱۸)، هر چه m_1 بالاتر باشد، نرخ تورم مورد انتظار برای فصول دوم و سوم پایین تر خواهد بود که البته این مسئله ناقض $p(2)$ است. اگر اعمال قید تأثیرات فصلی مشترک را - علی رغم رد آن از نظر آماری - دنبال کرده بودیم؛ باز هم به همین نتایج می رسیدیم. این فرض ضمنی و شاید غیر صحیح که ضریب تورم درک شده در معادله (۱۷-۲) برابر یک است، ممکن است توضیحی برای نتایج مختل کننده باشد. برای آزمون اینکه آیا این فرض با داده های آماری سازگار است یا خیر، (۱۷-۲) را به صورت زیر بیان می کنیم:

$$\pi(1)_{t+1} = \beta[\alpha_1(n_{1t} + n_{2t} + D_1 n_{3t}) + \alpha_2 n_{4t} + \gamma_1 D_1(n_{1t} + n_{2t} + n_{3t}) + \gamma_2 D_1 n_{4t} + \sum \delta_j (1 - n_{4t}) S_{jt}] + \sum \lambda_i m_{it} + D_1 \sum \phi_i m_{it} + \sum V_{ij} m_{it} S_{jt} \quad (j \neq 4) \quad (17-2)$$

و آزمون $\beta = 1$ را انجام می دهیم.

حال تفسیر سیستم (۱۷) درحقیقت این است که خانوارها به سؤال مربوط به انتظارات تورم برحسب سطح نرخ تورم به جای رشد آن پاسخ می گویند و پاسخ آنها به نرخ جاری تورمی که درک و تجربه کرده اند، بستگی دارد.

پس از اینکه به صورت فوق، نمایش محدودتری برای سیستم (۱۷-۱ - ۱۷-۲) جستجو شد، برآورد شکل خلاصه شده، نتایج زیر را در بردارد^۱:

۱ - افزودن یک مقدار ثابت به (۱۷-۲)، همواره فویاً رد می شود زیرا بالاترین آماره ۱ به دست آمده در این

$$\pi(1)_t = \{.036(n_{1t} + n_{2t} + D_t n_{3t}) - .304n_{3t} + .014D_t(n_{1t} + n_{2t} + n_{3t}) - 1.612D_t n_{3t}\} \quad (7.69) \quad (1.87) \quad (2.68) \quad (4.40)$$

$$+ .006(1-n_{4t}) S_{1t} + .013(1-n_{4t}) S_{2t} - .001(1-n_{4t}) S_{3t} \quad (1.73) \quad (3.41) \quad (3.0) \quad (19-1)$$

$$\pi(1)_{t+1} = .519\{\pi(1)_t\} + .061m_{1t} + .038D_t m_{1t} + (.011S_{1t} - .061S_{2t} - .035S_{3t})m_{1t} \quad (2.14) \quad (2.62) \quad (1.74) \quad (.54) \quad (2.38) \quad (1.92)$$

$$L = 275.043 \quad R^2_1 = .761 \quad R^2_2 = .681 \quad d_1 = 1.86 \quad d_2 = 1.82. (19-2)$$

بنابراین استفاده از داده های نظر خواهی در مورد انتظارات برای پیش بینی تورم براساس مشاهدات گذشته بهتر عمل می کند. لاکن از نظر تجربی به نظر می رسد، توزیع خانوارها در گروه ها، (غیر از گروه اول) هیچ تأثیری نداشته و فقط نسبت خانوارهایی که افزایش سریعی را برای تورم پیش بینی می کنند، در این زمینه نقش دارند. به عنوان مثال در فصل چهارم، وقتی که ۱۶٪ خانوارها در گروه m_1 (۱۰٪ قبل از زمستان ۱۹۷۹) قرار دارند، انتظار می رود نرخ تورم فصلی در سطح درک شده اش (مثلاً ۲٪) ثابت بماند. در اینجا نیز نتایج برآورد، دلالت بر هیچ گونه خطای تصریحی در معادلات ندارد. سه آزمون دیگر باقی مانده است:

۱- در ابتدا با مقایسه موارد زیر این موضوع تحقیق می شود که آیا انتظارات بیشتر بر مبنای ادراکات شکل می گیرد یا از واقعیت:

(A): (۱۹-۲) به عنوان یک تک معادله با این فرض که $\{\pi(1)_t\}$ مقدار برآزش شده (۱۹-۱) باشد؛

(B): رگرسیون $\pi(1)_{t+1}$ روی نرخ تورم واقعی، $\pi(1)_t$ ، و اثرات فصلی اگر آزمون غیر متداخل در مورد این مدل ها انجام شود، خواهیم داشت:

-۵/۳۰۷	آزمون کاکس (Cox)	(A) در برابر (B)
۳/۵۸۳	مدل توأم	
-۱/۰۶۷	آزمون کاکس (Cox)	(B) در برابر (A)
۱/۱۹۸	مدل توأم	

آماره کاکس (Cox)، عبارتست از $N(0/1)$ در حالیکه آزمون مدل توأم یک آزمون F برای قیود صفر در مدل توأم است. مدل (B) در برابر (A) رد می شود ولی (A) در برابر (B) در هر دو آزمون رد نمی شود. از طرف دیگر با منظور کردن مقادیر برازش شده نظر - خواهی در آزمون (B) و انجام آزمون J (دیویدسون و مک کنون (۱۹۸۱)، مقادیر برازش شده نظر خواهی با ضریب ۰/۹۵ و آماره ۱، ۳/۵۲ معنی دار خواهند بود. اما با درج مقادیر برازش شده (B) در معادله نظر خواهی، ضریبی معادل ۳۰۸ با آماره ۱، ۰/۹۱ برای آن به دست می آید. شواهد به دست آمده از این آزمونها پدین قرار است که انتظارات اندازه گیری شده از داده های نظر خواهی را باید به حساب آورید.

۲- بر اساس نتایج تجربی به دست آمده برای ادراکات، مدل (۱۷) فرض می کند که پاسخ خانوارها به سوال مربوط به انتظارات، بر حسب فصل آتی و نه بر حسب ۱۲ ماه

پژوهشگاه علوم اجتماعی و رفتارشناسی
جدول ۳: معادلات فرسنگی

	معادله مشاهدات	معادله انتظارات
LM(1)	0.705	0.470
LM(4)	0.585	0.726
LM(1-4)	0.464	0.573
Hetero	2.339	1.760
Reset	0.155	0.067

آینده می باشد. این موضوع را می توان با مقایسه رگرسیون نرخ تورم سالانه روی مقادیر با وقفه اش، پاسخهای با وقفه مربوط به انتظارات و اثرات فصلی؛ بارگرسیون نرخ تورم فصلی روی مقادیر باوقفه اش، جوابهای با وقفه نظر خواهی و اثرات فصلی آزمون کرد. آزمون F (با درجات آزادی ۸ و ۳۰) برای ضرایب m_i درمورد نرخ سالانه $2/737$ و برای نرخ فصلی $4/151$ بوده و مبین آن است که نظر خواهی بیشتر واریانس نرخ فصلی را توضیح می دهد.

۳- آزمون باقی مانده درمورد نظر خواهی این است که آیا اطلاعات به دست آمده از نظر خواهی اصولاً همان اطلاعات موجود در نرخ تورم گذشته می باشد. بامنظور کردن مدل خودرگرسیون مراتب شش و کمتر در مدل تورم فصلی همراه با تأثیرات فصلی، بهترین برازش مدل خود رگرسیون عبارت است از:

$$\pi(1)_{t+1} = .013 + .512\pi(1)_t + .236\pi(1)_{t-1} + .001S_{1t} - .015S_{2t} - .012S_{3t} \quad (20)$$

(2.53) (3.11) (1.43) (.23) (2.73) (2.22)

$R^2 = .534$	$s = .012$	$F = 8.24$	$LM(1) = .21$
$LM(4) = .43$	$LM(1-4) = .69$	$Reset(1) = .951$	$Hetero = .47$

برازش فوق چندان خوب نیست اما طرق کشف نقایص هیچ گونه اشاره ای برخطای تصریح ندارند. آزمون غیر متداخل بین (۲۰) و (۱۹-۲) نتایج زیر را خواهد داشت:

خودرگرسیون در برابر نظر خواهی	نظر خواهی در برابر خود رگرسیون	
-۲۷/۶۰۹	-۰/۹۹۲	کاکس
۳/۸۸۲	۰/۸۸۰	مدل توأم

که ترجیح نظر خواهی برمدل خود رگرسیون را می پذیرد لکن ترجیح خود رگرسیون برنظر خواهی را نمی پذیرد. نتایج مشابهی نیز از آزمون لکه مقادیر برازش شده معادله نظر خواهی درمدل خود رگرسیون گنجانده شده باشد، به دست می آید. مقادیر برازش

شده نظر خواهی، ضریب ۰/۹۲۴ با آماره ۱ معادل ۵/۰۳، خواهند داشت. از طرف دیگر مقادیر برازش شده خودرگرسیون در معادله نظر خواهی، ضریب ۰/۰۷۹ با آماره ۱ معادل ۰/۲۸ را دارد. تمام این نتایج، نشانگر برتری نظر خواهی نسبت به یک مدل خود-رگرسیون است. نتیجه حاصله این است که داده های نظر خواهی پیشگوی بهتری از نرخ تورم فصلی نسبت به یک مدل خود رگرسیون می باشند. از قرار معلوم، نظر خواهی اطلاعات مناسبتری را ارائه می کند. این موضوع به طرح این سؤال می انجامد که مصرف کنندگان چه اطلاعاتی را مورد استفاده قرار می دهند.

۴- مدلسازی داده های نظر خواهی

مشکل اصلی در تعیین اطلاعات به کار گرفته شده توسط پژوهش شوندگان نظر-خواهی، از فقدان اطلاعات کامل در مورد ویژگی های فردی پژوهش شوندگان ناشی می شود. بهترین کاری که می توان انجام داد این است که تعیین شود آیا متغیرهای اقتصاد کلان موجود فعلی، به حد کافی می توانند چگونگی انتظارات پژوهش شوندگان در مورد تورم فصلی را توضیح دهند.

یک چار چوب نسبتاً ساده برای این کار، مدل چند جمله ای لاجیت^۱ است. در این مدل متغیرهای کلان، تأثیرات متفاوتی در گروه های مختلف دارند. احتمال P_i یعنی احتمال اینکه یک خانوار در گروه i نظر خواهی در مورد انتظارات قرار گیرد، با رابطه زیر داده می شود:

$$p_i = \exp(\sum_j \alpha_{ij} x_{ij}) / \sum_i \exp(\sum_j \alpha_{ij} x_{ij}),$$

به طوری که معادلات کسری - لگاریتمی^۲ بین هر گروه و گروه چهارم، نسبت به x خطی هستند:

$$\log(P_{ik} / P_{4k}) = \sum_j (\alpha_{ij} - \alpha_{4j}) X_{jk} \quad (21)$$

نسبتهای نمونه ای مربوطه (m_{it} / m_{4t}) ، برآوردی از کسره‌های $\frac{p_{it}}{p_{4t}}$ را ارائه می‌کنند. اگر این نسبتها بدون تورش بوده و با یک خطای ضرب شونده همراه باشند، رابطه (۲۱) به یک مدل رگرسیونی تبدیل می‌شود:

$$\log (m_{it}/m_{4t}) = \sum_j (\alpha_{ij} - \alpha_{4j}) X_{jt} + u_{it} \quad (22)$$

خط مشی ما، برآورد این معادلات کسری - لگاریتمی در نمونه هاست. m_{it} بیش بینی تورم آینده در زمان t مربوط است. اطلاعات موجود برای خانوارها در زمان t شامل نرخ تورم فصلی جاری، نرخ ارز، نرخ بیکاری، نرخ بهره های کوتاه مدت، خالص کل وجوه وام گرفته شده برای خرید خانه و ادراکات خانوار از تورم گذشته است. این متغیرها و مقادیر گذشته آنها برای مجموعه اطلاعاتی X مورد استفاده قرار می‌گیرد.

معادله (۲۲) را با روش حداقل مربعات معمولی و با حذف متغیرهای غیر معنی - دار، برآورد کرده ایم. تا اندازه ای به دلیل وجود m_{4t} در تمام نسبتها، ممکن است عدم همبستگی بین خطاهای معادلات مختلف وجود نداشته باشد. برای بررسی صحت این موضوع، مدل مقید با روش حداکثر درستنمایی تخمین زده می‌شود. نتایج این برآورد، در جدول ۴ آورده شده است و سرانجام آزمونهای مشخص نمایی LIM براساس یک تک معادله با استفاده از پسماندهای حداکثر درستنمایی برای خود همبستگی مراتب اول و چهارم، برای آزمون Reset و برای واریانس ناهمسانی، انجام شد. آزمون اخیر از رگرسیون مجذور پسماندها روی متغیرهای برونزای معادله استفاده می‌کند.

براساس آزمون F ، تأثیرات فصلی در هیچ یک از معادلات معنی دار نیستند. در مورد متغیرهای اقتصادی فقط تغییرات نرخ‌های بهره کوتاه مدت و نرخ تورم جاری معنی دار هستند. نوعاً n_{it} در توضیح m_{it} معنادار نیست. (به استثنای n_{4t} برای کسانی که انتظار افزایش تورم را دارند)، در هیچ یک از معادلات در سطح ۵٪ خطای تصریح وجود ندارد. اما آماره آزمون واریانس ناهمسانی برای گروه ۳ نزدیک مقدار بحرانی ۴/۰۸ است. این نتایج، با اظهارات فاما^۱ (۱۹۷۵) که نرخ بهره اسمی یک شاخص پیشگام برای نرخ تورم مورد انتظار است، سازگاری دارد (همچنین رجوع کنید به فرانکل^۲ (۱۹۸۲)) یا حداقل

اینکه خانوارها در پاسخگویی به نظر خواهی، نرخ بهره اسمی را به حساب می آورند.

جدول (۴)

Equation	$\log \left(\frac{m_{1t}}{m_{4t}} \right)$	$\log \left(\frac{m_{2t}}{m_{4t}} \right)$	$\log \left(\frac{m_{3t}}{m_{4t}} \right)$	$\log \left(\frac{m_{5t}}{m_{4t}} \right)$
Lagged dependent variable	0.710 (8.98)	0.782 (13.63)	0.909 (25.18)	0.788 (9.15)
Constant	-2.020 (3.83)	-1.083 (3.73)		-0.365 (2.65)
Trend	0.025 (3.53)	0.015 (3.52)		
Δr_t	67.903 (3.70)	53.738 (3.35)	29.699 (3.22)	
$\log(n_{4t})$	-0.464 (3.92)	-0.283 (4.16)		
π_t			1.774 (1.61)	
R^2	0.720	0.692	0.811	0.666
σ^2	0.230	0.181	0.064	0.077
LM(1)	1.362	1.514	0.869	0.042
LL(4)	0.926	1.902	0.662	0.067
Reset	0.153	0.297	0.838	0.410
Hetero	1.394	1.051	3.956	1.654

۵- نتیجه گیری

نتایج اصلی این مقاله عبارتند از:

الف) پژوهش شوندگان در پاسخ به سوالات نظر خواهی، فقط وضعیت گذشته اخیر

را در نظر می‌گیرند لذا می‌توان طرز تلقی آنها را به این صورت که حافظه کوتاهی نسبت به گذشته دارند، مدل سازی کرد.

ب) در پیش بینی نرخ تورم آتی، پژوهش شوندگان وضع فعلی را آنچنانکه درک می‌نمایند، به عنوان مبنا به کار می‌گیرند.

ج) در پیش بینی تغییرات نرخ تورم، پژوهش شوندگان از یک قاعده انتظارات تطبیقی پیروی نمی‌کنند، بلکه به تغییرات جاری نرخ بهره متکی هستند.

د) داده‌های نظر خواهی نسبت به یک مدل خود رگرسیونی، از نظر تجربی راهنمای معتبری برای پیش بینی تورم آتی است.

از نظر روش شناسی، توسعه روش پسران که در اینجا استفاده شده کاملاً خوب عمل می‌کند. دو فرض اساسی به کار رفته عبارتند از اینکه پژوهش شوندگان در گروه‌های مختلف نظر خواهی از نظر ادراکات نقطه ای تورم در گذشته و انتظارات تورم در آینده، تفاوت منظمی داشته و توزیع درآمد بین گروه‌ها، در نمونه گیری‌های تکراری، ثابت است. فرض اول نسبتاً معقول است. برآورد نقطه ای توزیع ذهنی، می‌تواند آماره‌ای براساس توزیع ذهنی گروه طبقه بندی شده باشد. فرض دوم با داده‌های موجود قابل آزمون نیست لکن به دو دلیل ممکن است غیر منطقی نباشد: اولاً نمونه نسبتاً اندک بوده و توزیع درآمدها به کندی تمایل به تغییر دارند. ثانیاً یکی از دلایل اصلی وجود نرخ‌های تورم مختلف، الگوهای مخارج متفاوت بین خانوارهاست که این تفاوت به مقدار زیادی می‌تواند با تفاوت درآمدی تعریف شود. بنابراین پژوهش شوندگان در هر طبقه و گروه، ممکن است کاملاً همگن بوده و در عین حال با توزیع درآمد به کندی در حال تغییر، در همان طبقه باقی بمانند.

منابع و مأخذ:

- BATCHELOR , R.A. (1982). "Expectations, Inflation and Growth; the European Experience European Economic Review; 17,1-25
- C A R L S O N ; J . a n d P A R K I N . N . (1 9 7 5) .
"Inflation;Expectations'Econpmica,42,123-38.
- DAVIDSON. R. and MCKINNON.J.G.(1981), "Several Tests for Model; Selection in the Presence of Alternatives Hypothesis." *Econometrica*. 49,781-93.
- FAMA.E.F. (1975)."Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation" *American Economic Review*' 65.269-82.
- FRENKEL. J. A. (1982) " A Technique for Extracting a Measure of Expected Inflation from the Interest Rate Term Structure" *Review of Economics and Statistics*.64.135-42.
- HOLDEN.K.and PEEL, D.'(1977)."An Empirical Investigation of Inflationary Expectations" *Oxford Bulletin of Economics and Staisitics*. 39.291-9.
- MCINTOSH. J. SCHIANTARELLI. F. and Low. W. (1986)"A Qualitative Response Model of U.K Firmis Employment and Output Decisions" *University of Essex Discussion Paper*.
- PESARAN. M.H. (1984) "Expectations Formation and Macroeconomic Modelling ' in P. Malgrange and P.Muet (eds). *Contemporary Maodelling*. Blackwell.
- PESARAN. M.H. (1987)"The Limits to Rational Expectations.'Blackwell.
- RSESKER. D.H.(1980)"The Formation of Inflation Expectations" *Reuiw of Federal ReserveBank of St Louis*.
- THEIL. H. (1952)"On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test' *Revue de l'Institut International de Statische*.