فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال دوم/ شماره پنجم / تابستان ۱۳۹۰

هزینه رفاهی تورمی ناشی از حق‌الضرب در اقتصاد ایران

علیرضا مرادی[۱]

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۰/۷/۲۶

چکیده

پس از ارائهٔ دیدگاه‌های پولیون در خصوص اهمیت و نقش پول در بروز تورم، حقایق آشکار شده بر این دیدگاه تاکید می‌کند که تورم بیشترین ارتباط نزدیک را با تغییرات در عرضهٔ پول دارد. عبارت فوق امروزه مورد تاکید بسیاری از مکاتب اقتصاد کلان است. از این رو در اتخاذ هر سیاست پولی، کاهش هزینه های رفاهی ناشی از تورم باید یکی از اهداف اساسی مقامات پولی باشد، ولی در عین حال، دولتها از محل قدرت انحصاری ناشی از چاپ پول، درآمدی را بدست می آورند که بدان حق‌الضرب گفته می شود. در این مقاله سعی شده است تا «حق‌الضرب»[۲] و «هزینهٔ رفاهی»[۳] ناشی از تورم در اقتصاد ایران بطور هم‌زمان با استفاده از الگویی از نوع الگوی سیدراسکی[۴] (۱۹۶۷) که در آن ترجیحات بصورت توابعی جدایی پذیر از جریانات خدمات بدست آمده از مصرف کالاهای بی‌دوام و دارائی‌های پولی است، برآورد گردد. در بعد کاربردی این الگو به یک سیستم معادلات همزمان غیر خطی تبدیل می گردد که تخمین این الگو مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) است. نتایج بدست آمده نشان می دهد که اولاً حق‌الضرب در ایران دارای یک مقدار مجانبی است که از۲/۷۴ درصد GDP تجاوز نمی کند و ثانیاً با افزایش تورم هزینه رفاهی ناشی از آن افزایش می یابد. در دورهٔ مورد بررسی بیشترین مقدار حق‌الضرب مربوط به سال ۱۳۷۲ بوده و معادل ۲/۶۷۵ درصد GDP است و بیشترین هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم نیز مربوط به سال ۱۳۷۲ بوده و معادل ۳/۰۴۱ درصد GDP است.

طبقه‌بندی JEL: E5, C51, C30

واژه‌های کلیدی: حق‌الضرب، روش گشتاورهای تعمیم یافته، سیستم معادلات همزمان غیر خطی.

---

۱ عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی کرمانشاه و دانشجوی دکتری اقتصاد واحد علوم و تحقیقات تهران
alirezamoradi_econ@iauksh.ac.ir

* این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی است که با حمایت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه انجام شده است.

2 Seignorage
3 welfare cost
4 Sidrauski-type

۱- مقدمه

کاهش هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم یکی از مهمترین اهداف اعمال سیاستهای پولی است. ولی این هدف در عمل بواسطهٔ تسلط بخش مالی اقتصاد بر بخش پولی در بسیاری از کشورهای دارای مشکلات ساختاری مانند ایران محقق نشده است. مداخلهٔ بیش از حد دولت‌ها در اقتصاد و افزایش روزافزون حجم دولت و مآلاً کسری بودجهٔ ناشی از این مداخله سبب میگردد که دولت‌ها با استقراض از بانک مرکزی، زمینهٔ افزایش پایهٔ پولی را فراهم آورند که افزایش حجم پول و نقدینگی از نتایج تامین مالی کسری بودجه توسط استقراض از بانک مرکزی خواهد بود. روشن است که پیآمد این گونه سیاست‌های نادرست پولی، تورمی است که بطور مداوم آن را تجربه کرده‌ایم. گرچه تورم برای دولت که انحصار چاپ پول را در دست دارد، درآمد حق‌الضرب را در پی دارد ولی تورم هزینه‌های رفاهی را به جامعه تحمیل می کند. در این مقاله سعی می شود تا"حق‌الضرب" و "هزینهٔ رفاهی" ناشی از تورم در اقتصاد ایران را با استفاده از داده های سالیانه در طی دورهٔ (۱۳۸۶-۱۳۴۴) بطور همزمان با استفاده از الگویی از نوع الگوی سیدراسکی که در آن ترجیحات بصورت توابعی جدایی‌پذیر از جریانات خدمات ناشی از مصرف کالاهای بی‌دوام و دارائی‌های پولی است، برآورد گردد.

۱-۱ - تعریف حق‌الضرب و مرور مختصری بر مطالعات پیشین

فرض کنیم که تقاضای واقعی پول به شکل منفی به نرخ بهره اسمی و به شکل مثبت به درآمد واقعی وابسته باشد. در این صورت می توان تقاضا برای مانده های حقیقی پول را چنین نوشت:

$$\frac{M}{P} = L(i, Y)$$

$$\frac{M}{P} = L(r + \pi^{e}, Y) \quad , \quad L_i < 0 \quad , \quad L_Y > 0 \quad (۱)$$

از آنجائی که به درآمد دولت ناشی از خلق پول علاقمندیم باید M را پول پر قدرت (اسکناس و مسکوک و ذخایر انتشار شده توسط دولت) $\frac{H}{P}$ بدانیم. از این رو $L(\cdot)$ تقاضای پول پر قدرت است. این منطقی است که ما فکر کنیم که تولید واقعی و نرخ بهره واقعی تحت تاثیر نرخ رشد پول نیستند. در این صورت بایستی تورم عملکرد با تورم مورد انتظار

یکسان باشد. اگر برای سهولت رشد تولید را در نظر نگیریم، پس در وضعیت پایدار رشد پول با نرخ تورم برابر است. از این رو می نویسیم:

$$\frac{H}{P}=L\left(\bar{r}+g_M,\bar{Y}\right) \qquad (۲)$$

که در این رابطه $\bar{r}$ و $\bar{Y}$ به ترتیب نرخ بهره واقعی هستند. در این صورت عبارت $g_M=\frac{H^\circ}{H}=\frac{H_t \quad H_{t\ 1}}{H_t}=1 \quad \frac{H_{t\ 1}}{H_t}$ است. در این حالت مقدار قدرت خرید دولت معادل با افزایش در موجودی اسمی پول در هر واحد از زمان تقسیم بر سطح عمومی قیمتها است[۱].

$$S=\frac{H^\circ}{P}=\frac{H^\circ}{H}.\frac{H}{P}= \quad 1 \quad \frac{H_{t\ 1}}{H_t} \quad . \quad \frac{H}{P} \qquad (۳)$$

معادله (۳) نشان می دهد که در وضعیت پایدار، حق‌الضرب واقعی معـادل نـرخ رشـد موجودی پول پر قدرت ضرب در مانده واقعی پول پر قدرت است. [چون قرار بود تولید ثابت باشد] پس نرخ رشد پول برابر نرخی است که در آن مانده های اسمی پول نگهداری شده ارزش واقعی خود را از دست می دهد، یعنی برابر با تـورم اسـت. بـدین ترتیـب بـا تقریب، درآمد ناشی از حق‌الضرب برابر است با مفهوم درآمد مالیات تورمی. (یعنـی در ادبیات اقتصادی در آمد ناشی از حق‌الضرب پول برای دولـت را درآمـد ناشـی از مالیـات تورمی میگویند).

سابقهٔ مطالعهٔ حق‌الضرب نسبتاً طولانی است. فریدمن[۲](۱۹۵۳)، کاگان[۳] (۱۹۵۶) و فلپس[۴](۱۹۷۳) اهمیت موضوع را بیان داشته‌اند. ولی جنبهٔ نوآورانهٔ بیشتری در اثر کاگان دیده می‌شود، زیرا او تحت انتظارات تطبیقی مسئلهٔ حق‌الضرب و ابرتورم[۵] را مطرح می‌کند و توضیح می دهد که چگونه در برخی از شرایط خاص چون جنگ‌ها و ناآرامی‌ها سیاسی یک دولت متکی به درآمد حق‌الضرب می شود و به چه صورت برای افزایش این درآمد سعی در غافلگیری مردم می‌کند تا آنها نتوانند مقدار بهینهٔ پول نگهداری شده را در کوتاه‌مدت تعیین کنند. کاگان نشان می دهد که درآمد حق‌الضرب نهایتاً با افزایش نرخ رشد پول افزایش یافته و منجر به بروز ابرتورم می‌شود. با توجه به این که در دهه‌های

---

[۱] منظور از $X^\circ=\frac{dX(t)}{dt}$ است. پس منظور از $H^\circ=\frac{dH(t)}{dt}$ تغییرا ت در حجم پول پر قدرت اسمی است. که قدرت خرید آن معادل با $\frac{H^\circ}{P}$ است.

[2] Friedman, Milton
[3] Cagan
[4] Phelps
[5] Hyper-Inflation

اخیر مشکل تورم شتابان در کشورهای پیشرفته حل شده است، مطالعات اخیر بیشتر مربوط به کشورهای افریقایی و امریکای جنوبی و لاتین است. در بین مطالعات صورت گرفته برای کشورهای دیگر، می توان به دو مطالعهٔ مهم اشاره کرد که عبارتند از: اکشتاین و لیدرمن (۱۹۹۲) برای اسرائیل و مطالعهٔ لوپز (۲۰۰۰) برای کلمبیا .

در بین مطالعات صورت گرفته در ایران میتوان به کمیجانی و اسماعیل نیا (۱۳۷۶)، هژبر کیانی و رحمانی(۱۳۷۹)، جعفری صمیمی(۱۳۸۰) و کمیجانی و عسگری(۱۳۸۳) اشاره کرد. در مطالعهٔ کمیجانی و اسماعیل نیا (۱۳۷۶)، با استفاده از الگوی تقاضای پول که به روش سیستمی حداقل مربعات سه مرحله ای(3SLS) تخمین زده شده، میزان حق‌الضرب اندازه گیری شده است. در مطالعهٔ جعفری صمیمی(۱۳۸۰) مسئلهٔ حق‌الضرب و استقلال بانک مرکزی درکشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار می گیرد. حال آنکه در مطالعهٔ کمیجانی و عسگری(۱۳۸۳) میزان بهینهٔ حق‌الضرب مورد بررسی قرار گرفته است. در مطالعهٔ حاضر سعی شده است تا با بهره گیری از تئوری بهینه سازی مقید مبانی نظری و نتایج تجربی حق‌الضرب و هزینه (زیان) رفاهی ناشی از تورم مورد بررسی قرار گیرد.

۲ - الگوی سیدراسکی[۱]

الگوی نظری مقالهٔ حاضر یکی از الگوهای متداول و به کرات به کار گرفته شده در مطالعات تئوری پولی است که در آن رفتار مصرف و تقاضای پول بطور توام وارد یک چارچوب بهینه سازی یک "کارگزار نماینده[۲] " می شود[۳].

فرض کنید که مصرف کنندگان از خدمات ناشی از مصرف کالاها به شکل" تابعی مطلوبیت[۴] " زیر، مطلوبیت بدست می آورند:

$$E_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U\left(m_t, c_t\right) \qquad (۴)$$

[۱] این الگو برگرفته از الگوی سیدراسکی (۱۹۶۷) است. برای بحث دقیق پیرامون نقش پول در تابع مطلوبیت و مفـاهیم ضمنی آن در الگوی سیدراسکی به(2008) Wickenss ، صفحهٔ ۱۸۴ مراجعه کنید.

[2] Representative Agent

[۳] برای نمونه می توان به الگوی نظری بکارگرفته شده در مقالهٔ (1988) Eichenbaum, Hansen and Singleton اشاره کرد .

[4] Utility functional

در رابطهٔ (۴) c_t^* مصرف سرانهٔ خدمات ناشی از مصرف کالاها در زمان t، m_t تراز واقعی پول سرانه و پارامتر $\beta \in (0,1)$ نرخ تنزیل ذهنی[1] است. دورهٔ زمانی به صورت افق نامحدود در نظر گرفته شده و تابع مطلوبیت از نوع ریسک گریز با نرخ ثابت[2] است . برای یک فرم تصریح شده می توان تابع مطلوبیت را چنین نوشت:

$$U(m_t, c_t) = \frac{\left(m_t^{\gamma} \cdot c_t^{(1-\gamma)}\right)^{\theta} - 1}{\theta} \qquad (۵)$$

که در آن γ, θ پارامترهای ترجیحات هستند و $((\theta < 1)$ و $(0 < \gamma < 1))$ و ضریب ریسک گریزی که آن را ثابت فرض می کنیم برابر $(\theta - 1)$ است. برای اینکه تابع مطلوبیت مقعر[3] باشد باید پارامتر θ کوچکتر از یک باشد. کوچک بودن مقدار پارامتر θ به مفهوم ریسک گریز بودن بیشتر و کشش جانشینی بین زمانی[4] کمتر است . یک مشکل اساسی در خصوص الگوی فوق این است که در کاربردی کردن آن نمی توان، خدمات ناشی از مصرف کالاها را محاسبه کرد. البته برای رفع این مشکل لازم است فن آوری [5] تبدیل کالاها به خدمات بدست آمده از مصرف کالاها را تصریح کنیم. تلسر و گریووز (۱۹۷۲)[6] ، از رهیافتی استفاده می کنند که در آن تبدیل کالاهای مصرفی به خدمات ناشی از مصرف آنها، مبتنی بر یک فن آوری خطی[7] است . بطور مثال اگر کالایی در m دوره قبل خریداری شده، و تا به امروز مورد استفاده قرار می گیرد، ارزش خدمات ناشی از مصرف آن کالا عبارتست از :

$$c_t = \delta_0 c_t + \delta_1 c_{t-1} + \delta_2 c_{t-2} + \cdots + \delta_m c_{t-m} \qquad (m < \infty) \qquad (۶)$$

با توجه با اینکه در الگوی مورد بررسی ما کالاهـا بـی دوام هسـتند، $m = 1$ و $\delta_0 = 0$ خواهد بود. از این رو خریدهای مصرفی در دورهٔ زمانی t بطور مستقیم خـدمات ناشـی از مصرف کالا در دورهٔ t و $t+1$ را تحت تاثیر قرار می دهد.

هر خانوار دارای قید بودجه ای بصورت ذیل است:

$$b_t = b_{t-1}\frac{(1+r_{t-1})}{(1+n_t)} + \frac{m_{t-1}}{(1+n_t)(1+\pi_t)} + y_t - m_t - c_t \qquad (۷)$$

---

[1] Subjective discount factor
[2] Constant rate risk-averse
[3] Concave utility
[4] Intertemporal elasticity of substitution
[5] Technology
[6] Telser and Graves
[7] Linear technology

که در این رابطه b_t, m_t, c_t به ترتیب مصرف، تراز پولی و ارزش حقیقی دارائیهای مالی سرانه، و π_t, n_t نیز به ترتیب نرخ رشد جمعیت و نرخ تورم هستند. عبارت $(1+r_{t-1})$ عامل نرخ بهرهٔ واقعی است که معادل با $(1+r_{t-1})/(1+n_t)$ است که r_{t-1} بر نرخ بازدهی اسمی دارائیهای مالی دلالت دارد. y_t درآمد سرانهٔ حقیقی بدست آمده از منابع دیگر است. با جایگذاری تصریح مربوط به خدمات ناشی از مصرف کالاها (رابطهٔ۶) در درون رابطهٔ (۴) خواهیم داشت:

$$\underset{b_t, m_t}{\mathrm{Max}} \quad E_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U\left(m_t, \left(c_t + \delta_1 c_{t-1}\right)\right) \qquad (۸)$$

با تغییرات جزئی در رابطه (۷)، قیود بودجه زیر حاصل می شود:

$$c_t = b_{t-1}\frac{(1+r_{t-1})}{(1+n_t)} + \frac{m_{t-1}}{(1+n_t)(1+\pi_t)} + y_t - m_t - b_t \qquad (۹)$$

$$c_{t+1} = b_t\frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})} + \frac{m_t}{(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1})} + y_{t+1} - m_{t+1} - b_{t+1} \qquad (۱۰)$$

با مشتق گیری از روابط فوق نسبت به b_t, m_t و تقسیم طرفین این روابط بر $U_c(t)$، می توان "معادلات اولر"[1] را بدست آورد، که عبارتند از:

$$\beta.E_t \left[\frac{U_c(t+1)}{U_c(t)} \frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})} - \delta\right] + \beta^2.\delta.E_t \left[\frac{U_c(t+2)}{U_c(t)} \frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})}\right] - 1 = 0 \qquad (۱۱)$$

$$\frac{U_m(t)}{U_c(t)} \beta.E_t \left[\frac{U_c(t+1)}{U_c(t)} \frac{1}{(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1})} - \delta\right] + \beta^2.\delta.E_t \left[\frac{U_c(t+2)}{U_c(t)} \frac{1}{(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1})}\right] - 1 = 0 \qquad (۱۲)$$

معادلهٔ اولر (۱۱) عدم مطلوبیت مرتبط با از دست دادن یک واحد از مصرف در زمان t است که با ارزش حال مطلوبیت ناشی از انتقال مصرف به دورهٔ بعد، جمع شده است. ولی معادلهٔ (۱۲) هزینهٔ مطلوبیت مورد انتظار ناشی از دست دادن یک واحد مصرف در دورهٔ t است که با منفعت مورد انتظار ناشی از تخصیص داراییها به صورت مانده های پولی در طی یک دوره جمع شده است. شایان ذکر است که مصرف کننده ابتدا بایستی از مصرف چشم پوشی کرده و سپس ارزش آن را بصورت مانده های پولی نگهداری کند. برای اینکه

[1] Euler equations

بتوان معادلات اولر را تخمین زده و مورد استنتاج آماری قرار داد، بایستی از" شرایط متعامد بودن[1]" استفاده کرد. این معادلات ماهیتی انتظاری دارند که برای حل آنها از انتظارات عقلایی استفاده می شود.

از طرف دیگر، با توجه به تابع مطلوبیت معرفی شده در رابطهٔ (۵) که تمامی شرایط مورد نیاز برای حداکثرسازی را برآورده می کند، میتوان مطلوبیت نهایی را برای m_t , c_t محاسبه کرد.

$$U_m(t) = \gamma.(m_t)^{(\gamma.\theta)-1}.(c_t + \delta.c_{t-1})^{\theta.(1-\gamma)} \qquad (۱۳)$$

$$U_c(t) = (1-\gamma)(m_t)^{(\gamma.\theta)}.(c_t + \delta.c_{t-1})^{\theta.(1-\gamma)-1} \qquad (۱۴)$$

۱-۲- نتایج نظری الگو

می توان نتایج نظری الگوی معرفی شده در بخش قبل را با در نظر گرفتن این که نرخ های متفاوتی از تورم امکان تحقق دارد، با در نظر داشتن فرضهای ذیل بدست آورد:

فرض اوّل: فرض می کنیم که مصرف سرانه و تراز پولی حقیقی در" شرایط پایدار[2] " با نرخ رشد ثابت Φ رشد می کند.

فرض دوّم: فرض می کنیم که نرخ رشد جمعیت ثابت و معادل n است.

با در نظر گرفتن این فرضها، می توان معادلهٔ اولر (۱۲) را اندکی تغییر داد تا بتوان "تقاضای پول" را در شرایط پایدار بدست آورد، و به صراحت ملاحظه کرد که تقاضای پول تابعی از پارامترهای ترجیحات مصرف کننده است.

$$m_t = \frac{\frac{\gamma}{1-\gamma} . \left(1+\frac{\delta}{(1+\Phi)}\right) . c}{1+\alpha_1 - \frac{\alpha_2}{(1+\pi)}} \qquad (۱۵)$$

که c, π به ترتیب بر تورم و مصرف سرانه در شرایط پایدار دلالت دارد. در ضمن می توان پارامترهای مهم این رابطه را چنین تعریف کرد:

$\alpha_2 = (1+n)^{-1}(1+\alpha_1)\beta.(1+\Phi)^{(\theta-1)}$ و $\alpha_1 = \beta.\delta.(1+\Phi)^{(\theta-1)}$

[1] Orthogonality conditions
[2] steady state

هزینهٔ رفاهی ناشی از سطوح متفاوت تورم را می توان با جایگزین کردن معادلهٔ (۱۵) در معادلهٔ (۵) و محاسبهٔ درصد کاهش در مصرف سرانه که همان رفاه از دست رفته است، را بدست آورد. به این منظور یک بار $\pi = 0$ و بار دیگر $\pi > 0$ را در نظر می گیریم. رفاه از دست رفته را می توان بصورت درصدی از GDP بدست آورد، که معادل است با :

$$WL = \quad \frac{1+\alpha_1 \quad \alpha_2.(1+\pi)\ 1}{1+\alpha_1+\alpha_2}^{\ \gamma} \quad 1\ .\Psi \qquad (۱۶)$$

که Ψ نسبت مصرف با GDP است.

میزان حق‌الضرب سرانه را می توان از رابطهٔ (۱۷) بدست آورد، این همان رابطهٔ (۳) است که بصورت سرانه بازنویسی شده است:

$$S_t = \ 1 \quad \frac{H_{t\ 1}}{H_t} \ .m_t \qquad (۱۷)$$

که در این رابطه منظور از H پایهٔ پولی است و m هم بر پایهٔ پولی سرانهٔ حقیقی دلالت دارد. در وضعیت تعادل پایدار نرخ تغییرات ناخالص پایهٔ پولی $(H_t/H_{t\ 1})$ برابر با $(1+n)(1+\Phi)(1+\pi)$ است. حال اگر این نتیجه را در رابطهٔ (۱۷) جایگذاری کرده و از رابطهٔ (۱۵) به جای m_t در (۱۷) مقدار قرار دهیم ، نتیجه می شود:

$$SR = \ 1 \quad \frac{1}{(1+n)(1+\Phi)(1+\pi)} \quad \frac{\frac{\gamma}{1\ \ \gamma} \quad 1+\frac{\delta}{(1+\Phi)} \quad \Psi.k}{1 \quad \alpha_1 \quad \frac{\alpha_2}{(1+\pi)}} \qquad (۱۸)$$

که Ψ نسبت مصرف به GDP است و k معکوس ضریب فزایندهٔ عرضهٔ پولی است و منظور از SR همان حق‌الضرب است.

۳- الگوی اقتصادسنجی و داده های مورد استفاده:

۱-۳- الگوی اقتصادسنجی:

شروط مرتبهٔ اول (۱۱) و (۱۲) را از مسئلهٔ بهینه سازی کارگزار بین دوره ای در نظر بگیرید، این روابط در فرم استوکاستیک، بجای آنکه با صفر برابر باشند با جملات اختلال های خوشرفتار ε_{1t+2} و ε_{2t+2} برابرند:

$$\beta.E_t \ \frac{U_c\ \ (t+1)}{U_c\ \ (t)} \ \frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})} \ \delta \quad +\beta^2.\delta.E_t \ \frac{U_c\ \ (t+2)}{U_c\ \ (t)} \ \frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})} \quad 1 \ =\varepsilon_{1t+2} \qquad (۱۹)$$

$$\frac{U_m(t)}{U_c\;\;(t)}\beta.\,E_t\;\;\frac{U_c\;\;(t+1)}{U_c\;\;(t)}\;\;\frac{1}{(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1})}\;\;\delta\;\;\;+ \qquad (۲۰)$$

$$\beta^2.\delta.E_t\;\;\frac{U_c\;\;(t+2)}{U_c\;\;(t)}\;\;\frac{1}{(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1})}\;\;\;1\;=\varepsilon_{2\;t+2}$$

با توجه با تابع مطلوبیت مورد اشاره در رابطۀ (۵) داریم:

$$\frac{U_m(t)}{U_c\;\;(t)}=\;\frac{\gamma}{1\;\;\gamma}\;\;\;\frac{c_t+\delta.\,c_{t\;\;1}}{m_t}$$

$$\frac{U_c\;\;(t+1)}{U_c\;\;(t)}=\;\frac{m_{t+1}}{m_t}^{\;\theta.\gamma}\;\;\frac{c_{t+1}+\delta.\,c_t}{c_t+\delta\,c_{t\;\;1}}^{\;\theta(1\;\;\gamma)\;\;1}$$

$$\frac{U_c\;\;(t+2)}{U_c\;\;(t)}=\;\frac{m_{t+2}}{m_t}^{\;\theta.\gamma}\;\;\frac{c_{t+2}+\delta.\,c_{t+1}}{c_t+\delta\,c_{t\;\;1}}^{\;\theta(1\;\;\gamma)\;\;1}$$

در معادلات (۱۹) و (۲۰) منظور از $\varepsilon_{i\;t}$ جملات اختلال تصادفی است و این دو معادله تشکیل یک سیستم معادلات همزمان غیرخطی را می دهند که بردار پارامترهایی که بایستی تخمین زده شوند[۱]، عبارتست از:

$$\sigma=[\beta\quad\delta\quad\gamma\quad\theta]$$

هنسن و سینگلتون[۲](۱۹۸۲) نشان می دهند که برای برآورد یک"سیستم معادلات همزمان غیرخطی[۳] "بایستی از روش گشتاورها تعمیم یافته (GMM) [۴] استفاده کرد. تصور کنید که هدف تخمین یک سیستم معادلات همزمان غیرخطی به صورت زیر است:

$$y_t=f(\sigma,X_t)+\varepsilon_t$$

که در آن X_t یک بردار $(k\times 1)$ از متغیرهای توضیحی است و σ هم یک بردار $(p\times 1)$ از پارامترهای مجهول است. حال فرض کنید که بردار z_{it} شامل متغیرهای ابزاری[۵] که با i

[۱] همانطوری که بیان شد، معادلاتی که بایستی تخمین زده شوند، معادلات (۱۹) و (۲۰) هستند. فرم نوشتن این معادلات با معادلات متداول در اقتصادسنجی متفاوتست. در فرم متداول، متغیر تابع در سمت چپ و متغیرهای توضیحی در سمت راست هستند، لیکن در الگوی فوق الذکر، تمامی متغیرهای موجود در الگو مطابق معادلات (۱۹) و (۲۰) در سمت چپ آورده شده و فقط جملۀ اختلالات تصادفی در سمت راست قرار می گیرند. برای تخمین این الگو بدین دلیل از نرم افزار TSP International استفاده شده است، زیرا این نرم افزار دارای رویۀ از پیش تعریف شده ای برای تخمین الگوی Hansen – Singleton است. برای بحث دقیق در خصوص این الگو و چگونگی تخمین آن توسط نرم افزار TSP International به کتابچۀ راهنمای نرم افزار صفحات ۱۰۰-۹۹ مراجعه گردد.

[2] Hansen and Singleton
[3] Nonlinear system of simultaneous equations
[4] Generalized Method of Moments (GMM)
[5] Instrumental Variable

امین عنصر ε_t ناهمبسته است، باشد. در این صورت میتوان به تعداد معادلات موجود در سیستم معادلات همزمان غیرخطی، شروط متعامد داشت. اگر تعداد این معادلات q باشد، خواهیم داشت:

$$f(\sigma, w_t) = \begin{matrix} (y_{1t} \quad f_1(\sigma, X_t)).z_{1t} \\ (y_{2t} \quad f_2(\sigma, X_t)).z_{2t} \\ \vdots \\ (y_{qt} \quad f_q(\sigma, X_t))z_{qt} \end{matrix} \qquad (۲۱)$$

هنسن و سینگلتون (۱۹۸۲)، نشان می دهند که تخمین بردار $\hat{\sigma}$، که دارای کوچکترین ماتریس کوواریانس مجانبی[1] است، با یک بردار متغیرهای ابزاری معین از طریق حداقل سازی "تابع محک یا معیار[2] " (۲۲) بدست می آید :

$$J_T(\sigma) = g_T(\sigma)'.S_T^{1}.g_T(\sigma) \qquad (۲۲)$$

که در آن، $g_T(\sigma) = T^{1}.\sum z_i.\varepsilon_i(\sigma)$ و S_T^{1} هم تخمین سازگاری از ماتریس اوزان جامعه است. این ماتریس یک ماتریس مثبت قطعی یا معین مثبت[3] است. هنسن و سینگلتون (۱۹۸۲) نشان میدهند که تخمینهای روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به واسطهٔ وجود خطای پیش بینی دو دوره جلوتر در معادلات اولر، فاقد مشکلات مرتبط با واریانس ناهمسانی و خودرگرسیونی است. شرط "شناسایی[4]" سیستم فوق مستلزم" شرط مرتبه[5] "$(p > q)$" است. بدین مفهوم که تعداد پارامترهای مجهول بایستی از تعداد معادلات موجود در سیستم بیشتر باشد و ستونهای ماتریس $\partial(f(\sigma, w_t))/\partial\sigma$ بایستی دارای استقلال خطی باشند.

۲-۳- داده های مورد استفاده

داده های مورد استفاده در این مطالعه از نوع داده های سالیانه بوده و دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۴۴ را در بر می گیرد. همان طوری که پیش از این بیان کردیم متغیر مصرف شامل مصرف کالاهای بی‌دوام است و منظور از پول نیز همان تعریف شناخته شدهٔ M_1 است. برای متغیر نرخ بهره از متغیر جایگزین[6] نرخ بازده در بخش مسکن استفاده کرده‌ایم[1] و برای نرخ تورم هم از نرخ رشد شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی استفاده کرده ایم.

---

[1] Smallest Asymptotic Covariance Matrix
[2] Criterion Function
[3] Positive Definite
[4] Identification
[5] Order Condition
[6] Proxy

٤- تخمینهای GMM از پارامترهای الگو

نتایج حاصل از تخمین را می توان در جدول(۱) مشاهده کرد. پارامترهای تخمینی و آمارهٔ t محاسباتی هر یک از ضرایب را به همراه آمارهٔ J_T که اعتبار قیود فراشناسا سازنده[۲] را مشخص می‌کند، در این جدول گزارش کرده ایم. برای تخمین این الگوی سیستم معادلات همزمان غیرخطی، مقادیر با وقفهٔ متغیرهای: مصرف سرانهٔ کالای بی دوام، حجم پول سرانه، نرخ بهره (نرخ بازدهی بخش مسکن)، نرخ تورم را به عنوان متغیرهای ابزاری و نهایتاً عرض از مبدا ثابت را وارد الگو کرده ایم. با این توصیف ما عملاً دارای ۵ متغیر ابزاری هستیم که با توجه به وجود ۲ معادلهٔ (۱۶) و(۱۷)، q=۱۰ قید تعامد و p=۴ پارامتر وجود دارد. همان طوری که پیش از این نیز گفتیم، شرط شناسا بودن عبارتست از اینکه تعداد قیدها بایستی از تعداد پارامترها بیشتر باشد، یعنی $(p > q)$. با این توصیف در الگوی سیستم معادلات همزمان غیر خطی دارای ۶ قید فراشناسا سازنده هستیم.

علامت پارامترهای تخمینی با علایم مورد انتظار هم خوانی دارد، بطور مثال علامت پارامتر θ که با تقعر[۳] تابع مطلوبیت مرتبط بوده و بایستی منفی باشد، ارضا گردیده و ضرایب ریسک گریزی γ و ضریب کشش جانشینی بین دوره‌ای β که بایستی بین صفر و یک باشند نیز با نتایج بدست آمده مطابقت دارد.

جدول(۱): پارامترهای تخمین زده شده با استفاده از روش GMM

پارامتر	مقدار برآورد شده	آمارهٔ آزمون		P-Value
β	۰/۱۶۰۴۱۴	آمارهٔ t	۱۴/۰۴۵۶	۰/۰۰۰
γ	۰/۱۴۲۵۵۱		۳/۰۵۰۸۲	۰/۰۰۲
θ	−۰/۷۷۷۴۳۱		−۲/۲۳۲۳۶	۰/۰۲۶
δ	۰/۸۰۸۸۹۹		۷۶/۰۲۳۱	۰/۰۰۰
J_T	۱۰/۶۳۹۷۱	$\chi^2_{(6)}$=۱۲/۶		۰/۱۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

[۳] بدلیل اینکه نرخ سود در کشور بصورت دستوری تعیین می شود، در نتیجه انتظار می رود که این متغیر بطور مناسبی هزینهٔ فرصت نگهداری پول را نشان ندهد. به همین دلیل در این مطالعه ازنرخ بـازده بخـش مسـکن بـه عنـوان متغیـر جایگزین برای نرخ بهره (نرخ سود) استفاده شده است.

[2] Over-Identifying Restrictions
[3] Concavity

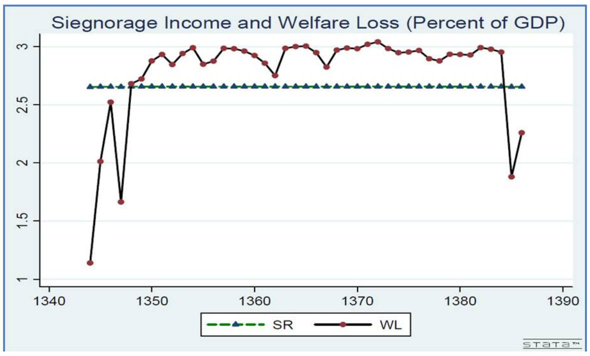
آمارهٔ J_T که اعتبار قیود فراشناسا را مشخص می کند، معادل $J_T = 10.63971$ است که این آماره دارای توزیع $\chi^2_{(q-p=6)}$ با شش درجهٔ آزادی است. در سطح ۵ درصد، مقدار بحرانی $\chi^2_{(6)} =$ ۱۲/۶ است که با این وصف نمی توان فرضیهٔ H_0 که درآن صحت الگو مورد نظر است، را رد کرد.

حال با توجه به نتایج بدست آمده برای تخمین پارامترهای الگو و با توجه به روابط (۱۳) و (۱۵) می توانیم برآوردی از میزان حق‌الضرب و هزینهٔ رفاهی تورم برای سال‌های تحت بررسی ارائه کنیم: تصویر (۱) میزان حق‌الضرب و هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم را برای دورهٔ زمانی مورد مطالعه، بصورت درصدی از تولید ناخالص داخلی نشان می دهد.

نتایج حکایت از آن دارد که درآمد حق‌الضرب در ایران، در بیشترین مقدار خود معادل ۲/۷ درصد از GDP بوده و مربوط به سال ۱۳۷۲ است. این در حالیست که بیشترین هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم مربوط به سال ۱۳۷۲ بوده و معادل ۳/۰۴۱ درصد از تولید ناخالص داخلی است. روند زمانی حق‌الضرب در دورهٔ مورد بررسی نشان می‌دهد که این درآمد دولت که بدان مالیات تورمی نیز اطلاق می‌شود دارای یک سقف است، این موضوع دیدگاه موجود در منحنی لفر را تایید می کند.

در ادامه به بررسی تاثیر افزایش تورم بر میزان حق‌الضرب و هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم می پردازیم. نتایج این بخش به نوعی تحلیل حساسیت است، زیرا ما با ارائه یک جدول فرضی که در آن تورم بصورت افزایشی در نظر گرفته شده است واکنش حق‌الضرب و هزینهٔ رفاهی تورم را در قبال این تغییرات بررسی می کنیم.

تصویر (۱): میزان حق‌الضرب (SR) و هزینهٔ رفاهی تورم (WL) (درصدی از GDP)

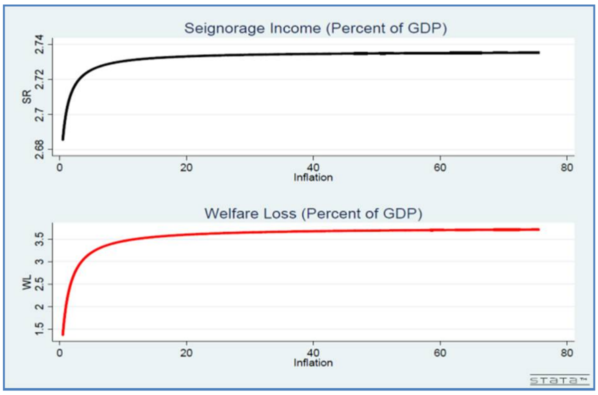


جدول(۲): حق‌الضرب و هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم برای اقتصاد ایران (بر حسب درصدی از GDP)

نرخ تورم سالیانه	حق‌الضرب	هزینهٔ رفاهی تورم
۰	۲/۶۵۰	۰
۱/۲	۲/۷۰۴	۲/۱۸۲
۲/۴	۲/۷۱۷	۲/۷۵۹
۴	۲/۷۲۳	۳/۰۸۵
۶	۲/۷۲۷	۳/۲۸۰
۱۰	۲/۷۳۰	۳/۴۵۴
۱۴	۲/۷۳۲	۳/۵۳۵
۱۸	۲/۷۳۳	۳/۵۸۱
۲۰	۲/۷۳۳	۳/۵۹۸
۲۵	۲/۷۳۴	۳/۶۲۸
۳۰	۲/۷۳۴	۳/۶۴۸
۳۵	۲/۷۳۴	۳/۶۶۳
۴۰	۲/۷۳۵	۳/۶۷۴
۵۰	۲/۷۳۵	۳/۶۹۰
۶۰	۲/۷۳۵	۳/۷۰۱

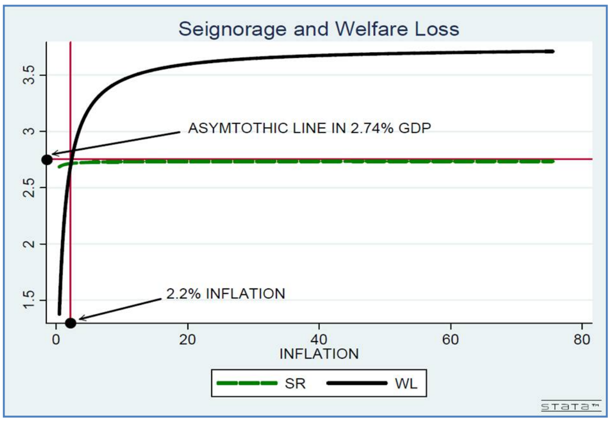
مأخذ: محاسبات تحقیق

تصویر(۲): تحلیل حساسیت حق‌الضرب(SR) و هزینهٔ رفاهی(WL) تورم نسبت به تغییرات تورم (محور عمودی بر حسب درصدی از GDP است.)



مأخذ: محاسبات تحقیق

تصویر(۳): نمایش همزمان حق‌الضرب(SR) و هزینهٔ رفاهی(WL) در مقابل تورم



مأخذ: محاسبات تحقیق

در اینجا فرض بر ثبات پارامترهای تخمینی موجود در الگو است. جدول (۲) و تصاویر(۲) و(۳) نتایج مربوط به این تحلیل را نشان می دهد. همان طوری که پیش از این هم اشاره کردیم، حق‌الضرب در ایران دارای یک مجانب افقی است، به طوری که با افزایش تورم میزان درآمد حق‌الضرب از معادل ۲/۷ درصد GDP بیشتر نمی‌شود.

۵ – خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله با استفاده از الگوی نظری از نوع الگوی سیدراسکی که در آن مطلوبیت تابعی از خدمات ناشی از مصرف کالای بی دوام و تراز پولی است، اقدام به ارائهٔ یک چارچوب بهینه سازی مقید برای یک مصرف کنندهٔ نماینده شد. معادلات اولر بدست آمده از پاسخ این مسئلهٔ بهینه سازی عملاً تشکیل یک سیستم معادلات همزمان غیرخطی را داد که برای تخمین آن از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده کردیم. نتایج بدست آمده بر این موضوع دلالت دارد که درآمد حق‌الضرب در ایران در بالاترین سطح به رقم ۲/۷ درصد GDP می رسد. در ضمن نتایج بدست آمده بر این واقعیت دلالت دارد که با افزایش تورم هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم افزایش می یابد، بطوری که در تورم‌های بالاتر از تورم ۳/۳ درصدی هزینهٔ رفاهی تورم از درآمد ناشی از حق‌الضرب بیشتر خواهد بود. در

ضمن می‌توان دید که در طی سال‌های مورد بررسی اغلب هزینهٔ رفاهی تورم از حق‌الضرب بیشتر بوده است (تصویر ۱ را ببینید).

توصیهٔ سیاستی مقالهٔ حاضر برای سیاستگذاران اقتصادی این است که: شرایط استقلال بانک مرکزی را فراهم آورده و به تسلط بخش مالی اقتصاد بر بخش پولی پایان داده و انضباط مالی دولت را به عنوان یکی از راههای عدم گسترش کسری بودجه پیگیری کنند تا ضمن مهار تورم، هزینهٔ رفاهی تورم تخفیف یابد.

فهرست منابع

۱) جعفری صمیمی، احمد، ۱۳۸۰، "حق‌الضرب و استقلال بانک مرکزی در کشورهای در حال توسعه: شواهد جدید تجربی" ، مجلهٔ علوم انسانی ، شماره ۸ .

۲) کمیجانی، اکبر و علی اصغر اسماعیل نیا، ۱۳۷۶، " سنجش حق‌الضرب پول با استفاده از تخمین تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران" مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۰.

۳) کمیجانی، اکبر و محمد مهدی عسگری، ۱۳۸۳، " مالیهٔ تورمی و میزان بهینهٔ آن : تحلیل نظری" نامهٔ مفید، شماره ۳۰.

۴) هژبر کیانی، کامبیز و ایرج رحمانی، ۱۳۷۹ " بررسی رابطه بین حجم پول، تورم های بالا و مالیات تورمی در اقتصاد ایران "، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شمارهٔ ۷.

5) Blanchard, O. J and S, Fischer (1993), "Lectures on Macroeconomics", MIT Press, London, England.

6) Eckstein, Z and L, Leiderman (1992), " Seignorage and the Welfare Cost of Inflation : Evidence From an Intertemporal Model of Money and Consumption", Journal of Monetary Economics 29, 389-410.

7) Eichenbaum, M.S, L.P. Hansen and K.J. Singleton (1988), "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty", Quarterly Journal of Econometrics CIII, 51-78.

8) Hall, B. H and C, Cummins (2005), "TSP 5.0 Reference Manual", By TSP International.

9) Hall, B. H and C, Cummins (2006), "TSP 5.0 User's Guide", By TSP International.

10) Hansen, L. P. and K. J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational expectation Models", Econometrica, 50, 1269-1286.

11) Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press.

12) Hayashi, F. (2006), "Econometrics", Princeton University Press.

13) Lopez, M (2000), "Seignorage and the Welfare Cost of Inflation in Colombia" Central bank of Colombia.
14) Romer, D. (2006), "Advanced Macroeconomics", 3rd edition, McGraw-Hill, Irwin, New York.
15) Sidrauski, M., (1967), "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", American Economic Review 57, 534-544.
16) Sorensen, P, B. and H. J, Jacobson (2005), "Introducing Advanced Macroeconomics: Growth & Business Cycles", McGraw-Hill, New York.
17) Wickens, M. (2008), "Macroeconomic Theory, A Dynamic General Equilibrium Approach", Princeton University Press

پیوست‌ها

خروجی نرم افزار TSP International 5.0 :

```
        Seignorage and the welfare cost of inflation in IRAN
        ==============================================
                 Date : 1389.7.27
                 ==============
Current sample:  1344 to 1386
               GENERALIZED METHOD OF MOMENTS
               ==========================
                WITH STARTING VALUES VIA:
                THREE STAGE LEAST SQUARES
EQUATIONS: U1EQ U2EQ
INSTRUMENTS: C CON(-1) INF(-1) M(-1) R(-1)
                OPTIONS FOR THIS ROUTINE
                ====================
 COVOC   =            COVU    =             DEBUG    = FALSE
 FEI     = FALSE      HETERO  = TRUE        INST     = O 0001
 ITEROC  = FALSE      ITERU   = FALSE       KERNEL   =
 LSQSTART = TRUE      MASK    =             MAXITW   = 0
 NMA     = 0          OPTCOV  = FALSE       ROBUST   = TRUE
 WNAME   =
          B1        B4        B3        B2
VALUE     0.00000   0.00000   0.00000   0.00000
F= 37.382103244  FNEW= 17.226279878  ISQZ=  1 STEP= .250   CRIT= 28.686
F= 17.226279878  FNEW= 13.553600698  ISQZ=  1 STEP= .250   CRIT= 7.6304
F= 13.553600698  FNEW= 10.139297231  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= 3.6134
F= 10.139297231  FNEW= 6.4496205570  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= 1.2605
F= 6.4496205570  FNEW= 5.4807845771  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= .78414
F= 5.4807845771  FNEW= 5.3527905667  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= .12344
F= 5.3527905667  FNEW= 5.3446752712  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= .76268E-02
F= 5.3446752712  FNEW= 5.3442350191  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= .46661E-03
F= 5.3442350191  FNEW= 5.3441911019  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= .57723E-04
F= 5.3441911019  FNEW= 5.3441853258  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= .90388E-05
F= 5.3441853258  FNEW= 5.3441843648  ISQZ=  0 STEP= 1.     CRIT= .16376E-05

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER  14 ITERATIONS
  34 FUNCTION EVALUATIONS.
END OF TWO STAGE LEAST SQUARES ITERATIONS (SIGMA=IDENTITY). THREE STAGE
LEAST SQUARES ESTIMATES WILL BE OBTAINED USING THIS ESTIMATE OF SIGMA:
               RESIDUAL COVARIANCE MATRIX
          U1EQ       U2EQ
U1EQ       1.93547
U2EQ       0.11395    0.50628
                 WEIGHTING MATRIX
          U1EQ       U2EQ
```

```
U1EQ        0.71880    -0.083296
U2EQ                    1.41482


Working space used: 5301
F= 6.9787559888  FNEW= 6.7929034218  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .28836
F= 6.7929034218  FNEW= 6.6388673063  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .21494
F= 6.6388673063  FNEW= 6.5869285864  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .06855
F= 6.5869285864  FNEW= 6.5653420362  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .02816
F= 6.5653420362  FNEW= 6.5535941828  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .01372
F= 6.5535941828  FNEW= 6.5465207702  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .74320E-02
F= 6.5465207702  FNEW= 6.5418966498  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .41786E-02
F= 6.5418966498  FNEW= 6.5385824520  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .26395E-02
F= 6.5385824520  FNEW= 6.5360868957  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .17364E-02
F= 6.5360868957  FNEW= 6.5340725144  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .12784E-02
F= 6.5340725144  FNEW= 6.5323887306  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .98150E-03
F= 6.5323887306  FNEW= 6.5309116615  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .82062E-03
F= 6.5309116615  FNEW= 6.5295799391  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .70927E-03
F= 6.5295799391  FNEW= 6.5283372772  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .64796E-03
F= 6.5283372772  FNEW= 6.5271506879  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .60671E-03
F= 6.5271506879  FNEW= 6.5259874847  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .58898E-03
F= 6.5259874847  FNEW= 6.5248239522  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .58324E-03
F= 6.5248239522  FNEW= 6.5236349101  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .59266E-03
F= 6.5236349101  FNEW= 6.5223978208  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .61275E-03
F= 6.5223978208  FNEW= 6.5210873364  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .64639E-03


              B1          B4          B3          B2
ESTIMATE      0.15664     -0.59635    0.14216     -0.80990
CHANGES  -0.000046431    0.0074089    0.0014619 -0.000013018
CONVERGENCE NOT ACHIEVED AFTER  20 ITERATIONS
  74 FUNCTION EVALUATIONS.
Working space used: 5301
F= .37537106876  FNEW= .35177642051  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= 1.0106
F= .35177642051  FNEW= .35098810350  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .03361
F= .35098810350  FNEW= .35098622947  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .90706E-04
F= .35098622947  FNEW= .35098616404  ISQZ=  0 STEP= 1.      CRIT= .34149E-05


CONVERGENCE ACHIEVED AFTER   4 ITERATIONS
  82 FUNCTION EVALUATIONS.


                 GENERALIZED METHOD OF MOMENTS
                 ==========================
           Covariance Matrix of Orthogonality Conditions
              1            2            3            4            5
     1     0.96412
     2   430.54969  196988.02659
     3    18.32957    8192.74364    410.32443
     4   235.78859   83038.07940   5042.88500  503078.60247
     5     3.88876    1678.40192     76.81126    1425.29158     18.44559
     6    0.084011      37.11128     -0.20689     -87.08848      0.23707
     7    37.11128   17084.70891      5.90287  -27821.10998    111.66314
     8    -0.20689       5.90287    -24.23731   -2487.13842     -2.63966
     9   -87.08848  -27821.10998  -2487.13842 -342180.76185   -412.94355
    10     0.23707     111.66314     -2.63966    -412.94355      0.22141


              6            7            8            9            10
     6     0.54513
     7   204.45965   79019.27016
     8    10.89983    4105.60693    258.26031
     9   630.67734  198342.90951  15399.38147  2636765.00433
    10     2.62578     968.11474     55.46415     3220.35384     14.30719


                  Residual Covariance Matrix
            U1EQ         U2EQ
```

```
U1EQ        1.45558
U2EQ        0.089241     0.70305


    Test of over identifying restrictions =     10.6397     [.109]
                Degrees of freedom =     6
Number of observations = 40  E'PZ*E = .350986


                  Standard
Parameter  Estimate      Error      t-statistic   P-value
B1        .160414     .011421      14.0456      [.000]
B4        -.777431    .348254      -2.23236     [.026]
B3        .142551     .046726      3.05082      [.002]
B2        .808899     .010640      76.0231      [.000]

Standard Errors computed from heteroscedastic-consistent matrix
(Robust-White)

Equation: U1EQ
Sum of squared residuals = 58.2231
  Variance of residuals = 1.45558
Std. error of regression = 1.20647
        Durbin-Watson = 2.42682 [.745,.984]

Equation: U2EQ
Sum of squared residuals = 28.1220
  Variance of residuals = .703051
Std. error of regression = .838481
        Durbin-Watson = 2.00956 [.241,.778]

            BETA        GAMA        DELTA        TETA          N
Value       0.16041     0.14255     0.80890     -0.77743     2.31991
            SAI         FI       ALPHA1       ALPHA2
Value       0.60000     0.0073601     0.12808     0.33539
            SR          WL
1344        2.65340     1.13914
1345        2.65519     2.01226
1346        2.65615     2.52259
1347        2.65450     1.66403
1348        2.65644     2.68186
1349        2.65651     2.72220
1350        2.65678     2.87718
1351        2.65688     2.93274
1352        2.65673     2.84683
1353        2.65689     2.94115
1354        2.65698     2.99132
1355        2.65673     2.84912
1356        2.65678     2.87539
1357        2.65697     2.98581
1358        2.65696     2.98306
1359        2.65693     2.96186
1360        2.65686     2.92445
1361        2.65675     2.85784
1362        2.65656     2.75099
1363        2.65697     2.98626
1364        2.65699     3.00149
1365        2.65700     3.00526
1366        2.65690     2.94873
1367        2.65669     2.82420
1368        2.65694     2.97112
1369        2.65697     2.98885
1370        2.65696     2.98259
1371        2.65703     3.02095
1372        2.65706     3.04189
```

```
1373     2.65696    2.98399
1374     2.65690    2.94793
1375     2.65691    2.95413
1376     2.65694    2.96757
1377     2.65681    2.89659
1378     2.65678    2.87718
1379     2.65688    2.93469
1380     2.65688    2.93274
1381     2.65687    2.92870
1382     2.65698    2.99172
1383     2.65695    2.97817
1384     2.65691    2.95339
1385     2.65493    1.88025
1386     2.65566    2.25946
                 Univariate statistics
                 ====================
Number of Observations: 43
            Mean       Std Dev      Minimum      Maximum
SR        2.65660    0.00075343    2.65340      2.65706
             Sum      Variance     Skewness     Kurtosis
SR      114.23387   5.67652D-07   -2.88409      8.51500
                 Univariate statistics
                 ====================
Number of Observations: 43
            Mean       Std Dev      Minimum      Maximum
WL        2.78553     0.39983      1.13914      3.04189
             Sum      Variance     Skewness     Kurtosis
WL      119.77768     0.15986     -2.75813      7.60249
```