

## اثر سررسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران (IME)

اکبر میرزاپور<sup>۱</sup>  
جاوید بهرامی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۶/۳۱

### چکیده

در این مقاله فرضیه ساموئلسون موسوم به اثر سررسید، برای قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران آزمون شده است. بر اساس این فرضیه، نوسان قیمت قراردادهای آتی با نزدیک شدن به سررسید آنها بیشتر می شود.

نتایج حاکی از آن است که اثر سررسید در قراردادهای آتی مورد بررسی، بسیار ضعیف می باشد و از ۲۹ قرارداد آزمون شده، فقط در ۵ قرارداد وجود چنین اثری قابل پذیرش است. شایان ذکر است این قراردادها در فاصله زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ تا ۱۳۹۱/۰۶/۳۱ مورد معامله قرار گرفته اند و در واقع این بازه، دوره زمانی مورد بررسی این مقاله را شامل می شود.

دو فرضیه متفاوت در مورد اثر سررسید در قراردادهای آتی وجود دارد؛ فرضیه متغیر حالت و فرضیه کوواریانس منفی. بر اساس فرضیه متغیر حالت، نوسانات قیمت های آتی در دوره های زمانی ای که ناطمینانی مربوط به عرضه و تقاضا در حال از بین رفتن باشد، بیشتر است که به این فرضیه اثر جریان اطلاعات نیز گفته می شود. بر اساس فرضیه کوواریانس منفی نیز، اثر سررسید در بازارهایی وجود دارد که در آنها کوواریانس بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل، منفی باشد. نتایج حاصل شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش داده های پانل (Panel Data)، هیچیک از دو فرضیه فوق الذکر را در مورد قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران تأیید نمی نمایند.

**واژگان کلیدی:** اثر سررسید، فرضیه ساموئلسون، فرضیه کوواریانس منفی، اثر جریان اطلاعات، قرارداد آتی

طبقه بندی JEL: G13

۱. استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، قزوین، ایران

Akbar.Mirzapour@gmail.com

۲. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران

Javid\_Bahrami@yahoo.com

## مقدمه

این مقاله رابطه بین نوسانات قیمت آتی و مدت زمان باقیمانده تا سررسید قرارداد آتی<sup>۱</sup> را بررسی می نماید. به عبارت همکار هدف این مقاله، آزمون فرضیه ساموئلسون<sup>۲</sup> می باشد که بیان می نماید با نزدیک شدن قرارداد آتی به زمان سررسید، نوسان قیمت ها افزایش می یابد؛ رفتاری که با عنوان اثر سررسید<sup>۳</sup> شناخته می شود.

مطالعات انجام شده نشان می دهند که اثر سررسید لزوماً در تمامی بازارها و برای تمامی دارایی ها وجود نداشته و در برخی دارایی ها قوی تر از سایر دارایی ها است. به طور مشخص، اثر سررسید بیشتر در قراردادهای آتی با دارایی پایه محصولات کشاورزی مشاهده می شود؛ اما در مورد فلزات گرانبها، حامل های انرژی و دارایی های مالی کمتر موضوعیت دارد.

شناسایی پویایی های نوسان قیمت قراردادهای آتی به عنوان تابعی از مدت زمان باقیمانده تا سررسید، از چندین منظر با اهمیت است؛ نخست اینکه اتاق های پای پای<sup>۴</sup> میزان تضامین<sup>۵</sup> را بر مبنای نوسانات قیمت تعیین می نمایند؛ از این رو، چنانچه رابطه ای بین نوسانات قیمت و مدت زمان باقیمانده تا سررسید وجود داشته باشد، امکان تعیین دقیق تر تضامین وجود خواهد داشت. سازوکار تعیین تضامینی که با تغییرات قیمت به صورت پیوسته تعدیل شود، هدف اصلی یک سیاست اخذ تضامین کارآمد می باشد و اگر چه بورس ها به صورت دائمی تغییرات قیمت دارایی های مختلف را رصد می نمایند، اما آنها معمولاً تفاوت بین سررسید های مختلف یک دارایی پایه را مدنظر قرار نمی دهند؛ دوم آنکه برای اتخاذ استراتژی های پوشش ریسک کارآمد با توجه به ارتباط بین نوسانات و سررسید قرارداد، فرد پوشش دهنده ریسک برای حداقل نمودن نوسانات قیمت، می باید از میان قراردادهای آتی با سررسید های مختلف یکی را انتخاب نماید. به عنوان مثال لو و همکاران (Low et al 2001) یک استراتژی پوشش ریسک چند دوره ای<sup>۶</sup> را پیشنهاد نمودند که در آن، اثر سررسید نیز لحاظ شده بوده و نشان دادند که روش آنها از سایر استراتژی های پوشش ریسک که به اثر سررسید توجهی ندارند، کارآمدتر می باشد؛ و سوم، چنانچه فرضیه ساموئلسون صادق باشد، سفته بازان<sup>۷</sup> می توانند معاملات خود را بر قراردادهای آتی با سررسید نزدیک تر متمرکز نمایند، چراکه نوسانات بیشتر به معنای فرصت های سودآوری بیشتری برای سفته بازان می باشد. در نهایت اینکه با توجه به این

1. Futures Contract
2. Samuelson hypothesis
3. Maturity Effect
4. Clearing House
5. Margin
6. Multi-period Hedging
7. Speculators

موضوع که نوسانات یک عامل تعیین کننده در قیمتگذاری قراردادهای اختیار معامله<sup>۱</sup> به شمار می رود، لازم است ارتباط بین سررسید و نوسانات قیمت در قیمتگذاری قراردادهای اختیار معامله (بر روی آتی ها) لحاظ شود.

در چارچوب فرضیه کوواریانس منفی<sup>۲</sup> بسمبندر (Bessembinder, H et al 1996)، فرضیه ساموئلسون در بازارهایی محتمل است که در آنها کوواریانس بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات در خالص هزینه های حمل<sup>۳</sup> منفی باشد. همچنین اندرسون و دانتین (Anderson, R. W., & Danthine, J. 1983) تفسیر همکاری برای تبیین الگوی زمانی نوسانات قیمت های آتی با در نظر گرفتن نرخ جریان اطلاعات<sup>۴</sup> طی زمان ارایه نموده اند. بر اساس نظریه آنان تغییر در نرخ جریان اطلاعات در بازارها می تواند وجود یا عدم وجود اثر سررسید را موجب شود.

در مجموع ادبیات موضوع مطرح شده حول اثر سررسید، به دو بخش قابل تقسیم است؛ نخست بررسی اینکه آیا چنین اثری در بازار مورد نظر مشاهده می شود یا خیر؛ دوم آنکه وجود یا عدم وجود چنین اثری به چه دلیل می باشد که دلایل مطرح شده برای آنها در قالب دو فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر و نرخ جریان اطلاعات قابل جمع بندی است.

با توجه به بررسی های انجام شده، مطالعات اندرسون (Anderson, R. W. 1985) - در خصوص اثر نرخ جریان اطلاعات در وجود یا عدم وجود اثر سررسید - و بسمبندر (1996) - در خصوص وجود کوواریانس منفی بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات در خالص هزینه های حمل در بازارهایی که در آنها اثر سررسید مشاهده می شود - تنها مطالعاتی هستند که دلایل وجود یا عدم وجود اثر سررسید در بازارهای مختلف را تبیین می نمایند و به غیر از دو مطالعه فوق الذکر، بررسی همکاری در خصوص چرایی وجود اثر سررسید در بازارها در ادبیات موضوع انجام نشده است. از این رو، ملاحظات مربوط به تناسب مدل های ارایه شده در این دو مطالعه با بازار قراردادهای آتی ایران و انتخاب مدل متناسب با وضعیت بازار، موضوعیت نداشته است.

در این مقاله، اثر سررسید برای قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران مورد آزمون قرار گرفته، همچنین تأثیر کوواریانس منفی و نیز تغییر در نرخ جریان اطلاعات در به وجود آمدن اثر سررسید قراردادهای مذکور بررسی و برای این منظور از روش های حداقل مربعات معمولی (OLS) و داده های پانل (Panel Data) استفاده شده است.

1. Option Contracts
2. Negative covariance hypothesis
3. Net carry costs
4. Rate of information flow

قبل از ورود به بحث لازم است در مورد برخی ویژگی‌های منحصر به فرد دارایی پایه قراردادهای آتی مورد معامله در بورس کالای ایران (سکه بهار آزادی) توضیحاتی ارائه شود. قیمت نقدی و آتی سکه متأثر از دو عامل مهم می باشد که عبارتند از قیمت جهانی طلا و نرخ ارز. به دلیل حرکات ناهمسوی این دو عامل در برخی دوره های زمانی، شاهد عدم تبعیت قیمت سکه از قیمت جهانی طلا بوده و حتی در برخی مواقع این دو کالا حرکتی مخالف جهت هم داشته اند. چراکه مثلاً با کاهش قیمت جهانی طلا بایستی قیمت سکه نیز کاهش می یافت که در برخی مواقع به دلیل افزایش همزمان نرخ ارز، شاهد افزایش قیمت آن بوده ایم. این موضوع یکی از مصادیق بارز ریسک مبنای<sup>۱</sup> می باشد و موجب ناکارآمدی این ابزار برای پوشش ریسک کسانی می شود که به دنبال کاهش ریسک ناشی از نوسانات قیمت طلا می باشند. با این وجود، به دلیل نوع سؤال این مطالعه که عبارت است از وجود یا عدم وجود اثر رسید در این بازار و بررسی اعتبار دلایل مطرح شده برای آن در ادبیات موضوع، به نظر می رسد عدم تبعیت قیمت سکه از قیمت جهانی طلا در برخی دوره های زمانی، خللی در نتایج این مطالعه وارد ننماید.

### ادبیات موضوع

ساموئلسون نخستین فردی بود که در یک مدل نظری ارتباط بین نوسانات قیمت های آتی و مدت زمان باقیمانده تا سر رسید را تبیین نمود. مدل وی پیش بینی می نمود که نوسانات قیمت های آتی با نزدیک تر شدن به زمان سر رسید بیشتر می شود؛ رفتاری که بعد از آن به فرضیه ساموئلسون و اثر سر رسید معروف شد. از نظر ساموئلسون در صورتی که مدت زمان زیادی تا سر رسید یک قرارداد آتی باقیمانده باشد، اطلاعات ناچیزی در مورد قیمت نقدی<sup>۲</sup> دارایی پایه<sup>۳</sup> در آینده وجود دارد و از این رو، قیمت های آتی به اطلاعات جدید عکس العمل ضعیفی نشان می دهند؛ چراکه ورود اطلاعات جدید به بازار نقدی دارایی پایه، دید افراد در مورد آینده را چندان تغییر نمی دهد. این در حالی است که با نزدیک تر شدن به زمان سر رسید، لازم است قیمت های آتی به قیمت های نقدی همگرا<sup>۴</sup> شوند؛ که در این شرایط قیمت های آتی به اطلاعات جدید واکنش شدیدتری نشان می دهند که این به معنای نوسانات شدیدتر قیمت های آتی با نزدیک شدن به زمان سر رسید می باشد.

روش مورد استفاده توسط ساموئلسون برای ارائه این فرضیه مبتنی بر دو فرض زیر می باشد:

1. Basis Risk
2. Spot Price
3. Underlying Asset
4. Converge

- قیمت آتی برابر قیمت نقدی مورد انتظار دارایی در آینده<sup>۱</sup> می باشد؛

- قیمت نقدی از یک فرایند پایا<sup>۲</sup> با اتورگرسیو مرتبه اول<sup>۳</sup> تبعیت می نماید.

کمی بعد تر روتلج (Rutledge, D. J. S. 1976) اثبات نمود که با مفروضات همکاری در مورد قیمت های نقدی که آنها نیز منطقی می باشند، می توان نتیجه گیری ای معکوس آنچه ساموئلسون به آن رسیده، حاصل نمود. بعد از آن ساموئلسون (1976) نشان داد که مراتب بالاتر اتورگرسیو برای قیمت های نقدی می توانند اثر افزایش نوسانات قیمت آتی با نزدیک شدن به سررسید (اثر سررسید) را به طور موقت کاهش دهند؛ از این رو، نتیجه ای ضعیف تر از فرضیه قبل تر حاصل شد؛ به این صورت که برای قراردادهای آتی با سررسید طولانی تر، واریانس قیمت ها ضرورتاً کمتر از سررسیدهای کوتاه تر خواهد بود.

مطالعات بسیاری فرضیه ساموئلسون را با استفاده از رهیافت های مختلف و برای قراردادهای متنوع به آزمون گذارده اند که این مطالعات نشان می دهند، فرضیه ساموئلسون بیشتر با قراردادهای آتی با دارایی پایه محصولات کشاورزی تأیید می شود و معمولاً سایر قراردادهای آتی با دارایی های پایه فلزات یا اوراق بهادار وجود اثر سررسید را رد می کنند. در این بخش به برخی از مطالعات انجام شده به ترتیب زمانی انجام آنها، در چند محور اشاره می شود.

روتلج (1976) نشان داد که این اثر لزوماً در مورد تمامی قراردادهای آتی محصولات کشاورزی وجود ندارد؛ در مطالعه وی در قراردادهای آتی کاکائو و نقره اثر سررسید مشاهده می شود، در حالی که اطلاعات قراردادهای آتی گندم و روغن سویا وجود چنین اثری را رد می کنند. مدل ارائه شده توسط روتلج (1976) به دلیل اهمیت آن، در این بخش به اختصار تشریح می شود:

اگر  $S_t$  قیمت نقدی دارایی در زمان  $t$  باشد و  $F(T, t)$  قیمت آتی آن در زمان  $t$  باشد، این قرارداد در زمان  $T$  سررسید خواهد شد. برای بررسی نحوه تغییرات قیمت آتی از مثالی که توسط ساموئلسون ارائه شده است استفاده می شود که در آن قیمت نقدی از چنین فرایندی تبعیت می نماید:

$$S_t = \alpha S_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$E(u_t) = 0; E(u_t^2) = \sigma^2; E(u_t u_s) = 0; t \neq s \quad (2)$$

ارتباط بین قیمت های آتی و نقدی توسط "اصل ریاضی شکل گیری انتظاری قیمت ها" تبیین

می شود:

$$F(T, t) = E(S_T / S_t, S_{t-1}, \dots) \quad (3)$$

با تلفیق دو معادله فوق قیمت آتی برابر خواهد بود با

1. Future expected price
2. Stationarity
3. First-order autoregressive

$$F(T, t) = \alpha^{T-t} S_t \quad (۴)$$

از آنجایی که

$$\Delta F(T, t) = F(T, t) - F(T, t-1) = \alpha^{T-t} u_t \quad (۵)$$

بنابراین

$$\text{Var}(\Delta F(T, t)) = \sigma^2 \alpha^{2(T-t)} \quad (۶)$$

با توجه به معادله فوق می توان مشاهده نمود که اگر  $|\alpha| < 1$  باشد  $\text{Var}(\Delta F(T, t))$  با نزدیک تر شدن  $t$  به  $T$  افزایش می یابد.

حال اگر  $\alpha = 1$  باشد واریانس تغییرات قیمت آتی ثابت خواهد ماند. این یک حالت خاص و در عین حال مهم می باشد، چراکه قیمت های نقدی از یک فرایند گام تصادفی تبعیت می نماید. شواهد محکمی وجود دارد که نشان می دهد قیمت های نقدی اکثراً کالاها از چنین فرایندی تبعیت می نمایند.

می توان نشان داد که قاعده افزایش نوسانات قیمت در سر رسید، با یک حالت عمومی تر و با مفروضات واقعی تر لزوماً برقرار نیست؛ به طوری که اگر فرض نماییم قیمت های نقدی از چنین فرایندی تبعیت نمایند:

$$S_t - S_{t-1} = \beta(S_{t-1} - S_{t-2}) + u_t \quad (۷)$$

آنگاه:

$$F(T, t) = S_t + (S_t - S_{t-1}) \sum_{j=0}^{T-t-1} \beta^{j+1} \quad (۸)$$

و به این ترتیب:

$$\text{Var}(\Delta F(T, t)) = \sigma^2 (1 - \beta^{T-t+1})^2 / (1 - \beta)^2 \quad (۹)$$

زمانی که  $\beta = 0$  باشد، قیمت های نقدی از فرایند گام تصادفی پیروی خواهد نمود و واریانس تغییرات قیمت نقدی مانند حالت قبل خواهد بود. اما اگر  $\beta \neq 0$  باشد، واریانس قیمت های آتی با نزدیک شدن به سر رسید کاهش خواهد یافت. که این نتیجه مغایر با فرضیه ساموئلسون می باشد و نکته مهم این است که این نتیجه با برخی فرضیات واقعی تر نسبت به فرضیات ساموئلسون حاصل شده است. میلوناس (Milonas, N. 1986) اثر سر رسید را در مورد قراردادهای آتی محصولات کشاورزی، اوراق بهادار و فلزات مورد بررسی قرار داد و نشان داد که از ۱۱ بازار مورد تحقیق وی، در ۱۰ بازار فرضیه ساموئلسون حاکم است.

خوری و یوروگو (Khoury, N., & Yourougou, P. 1993) با بررسی شش قرارداد آتی محصولات کشاورزی مورد معامله در بورس های کانادا در دوره زمانی مارس ۱۹۸۰ تا جولای ۱۹۸۹،

شواهدی را ارائه نمودند که نشان می‌داد در تمامی قراردادهای آتی مورد بررسی آنها، اثر سررسید وجود دارد و نمی‌توان وجود چنین اثری را در این بازارها رد نمود.

گالوی و کولب (Galloway, T. M., & Kolb, R. W. 1996) با در نظر گرفتن اطلاعات مربوط به قراردادهای آتی سال‌های بین ۱۹۶۹ تا ۱۹۹۲ به این نتیجه رسیدند که اثر سررسید در قراردادهای آتی محصولات کشاورزی مورد پذیرش است؛ اما در مورد فلزات گرانبها و اوراق بهادار نمی‌توان وجود این اثر را پذیرفت. به صورت مشابه آلن و کروکشانک (Allen, D. E., & Cruickshank, S. N. 2000) شواهد محکمی دال بر وجود اثر سررسید در اکثر قراردادهای آتی کالایی مورد معامله در بورس بین‌المللی قراردادهای آتی و اختیار معامله مالی لندن (LIFFE)<sup>۱</sup>، بورس قراردادهای مشتقه سنگاپور (SDE)<sup>۲</sup> و بورس قراردادهای آتی سیدنی (SFE)<sup>۳</sup> ارائه نمودند. همچنین دونگ و کالو (Duong, H. N., & Kalev, P. S. 2008) در نتیجه‌گیری مشابهی دریافتند که فرضیه ساموئلسون در مورد تمامی قراردادهای آتی محصولات کشاورزی که در مطالعه آنها مدنظر قرار گرفته بود، صادق است.

در مجموع بررسی مطالعات انجام شده در خصوص وجود اثر سررسید در قراردادهای آتی کالایی نشان می‌دهد که اثر سررسید عمدتاً در قراردادهای آتی با دارایی پایه محصولات کشاورزی مشاهده می‌شود و در مورد سایر دارایی‌ها اعم از انواع فلزات گرانبها و ... وجود چنین اثری، چندان قابل پذیرش نیست. در نقطه مقابل، شواهد بسیاری وجود دارد که نشان می‌دهد، برخلاف قراردادهای آتی کالایی که در اکثر آنها وجود اثر سررسید غیر قابل انکار بوده، این اثر در مورد سایر دارایی‌ها بسیار ضعیف‌تر است. گراماتیکاس و ساندرز (Grammatikos, T., & Saunders, A. 1986) با در نظر گرفتن ۵ قرارداد آتی نرخ ارز برای دوره زمانی مارس ۱۹۷۸ تا مارس ۱۹۸۳ دریافتند که هیچ دلیلی مبنی بر وجود اثر سررسید در این قراردادها وجود ندارد.

گالوی و کولب (1996) صرفاً موفق شدند وجود اثر سررسید را در یک قرارداد آتی اوراق بهادار به اثبات برسانند و در بقیه قراردادها فرضیه ساموئلسون صادق نبود. یک استثنا در این میان مطالعه بارن هیل، جوردن و سیل (Barnhill, T. M., et al 1987) است که نشان می‌دهد این اثر در قراردادهای آتی اوراق خزانه<sup>۴</sup> آمریکا وجود دارد؛ هر چند که با یک مطالعه و با در نظر گرفتن دوره زمانی متفاوت، بسمبندر و همکاران (1996) نشان می‌دهند که این اثر در مورد قراردادهای آتی اوراق خزانه آمریکا همانند قراردادهای آتی فلزات و شاخص سهام قابل اثبات نیست.

- 
1. London International Financial Futures and Options Exchange
  2. Singapore Derivatives Exchange
  3. Sydney Futures Exchange
  4. Treasury Bond

در یک مطالعه جالب، چن و همکاران (Chen, Y. J., et al 1999) به این نتیجه رسیدند که در فاصله زمانی نوامبر ۱۹۸۸ تا ژوئن ۱۹۹۶، نوسانات قیمت قراردادهای آتی شاخص نیکی - ۱۲۲۵ با نزدیک شدن به سررسید به جای افزایش، کاهش یافته است؛ یعنی اثری برعکس اثر ساموئلسون در مورد این قراردادهای آتی با دارایی پایه اوراق بهادار اتفاق افتاده است. جالب تر اینکه دونگ و کالو (2008) نتیجه مشابهی در مورد اکثر قراردادهای آتی با دارایی پایه اوراق بهادار که در مطالعه خود مد نظر قرار داده بودند، اخذ نمودند.

همچنین دونگ و کالو (2008) با استفاده از داده های بین روز<sup>۲</sup> قیمت قراردادهای آتی مختلف دریافتند که اثر سررسید به صورت قابل توجهی در مورد قراردادهای آتی محصولات کشاورزی وجود دارد؛ اما نتیجه گیری آنها این بود که این اثر در مورد سایر انواع قراردادهای آتی وجود ندارد. همچنین آنان شواهدی ارائه نمودند که نشان می داد فرضیه کوواریانس منفی عامل کلیدی در برقرار بودن فرضیه ساموئلسون می باشد.

اندرسون و دانتین (1983) یک تفسیر جایگزین برای تبیین الگوی زمانی نوسانات قیمت های آتی با در نظر گرفتن نرخ جریان اطلاعات طی زمان ارائه نمودند. این فرضیه که به فرضیه متغیر حالت<sup>۳</sup> مشهور است، بیان می کند که به صورت سیستماتیک تغییرات قیمت های آتی در دوره های زمانی که ناطمینانی مربوط به عرضه و تقاضا در حال از بین رفتن باشد، بیشتر است. به عبارت دیگر در دوره های زمانی که بیشترین کاهش در ناطمینانی وجود داشته باشد، بیشترین نوسان قیمت وجود خواهد داشت. در این چارچوب، فرضیه ساموئلسون حالت خاصی است که در آن ناطمینانی با نزدیک شدن به زمان سررسید قرارداد آتی کاهش می یابد.

در برخی مطالعات، فرضیه متغیر حالت برای آزمون وجود اثر سررسید مورد استفاده قرار گرفته اند. اندرسون (1985) با مطالعه نوسان قیمت ۹ قرارداد آتی دریافت که اگر چه در ۶ بازار از این ۹ بازار، شواهد محکمی بر وجود اثر سررسید وجود دارد اما تغییرات فصلی مؤلفه مهمی در تبیین الگوی رفتار واریانس تغییرات قیمت آتی به شمار می رود. همین نتیجه در مطالعه کنیون و همکاران (Kenyon et al 1987) با مطالعه بر روی قراردادهای آتی غلات، سویا و گندم نیز تأیید شده است. بارن هیل و همکاران (1987) به شواهدی دست یافتند که وجود هر دوی اثر سررسید و فرضیه متغیر حالت را در قراردادهای آتی اوراق قرضه خزانه داری تأیید نمود.

بسمبندر و همکاران (1996) یک تحلیل متفاوت برای اثر سررسید ارائه نمودند. آنان دریافتند که این موضوع که بر اساس فرضیه متغیر حالت، اطلاعات در زمان سررسید متمرکز می شوند، قانع کننده نیست. بر اساس مدل آنان هیچیک از این مفروضات که جریان اطلاعات در زمان سررسید

1. Nikkei - 225
2. Intra-Day Data
3. State variable hypothesis

متمرکز می‌شوند و قیمت‌های آتی پیش‌بینی ناریبی از قیمت‌های نقدی دارایی در آینده است، شروط لازم موفقیت فرضیه اثر سررسید نیست.

تحلیل آنها بیان نمود که فرضیه ساموئلسون در بازارهایی صحیح است که در آنها کوواریانس بین تغییرات قیمت‌های نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل، منفی باشد؛ زیرا چنین کوواریانس منفی ای در بازارهایی مشاهده خواهد شد که در آنها ثمرات رفاهی<sup>۱</sup> وجود داشته باشد؛ از این رو آنها پیش‌بینی نمودند که با این رویکرد، بعید است فرضیه ساموئلسون در بازار قراردادهای آتی با دارایی پایه اوراق بهادار برقرار باشد؛ چراکه وجود ثمرات رفاهی برای قراردادهای آتی با دارایی پایه کالایی موضوعیت دارد. آنان پیش‌بینی خود را با استفاده از داده‌های مربوط به قیمت محصولات کشاورزی، نفت خام، فلزات و قراردادهای آتی اوراق بهادار آزمون کرده و به شواهد محکمی دال بر صحت آن دست یافتند.

در مجموع می‌توان چنین گفت که در ادبیات موضوع، دو دلیل در توجیه دلایل وجود یا عدم وجود اثر سررسید در یک بازار قرارداد آتی وجود دارد؛ نخست، فرضیه کوواریانس منفی بین تغییرات قیمت‌های نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل، که توسط بسمبندر و همکاران (1986) مطرح و دوم، فرضیه نرخ جریان اطلاعات طی زمان، که در سال ۱۹۸۳ توسط اندرسون و دانتین تبیین شده است. به همین دلیل در این مقاله، صحت هر دو فرضیه بررسی شده و چون دلایل همکاری برای این منظور در ادبیات موضوع مطرح نشده، صرفاً به مدل‌های ارائه شده در این دو مطالعه جهت بررسی دلایل وجود اثر سررسید در بازار قراردادهای آتی ایران بسنده شده است. بدیهی است در صورتی که مدل‌های همکاری در خصوص توجیه وجود اثر سررسید در بازار قراردادهای آتی وجود داشتند، لازم بود با توجه به شرایط بازار قراردادهای آتی ایران، متناسب‌ترین مدل برای این منظور انتخاب شود که در شرایط فعلی موضوعیت ندارد.

طی چند سال گذشته در بازار سرمایه ایران، قراردادهای آتی بر روی برخی دارایی‌های کالایی در بورس کالای ایران و بعضی سهام منتخب در بورس اوراق بهادار تهران امکان معامله یافته‌اند که بر اساس بررسی‌های نگارندگان، تاکنون مطالعه‌ای در خصوص بررسی اثر سررسید در این بازارها صورت نگرفته است.

### روش‌شناسی تحقیق

هدف این مطالعه، آزمون فرضیه ساموئلسون با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)<sup>۲</sup> و روش داده‌های پانل (Panel Data) می‌باشد. بنابراین با استفاده از ۲۹ سری زمانی تغییرات قیمت،

---

1. Convenience yield  
2. Ordinary Least Square

یک مجموعه داده پانل ایجاد می شود که به جای چیدمان بر اساس ایام تقویمی، بر اساس تعداد روزهای باقیمانده تا سر رسید مرتب شده اند.

به طور مشخص اگر یک قرارداد دارای اندیس  $i$  باشد ( $i = 1, \dots, 29$ )، آنگاه  $T(i)$  زمان سر رسید قرارداد  $i$  ام بوده و  $\tau = T(i) - t$  و تعداد روزهای باقیمانده تا سر رسید خواهد بود. بنابراین در این چیدمان، تمامی داده ها به جای  $(T, t)$ ، به صورت جفت های  $(i, \tau)$  تعریف می شوند. به عنوان مثال، تغییرات قیمت آتی برای قرارداد  $i$  برابر است با:

$$\Delta F_{i,\tau} = \ln\left(\frac{F_{i,\tau}}{F_{i,\tau+1}}\right) \quad (10)$$

به ازای هر سری زمانی از قیمت های آتی، یک سری زمانی از تغییرات قیمت نقدی همزمان با آتی وجود دارد. برای قابلیت استفاده از این داده ها در تحلیل پانل، لازم است قیمت های نقدی نیز به صورت مدت زمان باقیمانده تا سر رسید مرتب شوند. تغییرات قیمت نقدی نیز با این فرمول محاسبه می شود:

$$\Delta S_{i,\tau} = \ln\left(\frac{S_{i,\tau}}{S_{i,\tau+1}}\right) \quad (11)$$

همچنین با تبعیت از روتلج (1976) و بسمبندر (1996)، نوسانات روزانه قیمت های آتی نیز از این فرمول محاسبه می شود:

$$\sigma(F_{i,\tau}) = \left| \ln\left(\frac{F_{i,\tau}}{F_{i,\tau+1}}\right) \right| \quad (12)$$

که به صورت مشابه می توان نوسانات قیمت نقدی را نیز محاسبه نمود.

اثر سر رسید در ابتدا با بررسی رابطه خطی زیر با استفاده از روش OLS بررسی می شود. به عبارت دیگر برای هر قرارداد آتی معادله زیر تخمین زده می شود

$$\sigma(F_{i,\tau}) = \alpha_i + \beta_i \tau + u_{it} \quad (13)$$

برای اثبات اثر سر رسید لازم است  $\beta$  در معادله فوق منفی و از نظر آماری معنادار باشد.

در مرحله بعد، همین تحلیل برای کل دوره و به صورت سال به سال انجام می شود؛ با این تفاوت که بر روی معادله قبلی محدودیت های  $\alpha_i = \alpha$  و  $\beta_i = \beta$  برای تمامی  $i \in \{1, \dots, N\}$  تحمیل شده و به معادله رگرسیونی ۱۴ می رسیم:

$$\sigma(F_{i,\tau}) = \alpha + \beta \tau + u_{it} \quad (14)$$

برای تخمین معادله رگرسیونی فوق، از روش داده های پانل (Panel Data) استفاده می شود که البته لازم است ثابت یا تصادفی بودن اثرات<sup>۱</sup> در تخمین آن با استفاده از آماره هاسمن<sup>۲</sup> تعیین شود.

1. Fixed or Random Effect

2. Hausman

برای آزمون اثر جریان اطلاعات نیز همانند روش بسمبندر نوسانات قیمت نقدی نیز در مدل وارد می‌شود. به عبارت دیگر به جای معادله ۱۳، معادله ۱۵ تخمین زده می‌شود.

$$\sigma(F_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \tau + \gamma_i \sigma(S_{i,t}) + u_{it} \quad (15)$$

که در آن،  $\sigma(S_{i,t})$  نوسانات روزانه قیمت های نقدی است و اگر جریان اطلاعات یکی از متغیرهای توضیح دهنده فرضیه ساموئلسون نباشد، ضریب مربوط به مدت زمان باقیمانده تا سررسید همچنان منفی و معنادار باقی خواهد ماند.

موضوع بعدی، آزمون فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر است که بیان می‌کند اثر سررسید در بازارهایی وجود دارد که در آنها کوواریانس بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل منفی باشد. با تبعیت از بسمبندر در چارچوب مدل هزینه حمل که در آن هزینه حمل متغیر می‌باشد، واریانس تغییرات قیمت آتی برابر است با:

$$\text{Var}(\Delta F_t) = \tau^2 \text{Var}(\Delta c_t) + 2\tau \text{Cov}(v_t, \Delta c_t) + \text{Var}(v_t) \quad (16)$$

که در آن،  $\tau$  مدت زمان باقیمانده تا سررسید و  $v_t$  نرخ غیر انتظاری اهمیت قیمت نقدی و  $\Delta c_t = c_t - c_{t+1}$  خالص هزینه حمل است که به این صورت محاسبه می‌شود.

$$c_t = \frac{\ln(F_t) - \ln(S_t)}{\tau} \quad (17)$$

بسمبندر چنین نتیجه‌گیری نمود که چنانچه  $\text{Cov}(v_t, \Delta c_t) < 0$  باشد، آنگاه احتمال وجود اثر سررسید بیشتر خواهد بود که به آن فرضیه کوواریانس منفی گفته می‌شود. برای آزمون مستقیم فرضیه کوواریانس منفی می‌توان برای هر قرارداد معادله رگرسیون زیر را برآورد نمود

$$\Delta c_t = \omega + \phi \Delta S_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

چنانچه ضریب  $\Delta S_t$  منفی و معنادار باشد، به این معنی است که شرط کوواریانس منفی برقرار است. حال چنانچه این شرط برقرار باشد و کوواریانس بین تغییرات قیمت نقدی و خالص هزینه حمل منفی باشد، آنگاه باید بررسی نمود که آیا همچنان اثر سررسید وجود دارد یا خیر.

### تشریح داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله شامل قیمت های نقدی و آتی سکه بهار آزادی می‌باشد. قیمت های آتی از پایگاه اطلاع رسانی بورس کالای ایران و قیمت های نقدی از اتحادیه صنف سازندگان و فروشندگان طلای تهران اخذ شده است.

قراردادهای آتی از تاریخ ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ شروع به کار نموده و تا ۱۳۹۱/۰۶/۳۱ در مجموع ۲۹ قرارداد گشایش شده و مورد معامله قرار گرفته‌اند. از این رو، داده‌های مورد استفاده شامل ۲۹ قرارداد مورد اشاره و قیمت های نقدی متناظر با آنها می‌باشد. در نتیجه، داده‌ها شامل ۲۷۵۶

مشاهده مشتمل بر ۲۹ قرارداد آتی می باشد. جدول شماره ۱ برخی مشخصات آماری تغییرات قیمت قراردادهای آتی را ارایه نموده است.

### جدول ۱. برخی مشخصات آماری تغییرات قیمت قراردادهای آتی سکه بهار آزادی بورس کالای ایران

ردیف	قرارداد	تعداد مشاهدات	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشدگی
۱	دی ۱۳۸۷	۳۱	۰/۰۰۴۰	۰/۰۲۰۰	۰	۰/۰۰۴۹	۲/۰۹۳۶	۷/۰۰۶۵
۲	اسفند ۱۳۸۷	۴۷	۰/۰۰۵۲	۰/۰۲۶۱	۰	۰/۰۰۶۵	۱/۶۶۱۳	۵/۰۰۱۰۱
۳	اردیبهشت ۱۳۸۸	۵۹	۰/۰۰۵۸	۰/۰۲۹۱	۰	۰/۰۰۶۴	۱/۳۲۰۲	۴/۶۶۷۴
۴	تیر ۱۳۸۸	۶۵	۰/۰۰۴۰	۰/۰۲۴۶	۰	۰/۰۰۴۳	۲/۴۰۳۹	۱۰/۵۴۴
۵	شهریور ۱۳۸۸	۹۰	۰/۰۰۳۳	۰/۰۱۹۴	۰	۰/۰۰۳۸	۲/۳۴۰۴	۹/۵۹۲۱
۶	آبان ۱۳۸۸	۸۵	۰/۰۰۶۰	۰/۰۳۵۲	۰	۰/۰۰۷۶	۱/۸۴۸۱	۶/۲۱۴۳
۷	دی ۱۳۸۸	۸۰	۰/۰۰۱۱۷	۰/۰۵۴۹	۰	۰/۰۰۱۱۷	۰/۹۷۹۲	۳/۵۹۶۴
۸	اسفند ۱۳۸۸	۱۱۸	۰/۰۰۱۰۰	۰/۰۵۴۹	۰	۰/۰۰۱۱۱	۱/۲۵۱۷	۴/۰۵۶۴
۹	اردیبهشت ۱۳۸۹	۵۶	۰/۰۰۴۵	۰/۰۲۹۰	۰	۰/۰۰۵۴	۲/۸۲۹۱	۱۱/۹۵۱
۱۰	تیر ۱۳۸۹	۶۱	۰/۰۰۷۳	۰/۰۲۹۴	۰	۰/۰۰۸۰	۱/۳۵۱۹	۳/۷۵۶۱
۱۱	شهریور ۱۳۸۹	۱۰۳	۰/۰۰۶۲	۰/۰۲۹۴	۰	۰/۰۰۶۹	۱/۶۴۴۴	۵/۲۸۳۵
۱۲	آبان ۱۳۸۹	۱۰۱	۰/۰۰۵۷	۰/۰۲۹۵	۰	۰/۰۰۶۳	۱/۸۹۰۸	۶/۳۹۶۴
۱۳	دی ۱۳۸۹	۱۱۶	۰/۰۰۵۲	۰/۰۲۸۳	۰	۰/۰۰۶۰	۱/۸۷۶۸	۶/۴۳۴۸
۱۴	اسفند ۱۳۸۹	۱۰۹	۰/۰۰۴۸	۰/۰۲۹۴	۰	۰/۰۰۵۹۶	۲/۴۲۰۷	۹/۰۷۱۹
۱۵	اردیبهشت ۱۳۹۰	۹۳	۰/۰۰۶۰	۰/۰۲۹۸	۰	۰/۰۰۷۳	۱/۸۹۵۵	۵/۹۶۹۵
۱۶	تیر ۱۳۹۰	۱۱۶	۰/۰۰۷۰	۰/۰۲۹۵	۰	۰/۰۰۷۱	۱/۶۵۲۵	۵/۳۴۲۵
۱۷	شهریور ۱۳۹۰	۸۹	۰/۰۰۱۳۰	۰/۰۳۰۳	۰	۰/۰۰۹۳	۰/۳۶۸۸	۱/۹۰۳۹
۱۸	آبان ۱۳۹۰	۱۵۰	۰/۰۰۱۲۸	۰/۰۳۰۴	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۸۹	۰/۴۸۴۱	۲/۱۲۰۷
۱۹	دی ۱۳۹۰	۱۶۶	۰/۰۰۱۳۲	۰/۰۳۰۳	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۸۸	۰/۳۶۱۴	۱/۹۸۲۷
۲۰	اسفند ۱۳۹۰	۱۷۷	۰/۰۰۱۵۳	۰/۰۳۲۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۳۶	۳/۷۴۱	۳/۷۰۸
۲۱	فروردین ۱۳۹۱	۴۰	۰/۰۰۱۱۹	۰/۰۳۴۹	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۹۹	۰/۹۵۵۳	۲/۸۸۲۰
۲۲	اردیبهشت ۱۳۹۱	۱۷۶	۰/۰۰۱۴۵	۰/۰۴۸۳	۰	۰/۰۰۱۱۶	۰/۸۶۳۶	۲/۹۹۷۲
۲۳	خرداد ۱۳۹۱	۸۹	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۴۹۴	۰	۰/۰۰۱۳۲	۱/۰۷۱۰	۳/۳۳۴۸
۲۴	تیر ۱۳۹۱	۱۸۵	۰/۰۰۱۵۷	۰/۰۴۷۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۲۲	۰/۷۷۲۱	۲/۶۹۹۸
۲۵	مرداد ۱۳۹۱	۱۰۶	۰/۰۰۱۵۱	۰/۰۴۸۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۲۵۲	۱/۱۹۶۸	۳/۸۳۱۴
۲۶	شهریور ۱۳۹۱	۹۶	۰/۰۰۱۵۸	۰/۰۴۸۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۱۶	۰/۹۱۰۳	۳/۰۶۸۴
۲۷	مهر ۱۳۹۱	۷۶	۰/۰۰۱۳۵	۰/۰۴۸۷	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۰۶	۱/۳۱۶۵	۴/۲۸۶۹
۲۸	آبان ۱۳۹۱	۵۱	۰/۰۰۱۱۸	۰/۰۳۵۴	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۹۲	۰/۷۸۴۹	۲/۶۱۹۷
۲۹	آذر ۱۳۹۱	۲۶	۰/۰۰۱۳۶	۰/۰۳۹۳	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۱۰	۱/۱۰۹۴	۳/۱۴۲۲

مأخذ: بورس کالای ایران

## نتایج تجربی

در این بخش فرضیه سامونلسون برای قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران به آزمون گذارده می‌شود. نتایج بررسی وجود اثر سررسید در قراردادهای آتی معامله شده از ابتدای راه‌اندازی این قراردادها در بورس کالای ایران تا تاریخ ۱۳۹۱/۰۶/۳۱ به دو روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و داده‌های پانل (Panel Data) در جداول شماره ۲ و ۳ ارائه شده‌اند.

## جدول ۲. بررسی اثر سررسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی با روش حداقل

## مربعات معمولی (OLS)

ردیف	قرارداد	عرض از مبدا	ضریب $\beta$	آماره $t$	احتمال $\beta$	تعدیل شده $R^2$
۱	دی ۱۳۸۷	۰/۰۰۰۱۱۱	۰/۰۰۰۲۶۲	* ۲/۹۷۵۱۴۶	۰/۰۰۵۹	۰/۲۰۷۴۲۹
۲	اسفند ۱۳۸۷	۰/۰۰۷۵۵۴	-۰/۰۰۰۱۰۰	-۱/۴۵۳۲۹۰	۰/۱۵۳۱	۰/۰۲۳۶۰۴
۳	اردیبهشت ۱۳۸۸	۰/۰۰۱۶۵۶	۰/۰۰۰۱۴۶	* ۳/۱۹۲۲۲۳	۰/۰۰۲۳	۰/۱۳۶۷۸۰
۴	تیر ۱۳۸۸	۰/۰۰۴۱۶۶	-۳/۴۵ E-۰۶	-۰/۱۱۸۲۶۲	۰/۹۰۶۲	-۰/۰۱۵۶۴۸
۵	شهریور ۱۳۸۸	۰/۰۰۳۰۱۸	۷/۶۷ E-۰۶	-۰/۴۹۴۳۴۸	۰/۶۲۲۳	-۰/۰۰۸۵۶۳
۶	آبان ۱۳۸۸	۰/۰۱۲۹۳۳	-۰/۰۰۰۱۶۴	* -۵/۶۵۸۴۵۶	۰/۰۰۰۰	۰/۲۶۹۶۸۰
۷	دی ۱۳۸۸	۰/۰۱۹۷۲۳	-۰/۰۰۰۲۰۱	* -۳/۸۳۹۱۸۰	۰/۰۰۰۲	۰/۱۴۸۱۵۰
۸	اسفند ۱۳۸۸	۰/۰۱۰۳۴۵	-۴/۸۱ E-۰۶	-۰/۱۵۹۴۷۸	۰/۸۷۳۶	-۰/۰۰۸۴۰۰
۹	اردیبهشت ۱۳۸۹	۰/۰۰۷۰۴۲	-۹/۰۹ E-۰۵	* -۲/۰۷۰۲۸۳	۰/۰۴۲۲	۰/۰۵۶۳۷۸
۱۰	تیر ۱۳۸۹	۰/۰۰۵۴۷۸	۶/۰۸ E-۰۵	۱/۰۴۲۳۴۳	۰/۳۰۱۵	۰/۰۰۱۴۳۹
۱۱	شهریور ۱۳۸۹	۰/۰۰۲۹۶۰	۶/۵۳ E-۰۵	* ۲/۹۴۲۵۲۱	۰/۰۰۴۰	۰/۰۶۹۸۳۹
۱۲	آبان ۱۳۸۹	۰/۰۰۶۴۵۸	-۱/۴۸ E-۰۵	-۰/۶۸۸۱۶۶	۰/۴۹۳۰	-۰/۰۰۵۲۹۲
۱۳	دی ۱۳۸۹	۰/۰۰۴۵۷۷	۱/۱۰ E-۰۵	۰/۶۵۶۶۶۱	۰/۵۱۲۷	-۰/۰۰۴۹۷۱
۱۴	اسفند ۱۳۸۹	۰/۰۰۳۳۹۰	۲/۹۲ E-۰۵	۱/۶۱۷۴۲۴	۰/۱۰۸۷	۰/۰۱۴۷۴۳
۱۵	اردیبهشت ۱۳۹۰	۰/۰۱۰۹۰۷	-۰/۰۰۰۱۰۶	* -۴/۰۷۹۶۶۲	۰/۰۰۰۱	۰/۱۴۵۳۲۸
۱۶	تیر ۱۳۹۰	۰/۰۰۸۲۸۳	-۲/۱۱ E-۰۵	-۱/۰۷۲۰۰۵	۰/۲۸۶۰	۰/۰۰۱۲۹۶
۱۷	شهریور ۱۳۹۰	۰/۰۱۸۲۶۵	-۰/۰۰۰۱۲۰	* -۳/۲۵۲۹۱۲	۰/۰۰۱۶	۰/۰۹۸۱۸۹
۱۸	آبان ۱۳۹۰	۰/۰۱۳۳۳۸	-۶/۰۰ E-۰۶	-۰/۳۵۳۳۹۸	۰/۷۲۲۸	-۰/۰۰۵۸۹۸
۱۹	دی ۱۳۹۰	۰/۰۱۰۴۷۲	۳/۳۴ E-۰۵	* ۲/۳۳۳۸۳۵	۰/۰۱۹۸	۰/۰۲۶۷۸۱
۲۰	اسفند ۱۳۹۰	۰/۰۱۳۷۱۸	۱/۹۰ E-۰۵	۰/۹۴۷۳۴۶	۰/۳۴۴۸	-۰/۰۰۰۵۸۳
۲۱	فروردین ۱۳۹۱	۰/۰۱۴۳۱۶	-۰/۰۰۰۱۲۱	-۰/۸۸۲۹۳۷	۰/۳۸۲۸	-۰/۰۰۵۸۸۴
۲۲	اردیبهشت ۱۳۹۱	۰/۰۱۶۸۸۸	-۲/۷۱ E-۰۵	-۱/۵۶۹۴۰۹	۰/۱۱۸۴	۰/۰۰۸۲۹۱
۲۳	خرداد ۱۳۹۱	۰/۰۱۶۰۶۴	-۱/۹۳ E-۰۵	-۰/۳۵۲۲۴۸	۰/۷۲۵۵	-۰/۰۱۰۰۵۴
۲۴	تیر ۱۳۹۱	۰/۰۱۴۸۸۷	۹/۶۱ E-۰۶	۰/۵۷۱۲۰۷	۰/۵۶۸۶	-۰/۰۰۳۶۷۵
۲۵	مرداد ۱۳۹۱	۰/۰۰۹۷۰۸	۰/۰۰۰۱۰۴	* ۲/۶۸۹۵۳۰	۰/۰۰۸۳	۰/۰۵۶۰۴۰
۲۶	شهریور ۱۳۹۱	۰/۰۱۴۱۷۱	۳/۴۷ E-۰۵	۰/۸۰۶۷۵۱	۰/۴۲۱۸	-۰/۰۰۳۶۸۹
۲۷	مهر ۱۳۹۱	۰/۰۱۳۵۸۶	-۴/۲۴ E-۰۸	-۰/۰۰۰۷۵۲	۰/۹۹۹۴	-۰/۰۱۳۵۱۴

ردیف	قرارداد	عرض از مبدا	ضریب $\beta$	آماره $t$	احتمال $\beta$	تعدیل شده $R^2$
۲۸	آبان ۱۳۹۱	۰/۰۱۵۹۳۹	-۰/۰۰۰۱۵۵	-۱/۷۴۲۲۳۷	۰/۰۸۷۹	۰/۰۳۹۸۸۲
۲۹	آذر ۱۳۹۱	۰/۰۲۰۳۵۳	-۰/۰۰۰۵۴۰	-۱/۹۷۰۶۲۹	۰/۰۶۰۴	۰/۱۰۳۴۰۹

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج جدول شماره ۲ نشان می دهد که از میان ۲۹ قرارداد آتی مورد بررسی، فقط در ۵ قرارداد با فاصله اطمینان ۹۵ درصد، وجود اثر سر رسید قابل پذیرش است. از این ۵ قرارداد، دو قرارداد در سال ۱۳۸۸ (آبان و دی ۱۳۸۸)، یک قرارداد در سال ۱۳۸۹ (اردیبهشت ۱۳۸۹) و دو قرارداد در سال ۱۳۹۰ (اردیبهشت و شهریور ۱۳۹۰) مورد معامله قرار گرفته اند. نکته جالب اینکه به همین تعداد قرارداد نیز (۵ قرارداد)، اثری بر عکس اثر سر رسید را نشان می دهند و با نزدیک شدن به سر رسید، شاهد کاهش نوسانات قیمت های آتی بوده ایم. این قراردادها نیز عبارتند از دی ۱۳۸۷، اردیبهشت ۱۳۸۸، شهریور ۱۳۸۹، دی ۱۳۹۰ و مرداد ۱۳۹۱ که همگی با فاصله اطمینان ۹۵ درصد، اثری معکوس فرضیه ساموئلسون را نشان می دهند.

بر اساس نتایج جدول شماره ۲، چنین به نظر می رسد که در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی بورس کالای ایران، اثر سر رسید بسیار ضعیف است و حتی در برخی قراردادها اثر معکوس آن مشاهده می شود. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی (بر روی دارایی های غیر از محصولات کشاورزی) در دیگر بورس ها نیز سازگار است؛ چراکه بر اساس مطالعات انجام شده، اثر سر رسید معمولاً در قراردادهای آتی با دارایی پایه محصولات کشاورزی قابل توجه بوده و در سایر دارایی ها از جمله فلزات گرانبها (طلا و ...) یا اصلاً وجود ندارد و یا بسیار ضعیف می باشد.

با توجه به اینکه وجود اثر سر رسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران، چندان قابل اثبات نمی باشد، از این رو لازم است به برخی مضامین این موضوع اشاره شود. نخست اینکه امکان طراحی سیستم اخذ تضامین بر اساس الگوی معین نوسانات (فزاینده در سر رسید) وجود ندارد و اتاق پایاپای بورس کالای ایران می باید الگوی های دریافت تضامین جایگزینی را برای آن انتخاب نماید. دوم آنکه انتظار این است سفته بازان این بازار که همواره از نوسانات شدیدتر قیمت ها منتفع می شوند، بر روی قراردادهای با سر رسید دورتر تمرکز نمایند که این موضوع کاملاً با واقعیت های بازار معاملات قراردادهای آتی سکه بورس کالای ایران منطبق است. به این معنی که در این بازار سفته بازان ترجیح می دهند بیشتر در قراردادهای آتی با سر رسید دورتر که نوسانات بیشتری دارند، سرمایه گذاری نمایند که کاملاً با یافته های این مطالعه سازگار می باشد. سوم اینکه در روز های معاملاتی پایانی قراردادهای آتی بورس کالای ایران، تعداد موقعیت های تعهدی باز<sup>۱</sup> به



بررسی اثر سر رسید در نظر گرفته شود، وجود این اثر نامحتمل تر می شود که البته نتایج حاصل از روش داده های پانل برای کل دوره زمانی نیز مؤید این موضوع می باشد.

در گام بعد، لازم است اثر جریان اطلاعات بر روی تغییرات اثر سر رسید بررسی شود. برای این منظور همان گونه که توضیح داده شد، در برازش نوسانات قیمت آتی بر روی مدت زمان باقیمانده تا سر رسید، از نوسانات قیمت های نقدی نیز به عنوان متغیر مستقل استفاده می شود. انجام این کار ما را به دو هدف خواهد رساند؛ نخست، مشخص می شود که آیا نوسانات قیمت های نقدی، مؤلفه تعیین کننده ای در نوسانات قیمت های آتی است یا خیر و دوم، با ورود نوسانات قیمت های نقدی، همچنان اثر سر رسید به شکل قبل خود باقی می ماند و یا دچار تغییر می شود. جداول شماره ۴ و ۵ اثر جریان اطلاعات بر نوسانات قیمت های آتی را با استفاده از روش های حداقل مربعات معمولی (OLS) و داده های پانل (Panel Data) نشان می دهند.

#### جدول ۴. اثر جریان اطلاعات بر نوسانات قیمت آتی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

ردیف	قرارداد	عرض از مبدا	ضریب $\beta$	آماره t	ضریب $\gamma$	آماره t	تعدیل شده $R^2$
۱	دی ۱۳۸۷	-۰/۰۰۱۱۴۸	-۰/۰۰۰۲۵۲	* ۲/۹۳۵۹۲۶	-۰/۲۸۷۸۰۶	۱/۵۷۵۳۳۲	-۰/۲۴۵۹۵۵
۲	اسفند ۱۳۸۷	۰/۰۰۰۳۵۵۱	-۴/۱۳ E -۵	-۰/۶۸۴۴۳۳	-۰/۳۷۷۲۵۲	۴/۲۸۹۶۶۷	-۰/۲۹۵۸۸۳
۳	اردیبهشت ۱۳۸۸	۰/۰۰۰۱۳۹۱	۸/۴۳ E -۵	۱/۹۴۸۵۰۰	-۰/۳۴۷۵۰۰	۴/۰۲۱۴۴۴	-۰/۳۱۸۲۴۶
۴	تیر ۱۳۸۸	۰/۰۰۰۳۴۰۶	-۸/۱۳ E -۶	-۰/۲۸۲۱۳۳	-۰/۲۹۰۸۶۰	۱/۸۱۴۴۱۴	-۰/۰۱۹۸۹۸
۵	شهریور ۱۳۸۸	۰/۰۰۰۱۹۲۲	۹/۱۷ E -۶	-۰/۶۱۵۵۴۰	-۰/۳۳۰۰۲۰	۲/۹۳۲۸۰۹	-۰/۰۷۱۶۲۹
۶	آبان ۱۳۸۸	۰/۰۰۰۸۵۸۲	-۰/۰۰۰۱۱۴	* -۴/۴۹۲۶۳۳	-۰/۶۹۲۰۸۵	۴/۴۱۳۸۶۱	-۰/۴۰۲۶۸۸
۷	دی ۱۳۸۸	۰/۰۰۰۱۶۸۰	-۰/۰۰۰۱۸۳	* -۳/۴۳۸۶۱۱	-۰/۳۳۱۱۷۲	۱/۵۲۲۱۱۷	-۰/۱۶۲۲۹۲
۸	اسفند ۱۳۸۸	۰/۰۰۰۴۶۱۳	۷/۶۸ E -۶	-۰/۲۸۵۷۳۹	-۰/۸۲۴۲۶۶	۵/۶۸۲۰۵۶	-۰/۲۰۵۸۰۰
۹	اردیبهشت ۱۳۸۹	۰/۰۰۰۳۷۵۰	-۶/۶۸ E -۵	-۱/۸۲۴۹۱۳	-۰/۶۰۲۱۱۳	۵/۱۴۶۶۱۷	-۰/۳۵۸۹۵۰
۱۰	تیر ۱۳۸۹	۵/۰۰ E -۵	۹/۷۹ E -۵	۱/۸۵۴۰۵۳	-۰/۷۴۶۳۵۵	۴/۰۳۳۶۶۶	-۰/۲۰۶۷۴۹
۱۱	شهریور ۱۳۸۹	۰/۰۰۰۵۴۳	۴/۷۵ E -۵	* ۲/۴۱۵۸۴۷	-۰/۶۸۰۷۴۷	۵/۶۹۳۶۷۱	-۰/۲۹۰۵۳۲
۱۲	آبان ۱۳۸۹	۰/۰۰۰۳۰۳۲	-۷/۲۸ E -۶	-۰/۴۱۰۶۱۰	-۰/۵۳۹۷۳۲	۶/۹۸۳۵۳۳	-۰/۳۲۱۹۰۴
۱۳	دی ۱۳۸۹	۰/۰۰۰۱۱۶۳	۱/۶۱ E -۵	۱/۲۳۷۹۷۲	-۰/۶۱۱۲۱۲	۸/۷۵۴۱۱۸	-۰/۳۹۵۸۵۶
۱۴	اسفند ۱۳۸۹	-۰/۰۰۰۳۷۸	۲/۶۸ E -۵	* ۲/۲۲۵۴۲۹	-۰/۶۲۵۵۰۲	۱۱/۶۰۰۴۷	-۰/۵۶۱۷۸۲
۱۵	اردیبهشت ۱۳۹۰	۰/۰۰۰۳۴۹۸	-۵/۳۰ E -۵	* -۳/۲۱۹۹۶۱	-۰/۶۱۷۷۵۲	۱۲/۴۶۶۳۷	-۰/۶۸۳۰۸۱
۱۶	تیر ۱۳۹۰	۰/۰۰۰۳۹۸۴	-۳/۰۵ E -۵	* -۲/۵۱۸۹۲۶	-۰/۶۲۸۵۹۹	۱۳/۸۱۶۸۴	-۰/۶۲۵۳۶۹
۱۷	شهریور ۱۳۹۰	۰/۰۰۰۱۱۰۶	-۴/۸۴ E -۵	-۱/۴۳۲۶۶۲	-۰/۳۸۹۹۸۴	۵/۷۵۳۶۵۴	-۰/۳۴۱۷۲۲
۱۸	آبان ۱۳۹۰	۰/۰۰۰۸۶۶۶	۵/۶۱ E -۶	-۰/۲۷۳۳۹۰	-۰/۳۹۱۹۶۹	۷/۴۷۰۹۶۸	-۰/۲۶۵۹۶۸
۱۹	دی ۱۳۹۰	۰/۰۰۰۶۱۵۲	۳/۷۵ E -۵	* ۳/۰۵۶۹۰۶	-۰/۳۷۱۱۷۰	۷/۵۱۰۹۲۳	-۰/۲۷۲۵۷۲
۲۰	اسفند ۱۳۹۰	۰/۰۰۰۸۷۹۵	۳/۰۶ E -۵	۱/۶۲۵۲۲۴	-۰/۲۴۵۷۳۴	۵/۳۱۱۴۲۴	-۰/۱۳۴۰۶۴
۲۱	فروردین ۱۳۹۱	۰/۰۰۰۱۴۲۱۵	-۰/۰۰۰۱۹۰	-۱/۳۴۰۱۰۶	-۰/۳۸۷۵۶	۱/۲۴۶۹۸۳	-۰/۰۲۷۵۵۰
۲۲	اردیبهشت ۱۳۹۱	۰/۰۰۰۱۳۱۴۰	-۱/۸۹ E -۵	-۱/۱۱۳۹۵۳	-۰/۳۸۱۳۳۵	۵/۲۰۰۵۳۳	-۰/۱۵۱۷۳۱
۲۳	خرداد ۱۳۹۱	۰/۰۰۰۱۳۶۲۰	-۴/۶۶ E -۵	-۰/۶۳۷۷۵۳	-۰/۲۷۲۵۳۳	۲/۷۸۴۴۰۵	-۰/۰۶۹۵۱۹
۲۴	تیر ۱۳۹۱	۰/۰۰۰۱۲۷۶۳	-۱/۳۹ E -۶	-۰/۰۸۶۵۳۸	-۰/۲۰۸۶۱۴	۵/۰۰۱۷۳۳	-۰/۱۱۸۷۰۱

ردیف	قرارداد	عرض از مبدا	ضریب $\beta$	آماره t	ضریب $\gamma$	آماره t	تعدیل شده $R^2$
۲۵	مرداد ۱۳۹۱	۰/۰۰۷۷۴۱	۸/۴۳ E -۰۵	* ۲/۱۰۰۷۳۳	-۰/۲۷۵۷۲۰	۳/۱۱۲۶۶۵	-۰/۱۴۴۴۵۸
۲۶	شهریور ۱۳۹۱	۰/۰۱۰۲۴۸	۴/۶۰ E -۰۵	۱/۱۲۳۷۴۴	-۰/۳۱۴۹۰۰	۳/۳۶۴۱۸۵	-۰/۰۹۵۵۸۳
۲۷	مهر ۱۳۹۱	۰/۰۰۹۴۰۶	۲/۱۱ E -۰۵	-۰/۳۹۲۳۰۹	-۰/۳۰۷۷۶۷	۳/۰۷۳۸۶۶	-۰/۰۹۰۳۴۳
۲۸	آبان ۱۳۹۱	۰/۰۰۷۵۱۱	-۱/۸۸ E -۰۵	-۰/۲۱۹۸۲۳	-۰/۴۶۰۹۵۰	۳/۸۸۴۹۴۰	-۰/۲۵۷۷۹۳
۲۹	آذر ۱۳۹۱	۰/۰۱۱۸۵۴	-۰/۰۰۰۳۳۱	-۱/۳۰۲۰۰۳	-۰/۴۳۹۶۵۲	۲/۷۶۰۰۷۳	-۰/۲۹۷۲۰۴

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نقدی، یکی از مؤلفه‌های مهم در نوسانات قیمت‌های آتی است؛ به طوری که از ۲۹ قرارداد مورد بررسی، در ۲۵ قرارداد تأثیر نوسانات قیمت‌های نقدی بر روی نوسان قیمت‌های آتی با فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد و فقط در ۴ قرارداد، نوسانات قیمت‌های نقدی عامل تأثیرگذاری بر نوسانات قیمت‌های آتی به شمار نمی‌رود. این موضوع نسبتاً ساده، یکی از یافته‌های جالب این مطالعه است؛ چراکه یکی از ابهامات موجود در زمینه قیمت‌های آتی و نقدی سکه این است که کدامیک از این دو قیمت، پیشرو و کدامیک پیرو هستند. هر چند که این روش بسیار ساده نمی‌تواند پاسخ محکمی بر این سؤال باشد و لازم است با روش‌های دقیق‌تر به این ابهام پاسخ داده شود، اما با این وجود شاهدی است بر نقش تعیین‌کننده قیمت نقدی در تعیین قیمت آتی که با این نتیجه‌گیری، می‌توان قیمت‌های آتی را پیرو قیمت‌های نقدی سکه قلمداد نمود.

نکته بعدی و مهم‌تر اینکه با ورود نوسانات قیمت نقدی به معادله نوسانات قیمت‌های آتی، شاهد تغییرات مهمی در اثر سررسید نمی‌باشیم؛ به این معنی که از ۵ قراردادی که قبل از ورود نوسانات قیمت نقدی، اثر سررسید را به اثبات رسانده بودند، ۳ قرارداد (آبان و دی ۱۳۸۸ و اردیبهشت ۱۳۹۰) همچنان وجود چنین اثری را نشان می‌دهند و فقط قرارداد تیر ۱۳۹۰ به مجموعه قراردادهایی که دارای اثر سررسید بوده‌اند، اضافه شده است. همین موضوع در مورد قراردادهایی که اثر معکوس فرضیه ساموئلسون را نشان می‌دادند نیز مشاهده می‌شود و از میان ۵ قراردادی که اثر معکوس در آنها مشهود بود، فقط یک قرارداد با ورود نوسانات قیمت‌های نقدی دچار تغییر شده است. در مجموع با توجه به نتایج جدول شماره ۴ به نظر می‌رسد که اثر جریان اطلاعات، مؤلفه مهمی در توضیح فرضیه ساموئلسون در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران نمی‌باشد.

برای نشان دادن اهمیت این موضوع به تئوری نهفته در پشت فرضیه ساموئلسون اشاره می‌نماییم. بر اساس تئوری، با نزدیک‌تر شدن به سررسید قرارداد آتی، قیمت‌های آتی به اطلاعات جدید (قیمت‌های نقدی که حاوی اطلاعات مهمی در مورد واقعیات بازار است) واکنش شدیدتری نشان می‌دهند که این به معنای نوسانات شدیدتر قیمت‌های آتی با نزدیک شدن به زمان سررسید می‌باشد. نتایج

جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که حتی اگر میزان اهمیت اطلاعات جدید (قیمت‌های نقدی) طی زمان ثابت نیز در نظر گرفته شود و بازار وزن یکسانی به اطلاعات بازار نقدی بدهد (و به عبارت دیگر ناطمینانی مربوط به عرضه و تقاضا فقط در زمان سر رسید از بین نرود)، باز اثر سر رسید مشابه زمانی است که روند ورود اطلاعات با بازار آتی و میزان اهمیت این اطلاعات، با نزدیک تر شدن به سر رسید افزایش می‌یابد.

بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که اثر ضعیف سر رسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی به دلیل عدم سیال بودن اطلاعات بازار نقدی در بازار آتی نیست و این موضوع ناشی از مشخصه‌های ذاتی این بازار می‌باشد که عمدتاً به دلیل نوع دارایی پایه (فلزات گرانبها) این قراردادها است که با نتایج مطالعات تجربی نیز کاملاً منطبق می‌باشد.

### جدول ۵. اثر جریان اطلاعات بر نوسانات قیمت آتی با استفاده از روش

#### داده‌های پانل (Panel Data)

سال	ضریب $\beta$	آماره t	ضریب $\gamma$	آماره t	تعدیل شده $R^2$	نوع اثرات
۱۳۸۷	۲/۷۳ E--۵	-/۵۸۲۳۴۹	-/۳۹۱۷۸۸	۵/۱۷۱۵۰	-/۲۴۴۲۰۹	هیچ کدام
۱۳۸۸	-۳/۳۰ E--۵	*-۲/۴۷۸۰۶۶	-/۶۰۲۰۱۹	۹/۵۲۷۰۴۷	-/۱۶۳۱۵۴	تصادفی
۱۳۸۹	۲/۱۶ E--۵	*۲/۷۸۱۵۱۸	-/۶۲۱۵۳۰	۱۶/۸۰۵۵۷	-/۳۵۱۷۵۶	ثابت
۱۳۹۰	۱/۴۳ E--۵	۱/۹۳۴۹۷۱	-/۳۴۴۴۰۰	۱۵/۵۰۹۲۵	-/۳۰۶۸۹۱	ثابت
۱۳۹۱	-۷/۰۷ E--۷	-/۰۷۰۱۳۳	-/۲۴۴۸۳۶	۱۰/۵۱۴۷۱	-/۱۲۱۵۱۳	ثابت
کل دوره زمانی	۷/۷۹ E--۶	۱/۶۸۵۲۴۶	-/۳۲۳۳۴۸	۲۴/۱۳۰۲۱	-/۱۷۴۴۵۳	تصادفی

مأخذ: محاسبات محقق

مقایسه نتایج جدول شماره ۵ با جدول شماره ۳ نشان می‌دهد که با وجود اینکه نوسانات قیمت‌های نقدی به طور کامل در نوسان قیمت‌های آتی در تمامی سال‌های مورد بررسی مؤثر بوده، اما این موضوع نتوانسته است اثر سر رسید در قراردادهای مورد معامله در این سال‌ها را دچار تغییر نماید و همچنان صرفاً در قراردادهای آتی مورد معامله در سال ۱۳۸۸ فرضیه ساموئلسون به اثبات می‌رسد و در سال ۱۳۸۹، اثر معکوس آن قابل مشاهده می‌باشد. از این رو، نتایج به دست آمده از روش داده‌های پانل (Panel Data) نیز مؤید یافته‌های تحقیق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) است.

در گام آخر به دنبال بررسی فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر هستیم که مدعی است اثر سر رسید در بازارهایی وجود دارد که در آنها کوواریانس بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل، منفی باشد. از این رو، در جداول شماره ۶ و ۷ رابطه تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل طی

زمان را بررسی می‌نماییم. چنانچه رابطه بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل طی زمان منفی باشد و همزمان اثر سررسید وجود داشته باشد، آنگاه می‌توان فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر را در بازار قراردادهای آتی سکه بهار آزادی بورس کالای ایران صادق دانست.

### جدول ۶. رابطه تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل برای قراردادهای

آتی سکه بورس کالا از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

ردیف	قرارداد	عرض از مبدا	ضریب $\Phi$	آماره $t$	$R^2$ تعدیل شده
۱	دی ۱۳۸۷	۰/۰۰۰۱۵۶	-۰/۰۹۶۹۹۸	*-۲/۴۵۷۲۸۰	۰/۱۴۸۰۱۷
۲	اسفند ۱۳۸۷	۰/۰۰۰۱۶۵	-۰/۰۴۵۵۳۲	*-۳/۱۳۲۱۸۶	۰/۱۶۳۷۳۳
۳	اردیبهشت ۱۳۸۸	-۴/۲۵E-۰۵	-۰/۰۱۲۵۱۷	-۱/۵۹۴۷۰۲	۰/۰۲۶۳۵۸
۴	تیر ۱۳۸۸	۶/۲۷E-۰۵	-۰/۰۲۱۲۳۰	-۱/۸۴۸۲۶۳	۰/۰۳۶۹۳۴
۵	شهریور ۱۳۸۸	-۴/۰۰E-۰۵	-۰/۰۶۶۱۹۲	*-۲/۵۹۵۱۰۰	۰/۰۶۱۱۷۹
۶	آبان ۱۳۸۸	-۰/۰۰۰۱۴۳	۰/۰۲۴۰۷۴	۰/۷۳۲۲۵۶	-۰/۰۰۵۶۱۹
۷	دی ۱۳۸۸	-۵/۳۷E-۰۵	۰/۰۱۰۶۶۳	۰/۴۴۲۰۸۲	-۰/۰۱۰۴۲۲
۸	اسفند ۱۳۸۸	۶/۱۸E-۰۵	-۰/۰۰۰۹۹۲	-۰/۱۶۹۰۰۳	-۰/۰۰۸۴۴۵
۹	اردیبهشت ۱۳۸۹	۰/۰۰۰۱۶۲	۰/۰۰۶۷۱۵	۰/۲۰۸۴۵۹	-۰/۰۱۸۰۳۳
۱۰	تیر ۱۳۸۹	-۰/۰۰۰۱۲۸	-۰/۰۰۴۸۹۴	-۰/۲۹۰۱۷۰	-۰/۰۱۵۷۶۷
۱۱	شهریور ۱۳۸۹	-۸/۶۴E-۰۵	-۰/۰۰۷۰۳۰	-۰/۹۵۵۸۸۷	-۰/۰۰۰۸۵۵
۱۲	آبان ۱۳۸۹	-۸/۵۱E-۰۵	-۰/۰۰۵۱۹۳	-۰/۸۸۰۲۹۷	-۰/۰۰۲۲۷۹
۱۳	دی ۱۳۸۹	-۸/۵۱E-۰۵	-۰/۰۲۰۶۰۳	-۱/۸۷۳۹۷۵	۰/۰۲۱۵۵۸
۱۴	اسفند ۱۳۸۹	-۳/۱۴E-۰۵	-۰/۰۲۰۲۸۱	*-۳/۴۹۹۷۰۲	۰/۰۹۵۱۲۱
۱۵	اردیبهشت ۱۳۹۰	-۲/۹۶E-۰۵	-۰/۰۱۰۷۰۱	*-۳/۱۳۷۵۸۵	۰/۰۸۸۵۸۲
۱۶	تیر ۱۳۹۰	-۴/۴۷E-۰۵	-۰/۰۰۳۸۴۷	-۱/۲۴۵۶۴۰	۰/۰۰۴۸۱۵
۱۷	شهریور ۱۳۹۰	-۹/۴۶E-۰۵	-۰/۰۱۶۶۴۴	*-۲/۳۹۰۴۲۸	۰/۰۵۱۴۰۰
۱۸	آبان ۱۳۹۰	-۴/۰۲E-۰۶	-۰/۰۰۳۳۴۰	-۱/۳۱۲۲۹۰	۰/۰۰۴۸۵۵
۱۹	دی ۱۳۹۰	-۳/۵۷E-۰۵	-۰/۰۱۱۱۳۰	*-۲/۸۸۳۲۴۹	۰/۰۴۲۶۸۹
۲۰	اسفند ۱۳۹۰	۳/۵۰E-۰۵	-۰/۰۱۷۸۸۵	*-۸/۱۳۹۰۸۰	۰/۲۷۱۰۸۲
۲۱	فروردین ۱۳۹۱	-۰/۰۰۰۵۳۷	-۰/۰۵۲۵۵۶	-۱/۹۰۱۰۱۳	۰/۰۷۷۷۶۱
۲۲	اردیبهشت ۱۳۹۱	۰/۰۰۰۱۶۱	-۰/۰۱۲۸۶۹	-۱/۶۵۶۱۲۶	۰/۰۱۰۵۷۹
۲۳	خرداد ۱۳۹۱	-۰/۰۰۰۲۴۸	-۰/۰۲۰۸۶۵	*-۲/۳۳۷۴۹۷	۰/۰۵۵۴۷۷
۲۴	تیر ۱۳۹۱	-۵/۲۱E-۰۵	-۰/۰۰۹۹۰۶	*-۳/۳۰۲۸۵۹	۰/۰۵۴۴۷۲
۲۵	مرداد ۱۳۹۱	-۰/۰۰۰۱۱۸	-۰/۰۲۹۲۰۸	*-۲/۹۸۳۱۱۵	۰/۰۷۳۲۰۷
۲۶	شهریور ۱۳۹۱	-۸/۴۸E-۰۵	-۰/۰۳۷۶۶۳	*-۲/۵۸۲۸۳۶	۰/۰۵۶۸۹۸

ردیف	قرارداد	عرض از مبدا	ضریب $\phi$	آماره t	$R^2$ تعدیل شده
۲۷	مهر ۱۳۹۱	۰/۰۰۰۲۱۳	-۰/۰۲۴۶۹۲	*-۳/۰۰۲۰۱۸	۰/۰۹۷۶۹۴
۲۸	آبان ۱۳۹۱	۰/۰۰۰۸۰۳	-۰/۰۵۳۲۵۳	*-۲/۸۸۴۲۰۹	۰/۱۲۹۹۵۱
۲۹	آذر ۱۳۹۱	۰/۰۰۲۳۲۳	-۰/۰۷۳۰۵۳	-۱/۳۱۱۸۴۸	۰/۰۲۹۱۶۳

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج جدول شماره ۶ نشان می دهد که از میان ۲۹ قرارداد مورد بررسی، در ۱۴ قرارداد با فاصله اطمینان ۹۵ درصد، کوواریانس تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل برای قراردادهای آتی منفی است. اما این به معنای تأیید فرضیه بسمبندر نیست، چراکه از ۵ قراردادی که در آنها اثر سر رسید مشاهده شده بود، فقط در دو قرارداد (اردیبهشت ۱۳۹۰ و شهریور ۱۳۹۰) به طور همزمان کوواریانس تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل نیز منفی می باشد و در ۱۲ قرارداد دیگر که این کوواریانس منفی است، یا اصلاً اثر سر رسید وجود ندارد و یا اثر معکوس در آنها مشاهده می شود که این موضوع ادله ضعیفی برای پذیرش فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی بورس کالای ایران است.

#### جدول ۷. رابطه تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل برای قراردادهای

آتی سکه بورس کالا از روش داده های پانل (Panel Data)

سال	ضریب $\phi$	آماره t	$R^2$ تعدیل شده	نوع اثرات
۱۳۸۷	-۰/۰۵۴۴۷۸	*-۳/۷۵۴۲۲۴	۰/۱۴۸۶۳۹	هیچ کدام
۱۳۸۸	-۰/۰۰۴۵۳۸	-۰/۶۳۶۰۶۹	-۰/۰۰۷۸۲۷	ثابت
۱۳۸۹	-۰/۰۱۱۷۶۵	*-۲/۶۲۴۸۸۵	۰/۰۱۲۲۹۱	ثابت
۱۳۹۰	-۰/۰۱۳۳۱۳	*-۹/۶۰۸۷۴۸	۰/۱۰۲۰۳۲	ثابت
۱۳۹۱	-۰/۰۱۹۰۰۷	*-۵/۶۰۱۱۲۰	۰/۰۳۵۵۲۳	تصادفی
کل دوره زمانی	-۰/۰۱۶۳۹۳	*-۱۰/۰۴۹۴۴	۰/۰۳۵۶۱۷	تصادفی

مأخذ: محاسبات محقق

جدول شماره ۷ نیز ضمن تأیید یافته های جدول شماره ۶، شاهد محکمی است بر رد فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر؛ چراکه بر اساس نتایج جدول شماره ۳ اثر سر رسید فقط در قراردادهای آتی سال ۱۳۸۸، قابل پذیرش بود که بر اساس نتایج جدول شماره ۷ از میان تمام سال های مورد بررسی، فقط در همین سال است که کوواریانس تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل، منفی نیست. بدین ترتیب، این موضوع که اثر سر رسید در بازارهایی وجود دارد که در آنها کوواریانس

بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل منفی باشد، در مورد قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران قابل پذیرش نیست.

معنای کوواریانس منفی تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل این است که با افزایش تغییرات قیمت های نقدی، فاصله بین قیمت های نقدی و آتی کاهش می یابد. نتایج جدول شماره ۶ نشان می دهد که در حدود نیمی از قراردادها (۱۴ قرارداد از ۲۹ قرارداد)، با افزایش تغییرات قیمت نقدی، فاصله بین قیمت های آتی و نقدی کاهش یافته که نتایج جدول شماره ۷، شاهد محکم تری در خصوص وجود این ارتباط است. اما همان گونه که ذکر شد با وجود این اثر نسبتاً قوی، هیچ تغییر قابل توجهی در اثر سررسید قراردادهای آتی نیستیم. در نتیجه وجود این ارتباط، دلیلی بر وجود اثر سررسید در قراردادهای آتی سکه بورس کالای ایران به شمار نمی رود.

بنابراین اثر ضعیف سررسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران، نه به دلیل عدم سیالیت اطلاعات بازار نقدی در بازار آتی و نه به دلیل کوواریانس منفی تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل است. بدین ترتیب آزمون وجود یا عدم وجود اثر سررسید و دلایل اصلی آن (که در ادبیات موضوع مطرح می باشد)، تکمیل می شود. نتیجه نهایی این آزمون ها را می توان چنین جمع بندی نمود که اولاً، اثر سررسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی بسیار ضعیف می باشد و ثانیاً، هیچیک از دلایل مطرح شده در خصوص شرایط وجود این اثر در بازار مورد بررسی، قابل پذیرش نیست.

### جمع بندی و نتیجه گیری

در این مقاله به بررسی فرضیه ساموئلسون با عنوان اثر سررسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران پرداخته شد. بر اساس این فرضیه، نوسانات قیمت قراردادهای آتی با نزدیک تر شدن به زمان سررسید آنها بیشتر می شود. براساس نتایج مطالعات، این فرضیه معمولاً در مورد قراردادهای آتی با دارایی پایه محصولات کشاورزی صادق است و در مورد سایر دارایی ها یا موضوعیت ندارد و یا معکوس آن مشاهده می شود.

یافته های تحقیق نشان می دهد که از میان ۲۹ قرارداد آتی مورد بررسی، فقط در ۵ قرارداد با فاصله اطمینان ۹۵ درصد، وجود اثر سررسید قابل پذیرش است و در ۵ قرارداد همکار، اثر معکوس آن وجود دارد. در بقیه قراردادها نه اثر سررسید و نه اثر معکوس قابل مشاهده نیست.

یکی دیگر از موضوعات مهم مطرح شده در خصوص اثر سررسید این است که جریان اطلاعات، مؤلفه مهمی در وجود اثر سررسید است؛ به این معنی که وجود اطلاعات در خصوص بازار نقدی، می تواند نوسانات قیمت های آتی با نزدیک تر شدن به سررسید آنها را شدیدتر نماید. برای آزمون

این موضوع، نوسانات قیمت های نقدی نیز در کنار مدت زمان باقیمانده تا سر رسید، به معادله رگرسیونی نوسانات قیمت آتی اضافه می شود.

نتایج این مطالعه نشان می دهد که در قراردادهای آتی مورد بررسی، با وجود اینکه نوسانات قیمت نقدی یکی از مؤلفه های مهم در نوسانات قیمت های آتی است، اما با ورود نوسانات قیمت نقدی به معادله نوسانات قیمت های آتی، شاهد تغییرات مهمی در اثر سر رسید نمی باشیم. از این رو، اثر موسوم به جریان اطلاعات در توضیح اثر سر رسید قراردادها، قابل پذیرش نیست.

در نهایت اینکه بر اساس فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر، اثر سر رسید در بازارهایی وجود دارد که در آنها کوواریانس بین تغییرات قیمت نقدی و تغییرات خالص هزینه حمل، منفی باشد؛ نتایج حاصل شده نشان می دهد که این فرضیه در مورد قراردادهای آتی سکه بهار آزادی بورس کالای ایران قابل پذیرش نیست.

به دیگر سخن، در خصوص دلایل وجود یا عدم وجود اثر سر رسید در بازار قراردادهای آتی نیز، دو دلیل مطرح شده (فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر و فرضیه نرخ جریان اطلاعات) مورد بررسی قرار گرفت. همچنین از آنجایی که در ادبیات موضوع، دلایل همکاری برای این منظور مطرح نشده است، به بررسی مدل های ارایه شده در این دو مطالعه بسنده شد.

نتیجه نهایی اینکه اثر سر رسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران بسیار ضعیف می باشد و هیچیک از دو فرضیه اصلی در خصوص دلایل وجود یا عدم وجود این اثر (فرضیه کوواریانس منفی بسمبندر و نرخ جریان اطلاعات) در بازار مورد بررسی قابل پذیرش نیست.

مضامین کاربردی این مطالعه در چند بخش قابل تقسیم است؛ نخست اینکه سیستم های دریافت تضامین مبتنی بر افزایش نوسانات در سر رسید، نمی توانند برای اتاق پایاپای بورس کالای ایران کارآمد باشند و این بورس می باید به دنبال ساختاری جایگزین برای آن باشد. دوم آنکه سفته بازان این بازار باید در قراردادهای آتی با سر رسید طولانی تر سرمایه گذاری نمایند که دارای نوسانات بیشتری هستند (که در واقع چنین نیز می باشد). سوم اینکه این نتیجه گیری مختص یک یا چند قرارداد مشخص نبوده و قابل تسری به کل دوره زمانی و برای اکثر قراردادها، و ناشی از ماهیت دارایی پایه مورد معامله در این بازار به عنوان یک فلز گرانبها است.

در خصوص دلایل وجود یا عدم وجود اثر سر رسید در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی می توان چنین نتیجه گرفت که همان گونه که در ادبیات موضوع نیز بیان شد، اثر سر رسید در قراردادهای آتی با دارایی پایه محصولات کشاورزی قوی تر بوده و به ندرت در مورد دارایی های پایه فلزات گرانبها قابل اثبات است. بنابراین همان گونه که اشاره شد، انتظار بر این است که در بازار قرارداد آتی سکه

نیز به دلیل نوع دارایی پایه، شاهد اثر سررسید نه چندان قوی باشیم. علاوه بر آن، یکی از دلایل وجود اثر ضعیف سررسید در بازار مورد بررسی این است که در روزهای پایانی قراردادهای آتی، فرایند انتقال سرمایه گذاران به قراردادهای آتی با سررسید طولانی تر شتاب گرفته و شاهد افت شدید تعداد موقعیت های تعهدی باز هستیم؛ در نتیجه، حجم معاملات این قراردادها در روزهای پایانی به یکباره کاهش یافته و به دنبال خود کاهش نوسانات قیمت را به همراه دارد.

## منابع و مأخذ

- Allen, D. E., & Cruickshank, S. N. (2000) Empirical testing of the Samuelson Hypothesis: An application to futures markets in Australia, Singapore and the UK (working paper); School of Finance and Business Economics, Edith Cowan University.
- Anderson, R. W. (1985) Some determinants of the volatility of futures prices; *The Journal of Futures Markets*, 5: 331-348.
- Anderson, R. W., & Danthine, J. (1983) The time pattern of hedging and the volatility of futures prices; *Review of Economic Studies*, 50; 249-266.
- Arag, F., & Fernandez, A. (2002) Expiration and maturity effect: Empirical evidence from the Spanish spot and futures stock index; *Applied Economics*, 34: 1617-1626.
- Areal, N. M. P. C., & Taylor, S. J. (2002) The realized volatility of FTSE-100 future prices; *Journal of Futures Markets*, 22: 627-648.
- Barnhill, T. M., Jordan, J. V., & Seale, W. E. (1987) Maturity and refunding effects on Treasury-bond futures price variance; *Journal of Financial Research*, 10: 121-131.
- Bessembinder, H., Coughenour, J. F., Seguin, P. J., & Monroe Smoller, M. (1995) Mean reversion in equilibrium asset prices: Evidence from the futures term structure; *The Journal of Finance*, 50: 361-375.
- Bessembinder, H., Coughenour, J. F., Seguin, P. J., & Monroe Smoller, M. (1996) Is there a term structure of futures volatilities? Reevaluating the Samuelson hypothesis; *The Journal of Derivatives*, 4: 45-57.
- Board, J., & Sutcliffe, C. (1990) Information, volatility, volume, and maturity: An investigation of stock index futures; *Review of Futures Markets*, 9: 532-549.
- Chen, Y. J., Duan, J. C., & Hung, M. W. (1999) Volatility and maturity effects in the Nikkei index futures; *Journal of Futures Markets*, 19: 895-909.
- Daal, E., Farhat, J., & Wei, P. P. (2006) Does futures exhibit maturity effect? New evidence from an extensive set of US and foreign futures contracts; *Review of Financial Economics*, 15: 113-128.
- Duong, H. N., & Kalev, P. S. (2008) The Samuelson hypothesis in futures markets: An analysis using intraday data; *Journal of Banking and Finance*, 32: 489-500.
- Galloway, T. M., & Kolb, R. W. (1996) Futures prices and the maturity effect; *Journal of Futures Markets*, 16: 809-828.
- Grammatikos, T., & Saunders, A. (1986) Futures price variability: A test of maturity and volume effects; *The Journal of Futures Markets*, 16: 809-828.
- Han, L.-M., Kling, J. L., & Sell, C. W. (1999) Foreign exchange futures volatility: Day-of-the-week, intraday, and maturity patterns in the presence of macroeconomic announcements; *The Journal of Futures Markets*, 19: 665-693.

- 
- Hennessy, D. A., & Wahl, T. I. (1996) The effects of decision making on futures price volatility; *American Journal of Agricultural Economics*, 78: 591-603.
- Iran Mercantile Exchange (IME) official website: [new.ime.co.ir](http://new.ime.co.ir)
- Kalev, P. S., & Duong, H. N. (2008) A test of the Samuelson hypothesis using realized range; *The Journal of Futures Markets*, 28: 680-696.
- Kenyon, D., Kenneth, K., Jordan, J., Seale, W., & McCabe, N. (1987) Factors affecting agricultural futures price variance; *The Journal of Futures Markets*, 7: 73-91.
- Khoury, N., & Yourougou, P. (1993) Determinants of agricultural futures prices volatilities: Evidence from Winnipeg Commodity Exchange; *Journal of Futures Markets*, 13: 345-356.
- Low, A., Muthuswamy, J., Sajar, S., & Terry, E. (2001) Multiperiod hedging with futures contracts; *The Journal of Futures Markets*, 22: 1179-1203.
- Milonas, N. (1986) Price variability and the maturity effect in futures markets; *Journal of Futures Markets*, 6: 443-460.
- Moosa, I. A., & Bollen, B. (2001) Is there a maturity effect in the price of the S&P500 futures contract?; *Applied Economic Letters*, 8: 693-695.
- Rutledge, D. J. S. (1976) A note on the variability of futures prices; *Review of Economics and Statistics*, 58: 118-120.
- Samuelson, P. A. (1965) Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly; *Industrial Management Review*, 6: 41-49.
- Samuelson, P. A. (1976) Is real-world price a tale told by the idiot of chance?; *The Review of Economics and Statistics*, 58: 120-123.