

قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی تحت مدل مارکف رزیم متغیر با پرش‌های نامتناهی

علی فروشن باستانی^۱، خسرو صافی^۲

چکیده: این مقاله یک جواب تقریبی با استفاده از روش تفاضل متناهی برای قیمت‌گذاری اختیارهای آمریکایی تحت مدل مارکف رزیم متغیر با پرش‌های نامتناهی در وضعیت اقتصادی ارائه می‌کند. می‌توان با استفاده از حسابان ایتو نشان داد که قیمت اختیار آمریکایی تحت این مدل در یک دستگاه با معادله دیفرانسیل انتگرالی جزئی (PIDEs) صدق می‌کند، به‌طوری که برای هر یک از این معادله‌ها یک مرز اجرای زود هنگام (بهینه) متناظر شده است. پس از تعییم این معادله به کل ناحیه هدف با استفاده از فرآیند سود تقسیمی، یک طرح عددی جدید به‌دست خواهیم آورد. نتایج عددی به‌دست آمده نشان دهنده دقت و سازگاری این طرح عددی است. در پایان به برخی از کاربردهای روش ارایه شده به‌ویژه ریسک اعتباری اشاره خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی، فرآیند پرش مخصوص، روش تفاضل متناهی، فرآیند رزیم متغیر.

JEL: G00, G13

۱. استادیار گروه ریاضیات مالی، دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایه زنجان، زنجان، ایران

۲. کارشناسی ارشد ریاضیات مالی، دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایه زنجان، زنجان، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۳۱

نویسنده مسئول: علی فروشن باستانی

E-mail: bastani@iasbs.ac.ir

نحوه استناد به این مقاله: فروشن باستانی، ع.، و صافی، خ. (۱۳۹۶). قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی تحت مدل مارکف رزیم متغیر با پرش‌های نامتناهی. *فصلنامه مدلسازی ریسک و مهندسی مالی*, ۲(۲)، ۱۳۳-۱۵۷.

مقدمه

در طول چهار دهه گذشته، پژوهش‌های بسیاری درخصوص توسعه و استفاده از مدل‌های گوناگون سازگار با واقعیت بازار و معرفی و بهبود تکنیک‌های بسیار برای قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار، در حوزه دانشگاهی و در نهادها و مؤسسه‌های مالی مرتبط انجام شده است. نخستین کار بنیادی که در این حوزه می‌توان به آن اشاره کرد، کار مشترک بلک-شولز (۱۹۷۳) و مرتون (۱۹۷۳) است. در مدل آن‌ها فرض شده است که دینامیک دارایی پایه از فرآیند برآونی هندسی پیروی می‌کند. بر اساس پژوهش‌های بسیاری از جمله کلارک (۱۹۷۳)، می‌توان نشان داد که حرکت برآونی با ضرایب تلاطم و رانش ثابت از دقت کافی برای توصیف بازده دارایی پایه برخوردار نیست. دلیل این امر را می‌توان در برخی از ویژگی‌ها همچون دم کلفت توزیع بازده، چولگی منفی و لبخند تلاطم که در داده‌های تجربی بازار دیده می‌شود دانست، در حالی که نمی‌توان چنین ویژگی‌هایی را در فرآیند برآونی هندسی مشاهده کرد. به منظور سازگاری هرچه بیشتر با داده‌های واقعی، مدل‌های تصادفی زیادی همچون مدل پخش-پرش مرتون (۱۹۷۶) که فرآیند پرش (فرآیند پوآسون) را به حرکت برآونی اضافه کرده است و یا مدل هستون (۱۹۹۳) که ضریب تلاطم حرکت برآونی را یک فرآیند بازگشت به میانگین همبسته در نظر گرفته است، معرفی شده و مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

در این میان مدن، کار و چانگ (۱۹۹۸) فرآیند واریانس گاما که تعمیمی از حرکت برآونی با رانش بود را برای مدل سازی دینامیک بازده دارایی پایه معرفی کردند. جایگزینی زمان حرکت برآونی با فرآیند گاما این امکان را به مدل می‌دهد که تنها با استفاده از سه پارامتر موجود در مدل، کمیت‌های کشیدگی و چولگی در بازده‌های روزانه را کنترل کرده و در عین حال منحنی لبخند را در داده‌های تلاطم ضمنی برآورش کند. فرآیندهای تصادفی یاد شده همچون حرکت برآونی، فرآیند پخش-پرش و حرکت برآونی با تلاطم تصادفی را می‌توان در یک دسته کلی تر با عنوان فرآیندهای لوی رده‌بندی کرد. ویژگی مهم این فرآیندها را می‌توان در مانایی و مستقل بودن نموهای آن‌ها دانست، بنابرین فرآیندهای لوی همگن زمانی هستند. کوئیکوف و مدن (۲۰۰۲) نشان دادند که رفتار ساختار دوره‌ای گشتاورهای فرآیندهای لوی با گشتاورهای تجربی تطابق ندارد. همچنین آن‌ها مستندات تجربی برای نسبت به زمان ناهمگن بودن بازده دارایی‌هایی که بر پایه فرآیندهای لوی مدل شده‌اند ارائه دادند. در این راستا آن‌ها فرآیند واریانس گامای مدل شده با زنجیر مارکف (با دو حالت) را معرفی کردند. نتایج تجربی به دست آمده توسط کوئیکوف و مدن (۲۰۰۲) نشان می‌داد که زنجیر مارکف پایه باید بیشتر از دو حالت داشته باشد،

اما روشي که آن‌ها برای قيمت‌گذاري انتخاب کرده بودند به آسانی نمی‌توانست به يك حالت کلي تر با حالت دلخواه تعديم داده شود.

اليوت و اوذاکوه (۲۰۰۶) فرآيندهای پرش محض مدل شده با زنجير ماركفي با حالت دلخواه را معرفی و با استفاده از تبدیل اشر، يك اندازه ريسک خوش برای اين فرآيندها بهدست آوردن. از آنجا که اندازه ريسک خوش بهدست آمده يكتا نیست، بازار مدل شده با اين فرآيندها ناكامل اما بدون آريتراظ خواهد بود. پژوهش‌ها درخصوص سازگاري هرچه بيشتر مدل‌های تصادفي با واقعیت بازارهای سرمایه ادامه دارد. در این میان می‌توان به پژوهش‌های کای و کو (۲۰۱۲) که از فرآيند فوق نمایي برای پرش‌های مدل پخش-پرش استفاده کرده‌اند، اشاره کرد. چالش بزرگی که علاوه بر تعداد حالت‌های زنجير ماركف وجود داشت، قيمت‌گذاري قراردادهای اختيار آمريکايي است که به واسطه امكان اجرای زود هنگام اين قرارداد، بهدست آوردن يك جواب تحليلي برای آن تاکون غيرممکن بوده است. دليل اين امر آن است که تصميم به اجرای زودهنگام باید به عنوان بخشی از جواب مسئله قيمت‌گذاري بهدست آيد. در پيشينه معادلات ديفرانسيل می‌توان اين امين را با عنوان مسئله مرز آزاد يا مسئله توقف بهينه در نظر گرفت. بنابراین تلاش‌های بسياري با تكنيك‌های مختلف برای تقریب جواب ارزش اختيار آمريکايي صورت گرفته است. از جمله اين تكنيك‌ها می‌توان به روش‌های شبيه‌سازی (بوچارد و وارين، ۲۰۱۲)، روش‌های درخت دو يا چند جمله‌ای (جيانيگ و داي، ۲۰۰۴)، روش توابع پايه شعاعي (باسنانی، احمدی و دميرچی، ۲۰۱۳)، روش فوريه گامي زمانی (جايمونگال و سورکوف، ۲۰۱۱) و تكنيك تصادفي کار (۱۹۹۸) که توسط بويارچنکو و لوباندوروسکي (۲۰۰۹) به کار گرفته شده، اشاره کرد.

در اين مقاله، با انتخاب مدل واريанс گام‌اي مدل شده با زنجير ماركف با حالت دلخواه به عنوان ديناميک دارايی پايه در مسئله قيمت‌گذاري اختيار آمريکايي، از روش تفاضلات متناهی برای حل اين مسئله استفاده شده است که اين الگوريتم قابل تعديم به فرآيندهای CGMY مدل شده با زنجير ماركف برای قيمت‌گذاري اختيار آمريکايي نيز هستند (كار، جي من، مدن و يور، ۲۰۰۲). پس از معرفی مختصر مدل واريанс گاما مدل شده با زنجير ماركف، در بخش دوم اين پژوهش برای نخستین بار يك دستگاه برای قيمت‌گذاري اختيار آمريکايي تحت مدل ياد شده ارائه شده که به دليل حجم زياد مطالب از ارائه جزئيات بيشتر امتناع شده است. در بخش سوم با توجه به دشواری مرز آزاد مسئله اختيار آمريکايي، از فرآيند سود تقسيمي به منظور تعديم دستگاه معادلات به کل ناحيه هدف استفاده شده است. در بخش چهارم اين پژوهش، ابتدا به دليل تكنينگي موجود در اندازه پرش فرآيند واريанс گاما از تكنيك‌های عددی بهره گرفته شده و در ادامه از روش تفاضلات متناهی برای حل دستگاه معادلات اصلاح شده است. در

بخش پایانی نیز با ارائه مثال‌هایی، به راستی آزمایی رهیافت ارائه شده و به کاربردهای بیشتری از آن در سایر مسائل مالی پرداخته شده است.

پیشینهٔ پژوهش

یکی از ابتدایی‌ترین و پرکاربردترین روش‌های عددی به کار گرفته شده برای قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار آمریکایی، روش تفاضلات متناهی است که در سال‌های اخیر همچنان با بهبود و تعمیم این روش مورد توجه بسیاری از پژوهش‌گران بوده است. از جمله پژوهش‌های صورت گرفته در سال‌های اخیر می‌توان به خلیق و لیو (۲۰۰۹)، کوون و لی (۲۰۱۱) و لی (۲۰۱۴) در این زمینه اشاره کرد.

پیشینهٔ قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی با استفاده از روش تفاضل متناهی را می‌توان در پژوهش برنان و شوارتز (۱۹۷۸) یافت. آن‌ها با مقایسهٔ ارزش اختیار اروپایی و تابع بازده در هر گام زمانی، معادله بلک-شولز را برای اختیار آمریکایی به کار گرفتند. با این وجود، با توجه به این‌که مرز اجرای زودهنگام در هر گام زمانی به طور دقیق برآورده نمی‌شود، این روش از دقت کافی برای قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی برخوردار نیست. تاکنون روش‌های بسیاری برای بهبود این نقص ارائه شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به روش تنزیل متوالی تصویر شده^۱ اشاره کرد که از یک الگوریتم تکراری برای شناسایی دقیق مرز بهره می‌گیرد (ویلموت، هوویسون و دوین ۱۹۹۵).

نیلسن، اسکاوهاگ و تویتو (۲۰۰۲) با اضافه کردن جملهٔ جرمیهٔ پیوسته به معادله بلک-شولز توانستند مرز آزاد اختیار آمریکایی را حذف کنند. خلیق و لیو (۲۰۰۹) توانستند با تعمیم جملهٔ جرمیه به مدل حرکت برآونی هندسی مدل شده با فرآیند مارکفی در حالت دلخواه، این اختیار را تحت این مدل قیمت‌گذاری کنند. کوخل (۲۰۰۱) توانست با ارزیابی فرآیند سود تقسیمی کار، ژارو و مایننی (۱۹۹۲) برای فرآیند پخش-پرش یک معادله دیفرانسیل جزئی انتگرالی مستقل از مرز آزاد برای اختیار آمریکایی به دست آورد. هیرسا و مدن (۲۰۰۴) نیز با تعمیم فرآیند سود تقسیمی کوخل (۲۰۰۱) برای فرآیند واریانس گاما، ارزش اختیار آمریکایی را تحت مدل واریانس گاما با استفاده از روش تفاضل متناهی به دست آوردند. در این مقاله ما با توسعهٔ رهیافت هیرسا و مدن (۲۰۰۴) برای مدل واریانس گاما مدل شده با فرآیند مارکفی در حالت اقتصادی، به قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی خواهیم پرداخت.

1. Projected Successive Over-relaxation (PSOR)

روش‌شناسی پژوهش

دینامیک دارایی پایه

در این بخش دینامیک دارایی پایه S (مانند یک سهام ریسکی) را برای قیمت‌گذاری اختیارات در افق زمانی $[0, t]$ که $t \in (0, \infty)$ را به کمک یک فرآیند تصادفی پیوسته زمان مدل خواهیم نمود.

فرض کنید که وضعیت بازار دارایی پایه توسط فرآیند $\{\alpha_t, t \geq 0\}$ که یک زنجیر مارکف پیوسته زمان با تعداد وضعیت متناهی است، مدل شده است. باید یادآور شد که α روی فضای احتمالاتی (Ω, \mathcal{F}, P) تعریف شده است، به طوری که P اندازه احتمال دنیای-واقعی و F یک فیلتر طبیعی کامل نسبت به P تولید شده توسط زنجیر α است.

همان‌طور که الیوت و سیو (۲۰۱۳) اشاره کردند، فضای حالت α می‌تواند مجموعه بردارهای یکه N بعدی $\{e_i\}_{1 \leq i \leq N} \in \mathbb{R}^N$ باشد، که $e_i = (0, \dots, 1, \dots, N)$ است.

برای زنجیر α ، ماتریس نرخ انتقال $A = [a_{i,j}]_{i,j=1,\dots,N}$ وجود دارد که در آن $a_{i,j}$ اعداد ثابتی هستند که شدت انتقال زنجیر مارکف از حالت j به i را نشان می‌دهند. توجه داشته باشید که برای هر $j \neq i$ و در نتیجه خواهیم داشت $\sum_{i=1}^N a_{i,j} = 1$. می‌توان نشان داد که اگر $p_t = E[\alpha_t] \in \mathbb{R}^N$ باشد، رابطه ۱ را خواهیم داشت.

$$\frac{dp_t}{dt} = Ap_t \quad (1)$$

بنابرین براساس کار الیوت و سیو (۲۰۱۳)، α_t دارای دینامیک شبیه مارتینگل به صورت رابطه ۲، خواهد بود.

$$\alpha_t = \alpha_0 + \int_0^t A\alpha_u du + M_t \quad (2)$$

که در آن M_t یک (F, P) -مارتینگل است.

فرآیندهای تبعی

در کنار فرآیندهایی همچون پخش-پرش که با فرآیند مارکفی مدل شده‌اند و به عنوان دینامیک دارایی پایه استفاده می‌شوند، دسته‌ای دیگر از فرآیندهای لوی مدل شده با نام فرآیندهای تبعی وجود دارند. در واقع این فرآیندها حرکت برآونی با رانشی هستند که در یک مقیاس زمانی

تصادفی مشاهده می‌شوند (کوئن و تانکوف، ۲۰۰۳). تفسیر اقتصادی فرآیندهای تبعی را می‌توان در یکسان نبون زمان سپری شده برای معاملات بیان کرد. در حرکت برآونی، طول گام‌های زمانی یک عدد ثابت درنظر گرفته می‌شود در حالی که در فرآیندهای تبعی طول گام‌های زمانی تصادفی است. از جمله فرآیندهای تبعی شناخته شده می‌توان به فرآیندهای واریانس گاما (VG) و معکوس گاووسی نرمال (NIG) اشاره کرد که زمان‌های این فرآیندها به ترتیب از فرآیندهای گاما و گامای معکوس پیروی می‌کنند. در ادامه به بررسی فرآیند واریانس گاما به منظور استفاده در مسئله قیمت‌گذاری خواهیم پرداخت.

یک حرکت برآونی با رانش θ و واریانس σ^2 به فرم رابطه ۳ را در نظر می‌گیریم.

$$b(t; 1, \nu) = \theta t + \sigma W(t) \quad \text{رابطه ۳}$$

همچنین فرآیند گامای $\gamma(t; 1, \nu)$ با نموهای مستقل در بازه‌های زمانی بدون اشتراک $(t+h, t)$ را نظر می‌گیریم که نمو $g = \gamma(t+h; 1, \nu) - \gamma(t; 1, \nu)$ دارای توزیع گاما با میانگین h ، واریانس νh و تابع چگالی طبق رابطه ۴ است و در آن $\Gamma(\cdot)$ تابع گاما است.

$$f_h(g) = \left(\frac{1}{\nu} \right)^{\frac{h}{\nu}} \frac{g^{\frac{h}{\nu}-1} \exp\left(-\frac{1}{\nu}g\right)}{\Gamma\left(\frac{h}{\nu}\right)} \quad \text{رابطه ۴}$$

حال می‌توان فرآیند واریانس گاما را به عنوان یک حرکت برآونی که زمان تصادفی با فرآیند γ تبعیت می‌کند به صورت رابطه ۵، تعریف کرد.

$$X(t; \sigma, \nu, \theta) = b(\gamma(t; 1, \nu); 1, \nu) \quad \text{رابطه ۵}$$

تابع مشخصه فرآیند واریانس گاما تعریف شده با ضابطه $\Phi_{X(t)}(u)$ را می‌توان به صورت امید شرطی روی زمان γ به صورت رابطه ۶ به دست آورد.

$$\Phi_{X(t)}(u) = \left(1 / \left(1 - i\theta\nu u + \left(\frac{\sigma^2\nu}{2} \right) u^2 \right) \right)^{\frac{t}{\nu}} \quad \text{رابطه ۶}$$

با تعریف رابطه ۷، رابطه ۸ را به دست می‌آوریم.

$$\lambda_n = 1 / \left(\sqrt{\frac{\sigma^2\nu^2}{4} + \frac{\sigma^2\nu}{2}} - \frac{\theta\nu}{2} \right), \quad \lambda_p = 1 / \left(\sqrt{\frac{\sigma^2\nu^2}{4} + \frac{\sigma^2\nu}{2}} + \frac{\theta\nu}{2} \right) \quad \text{رابطه ۷}$$

قيمت‌گذاري اختيار آمريکائي تحت مدل ماركوف رژيم متغير... ۱۳۹

$$\Phi_{X(t)}(u) = \left(1 / \left(1 - i\theta \nu u + \left(\frac{\sigma^2 \nu}{2} \right) u^2 \right) \right)^{\frac{t}{\nu}} = \left(1 - \frac{iu}{\lambda_p} \right)^{-\frac{t}{\nu}} \left(1 + \frac{iu}{\lambda_n} \right)^{-\frac{t}{\nu}} \quad (8)$$

حال به منظور مشخص کردن سه تابي لوی (ضريب رانش، ضريب تلاطم و اندازه پرش) فرآيند واريانس گاما بنابر قضيه لوی-خينچين می‌توان تابع مشخصه فرآيند را به صورت رابطه ۹ نوشت.

$$E[\exp(iuY(t))] = \exp(t\phi(u)) \quad (9)$$

كه در آن رابطه ۱۰، برقرار است.

$$\phi(u) = iub - \frac{1}{2}\sigma^2 u^2 - \int_R (e^{iux} - 1 - iuxI_{\{|x| \leq 1\}})v(dx) \quad (10)$$

در اين رابطه v يك اندازه سيگما-متناهي با $v(\{0\}) = 0$ و $\int_R (1 \wedge x^2) v(dx) < \infty$

خواهد بود. همچنين $0 < \sigma$ و b اعداد حقيقي هستند. حال می‌توان رابطه ۱۱ را نشان داد.

$$\begin{aligned} & \left(1 - \frac{iu}{\lambda_p} \right)^{-\frac{t}{\nu}} \left(1 + \frac{iu}{\lambda_n} \right)^{-\frac{t}{\nu}} \\ &= \exp \left(\frac{t}{\nu} \int_0^\infty (e^{iux} - 1) \frac{e^{-\lambda_p x}}{x} dx \right) \exp \left(\frac{t}{\nu} \int_{-\infty}^0 (e^{iux} - 1) \frac{e^{-\lambda_n |x|}}{|x|} dx \right) \\ &= \left(t \int_R (e^{iux} - 1) v(dx) \right) \\ &= \exp \left(\frac{t}{\nu} \int_0^\infty (e^{iux} - 1) \frac{e^{-\lambda_p x}}{x} dx \right) \exp \left(\frac{t}{\nu} \int_0^\infty (e^{-iux} - 1) \frac{e^{-\lambda_n x}}{x} dx \right) \\ &= \exp \left(tiu\theta + t \int_R (e^{iux} - 1 - I_{\{|x| \leq 1\}}) v(dx) \right) \end{aligned} \quad (11)$$

با انتخاب $k(x)dx = v(dx)$ به عنوان چگالي پرش به صورت رابطه ۱۲ و و با برابري $\theta = b$ به عنوان ضريب رانش فرآيند به صورت رابطه ۱۳، سه تابي لوی برای فرآيند واريانس گاما برابر $(\theta, 0, v)$ خواهد بود و اين امر نشان می‌دهد که اين فرآيند يك فرآيند پرش محض است.

$$k(x) = \frac{e^{-\lambda_p x}}{x} I_{\{x > 0\}} + \frac{e^{-\lambda_n |x|}}{|x|} I_{\{x < 0\}} \quad (12)$$

$$\theta = \int_0^1 \frac{e^{-\lambda_p x}}{v} dx + \int_{-1}^0 \frac{e^{-\lambda_n |x|}}{-v} dx \quad (13)$$

همانطور که پیش‌تر اشاره شد، فرآیند واریانس گاما توسط سه پارامتری که ما فرض کردہ‌ایم وابسته به وضیعت α بازار دارایی پایه است توصیف می‌شود.

$$\sigma = \{\sigma_t, t \geq 0\} \quad I$$

$$v = \{v_t, t \geq 0\} \quad II$$

$$\theta = \{\theta_t, t \geq 0\} \quad III$$

برای این منظور، سه بردار $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_N)$ ، $v = (v_1, \dots, v_N)$ ، $\sigma = (\sigma_1, \dots, \sigma_N)$ وجود دارد، به طوری که رابطه ۱۴ را خواهیم داشت.

$$\sigma_t = \langle \sigma, \alpha_t \rangle \quad (14)$$

$$v_t = \langle v, \alpha_t \rangle$$

$$\theta_t = \langle \theta, \alpha_t \rangle$$

که در آن عملگر $\langle \dots, \dots \rangle$ نشان دهنده ضرب داخلی بین دو بردار است.

قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی

نکته‌ای که باید ابتدا به آن توجه کنیم این است که بازار توصیف شده توسط دینامیک $S_t = S_0 e^{X_t}$ در بخش قبل (فرآیند پوش مخصوص مدل شده با زنجیر مارکف) یک بازار ناکامل است، به بیان دقیق‌تر بیش از یک اندازه ریسک خنثی برای این مدل‌ها می‌تواند وجود داشته باشد. الیوت و چان وسی‌بو (۲۰۰۶) تعمیمی از تبدیل اشر را برای انتخاب یک اندازه مارتینگل معادل O (اندازه ریسک خنثی) برای قیمت‌گذاری اختیارات تحت مدل یاد شده به کار گرفتند. در حقیقت آنها نشان داده‌اند که تنزیل دارایی پایه $\hat{S}_t = e^{-rt} S_t$ با نرخ بدون ریسک r تحت اندازه ریسک خنثی به صورت رابطه ۱۵ است.

$$E^Q \left[\hat{S}_t \right] = S_0 \quad (15)$$

در رابطه ۱۵، E^Q نشان دهنده مقدار مورد انتظار تحت اندازه ریسک خنثی Q است. در

ادامه ما اختیار فروش آمریکایی را مورد بررسی قرار می‌دهیم که ارزش دارایی پایه آن S_t ، قیمت توافقی آن K و سرسید آن T است. با تعریف $V_j(S, t)$ به عنوان ارزش اختیار در $0 \leq t \leq T$

قيمت‌گذاري اختيار آمريکائي تحت مدل ماركوف رژيم متغير... ۱۴۱

به طوری که $S_t = S$ و $\alpha_t = \alpha_j$ ، با استفاده از اصل قيمت‌گذاري ريسک خشي^۱ رابطه ۱۶، برقرار است.

$$V_j(S, t) = \sup_{t \leq \tau^* \leq T} E_{S,t}^Q \left[e^{-r(\tau^* - t)} (K - S_{\tau^*})^+ \middle| S_t = S, \alpha_t = e_j \right] \quad (16)$$

که در آن τ^* يك زمان توقف بهينه خواهد بود. اين رابطه فرم مسأله توقف بهينه برای اختيار فروش آمريکائي را بيان مي‌کند. با استفاده از تغيير متغير $x = \ln(S)$ و $\tau = T - t$ و جايگذاري $V_j(t, S) = W_j(\tau, x)$ در مسأله مرز آزاد با توجه به رابطه ۱۷، صدق مي‌کند.

$$\begin{cases} \frac{\partial W_j}{\partial t}(\tau, x) - LW_j(\tau, x) = 0 & \text{if } x > \bar{x}_j(\tau) \\ W_j(\tau, x) = K - e^x & \text{if } -\infty < x \leq \bar{x}_j(\tau) \\ W_j(0, x) = (K - e^x)^+ \\ W_j(\tau, x) \rightarrow 0 & \text{as } x \rightarrow \infty \\ W_j(\tau, x) \rightarrow K & \text{as } x \rightarrow -\infty \\ \lim_{x \downarrow \bar{x}_j(\tau)} \frac{\partial W_j(\tau, x)}{\partial x} = -1 \\ \bar{x}_j(0) = \log(K) \end{cases} \quad (17)$$

که در آن $\bar{x}_j(\tau)_{j=1,\dots,N}$ مرزهای اجرای زود هنگام هستند و LW_j يك عملگر دiferانسيلى-انتگرالى است که به صورت رابطه ۱۸،تعريف مي‌شود.

$$\begin{aligned} LW_j(\tau, x) &= r \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) + (-r + a_{j,j})W_j(\tau, x) + \sum_{i \neq j}^N a_{j,i}W_i(\tau, x) \\ &+ \int_{-\infty}^{\infty} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1) \right] k_j(y) dy \end{aligned} \quad (18)$$

باتوجه به ماهيت مسأله اختيار آمريکائي، دستگاه PIDE شرح داده شده در رابطه ۱۸، فقط برای ناحيه نگهداري برقرار است. در ناحيه اجرا، ارزش اختيار برابر باتابع بازده است و در نتيجه رابطه ۱۹، برقرار است.

$$W_j(\tau, x) = K - e^x \quad (19)$$

حال به منظور تعمیم PIDE به کل ناحیه هدف، ارزش تابع اختیار $\delta_j(x)$ را در ناحیه اجرا به دست می‌آوریم. بدین ترتیب با استفاده از رابطه ۲۰، رابطه ۲۰، به دست می‌آید.

$$\delta_j(x) = rK - \int_{x_j(\tau)-x}^{\infty} [W_j(x+y, \tau) - (K - e^{x+y})] k_j(y) dy \quad (20)$$

$$- \sum_{i=1}^N a_{j,i} (K - e^x)$$

با کم کردن مقدار $(\delta_j(x))$ از PIDE می‌توانیم دستگاه جدید را در کل ناحیه هدف حل کنیم.

در نتیجه رابطه ۱۷، به صورت رابطه ۲۱، بازنویسی می‌شود.

$$\begin{cases} \frac{\partial W_j}{\partial t}(\tau, x) - LW_j(\tau, x) - I \int_{x < x_j(\tau)} \delta_j(x) = 0 \\ W_j(0, x) = (K - e^x)^+ \\ W_j(\tau, x) \rightarrow 0 \quad \text{as } x \rightarrow \infty \\ W_j(\tau, x) \rightarrow K \quad \text{as } x \rightarrow -\infty \end{cases} \quad (21)$$

که در ادامه برای حل این مسئله از روش تفاضلات متناهی استفاده خواهیم کرد.

روش تفاضلات متناهی

به منظور حل دستگاه رابطه ۲۱، روش تفاضلات متناهی استفاده شده توسط هیرسا و مدن (۲۰۰۴) برای مدل واریانس گاما را توسعه می‌دهیم. ارزیابی جملات انتگرالی مهم‌ترین بخش در حل این مسئله است که در ادامه به این مهم خواهیم پرداخت. اندازه لوى y در نقطه $y=0$ تکینگی دارد، از این‌رو برای غلبه بر این مشکل، دامنه انتگرال گیری را به دو ناحیه به صورت رابطه ۲۲، تقسیم می‌کنیم.

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\infty} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1) \right] k_j(y) dy \quad (22) \\ &= \int_{|y| \leq \epsilon} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1) \right] k_j(y) dy \\ &+ \int_{|y| > \epsilon} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1) \right] k_j(y) dy \end{aligned}$$

قيمت‌گذاري اختيار آمريکائي تحت مدل ماركوف رژيم متغير... ۱۴۳

با اضافه و کم کردن $y \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)$ در انتگرال روی ناحيّه $\epsilon \leq |y| \leq \epsilon$ رابطه ۲۳، به دست می‌آيد.

$$\begin{aligned} & \int_{|y| \leq \epsilon} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - y \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1) \right] k_j(y) dy \\ &= \int_{|y| \leq \epsilon} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - y \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) \right. \\ &\quad \left. - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1 - y) \right] k_j(y) dy \end{aligned} \quad (23)$$

رابطه ۲۴، با استفاده از بسط مک لورن به دست می‌آيد.

$$\begin{aligned} W_j(\tau, x+y) &= W_j(\tau, x) + y \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) + \frac{y^2}{2} \frac{\partial^2 W_j}{\partial x^2}(\tau, x) + O(y^3) \\ e^y &= 1 + y + \frac{y^2}{2} + O(y^3) \end{aligned} \quad (24)$$

رابطه ۲۵، با جاگذاري رابطه ۲۴ در رابطه ۲۳، به دست می‌آيد.

$$\begin{aligned} & \int_{|y| \leq \epsilon} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - y \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1 - y) \right] k_j(y) dy \\ &= \int_{|y| \leq \epsilon} \left[\frac{y^2}{2} \frac{\partial^2 W_j}{\partial x^2}(\tau, x) - \frac{y^2}{2} \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) + O(y^3) \right] k_j(y) dy \\ &\approx \frac{1}{2} \sigma_j^2(\epsilon) \frac{\partial^2 W_j}{\partial x^2}(\tau, x) - \frac{1}{2} \sigma_j^2(\epsilon) \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) \end{aligned} \quad (25)$$

به طورى که $\sigma_j^2(\epsilon)$ به صورت رابطه ۲۶، تعریف می‌شود.

$$\sigma_j^2(\epsilon) = \int_{|y| \leq \epsilon} y^2 k_j(y) dy \quad (26)$$

برای ناحيّه $|y| > \epsilon$ ، رابطه ۲۷ صادق است.

$$\begin{aligned} & \int_{|y| > \epsilon} \left[W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x) - y \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x)(e^y - 1) \right] k_j(y) dy \\ &= \int_{|y| > \epsilon} (W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x)) k_j(y) dy + \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) \omega_j(\epsilon) \end{aligned} \quad (27)$$

که در آن $\omega_j(\epsilon)$ به صورت رابطه ۲۸، تعریف می‌شود.

$$\omega_j(\epsilon) = \int_{|y|>\epsilon} (1-e^y) k_j(y) dy \quad (28)$$

حال با استفاده از رابطه‌های به دست آمده، PIDE رابطه ۱۷ را به شکل رابطه ۲۹، بازنویسی می‌کنیم.

$$\begin{aligned} \frac{\partial W_j}{\partial \tau}(\tau, x) &= \int_{|y|>\epsilon} [W_j(\tau, x+y) - W_j(\tau, x)] k_j(y) dy \\ &+ \frac{1}{2} \sigma_j^2(\epsilon) \frac{\partial^2 W_j}{\partial x^2}(\tau, x) + \left(r + \omega_j(\epsilon) - \frac{1}{2} \sigma_j^2(\cdot) \right) \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) \\ &+ (a_{j,j} - r) W_j(\tau, x) + \sum_{i \neq j}^N a_{j,i} W_i(\tau, z) + I_{x < \bar{x}_j(\tau)} \delta_j(x) \end{aligned} \quad (29)$$

در ادامه برای حل این PIDE، یک گسسته‌سازی روی $[0, T] \times [x_{min}, x_{max}]$ با طول گام‌های مساوی معرفی می‌کنیم. اعداد مثبت N_g و M را در نظر بگیرید، با تعريف رابطه

$$T-t \quad \Delta \tau = \frac{T-t}{M} \quad \Delta x = \frac{x_{max} - x_{min}}{N_g}$$

را خواهیم داشت.

$$\begin{cases} x_k = x_{min} + k \Delta x & \text{for } k = 0, \dots, N_g \\ \tau_l = l \Delta \tau & \text{for } l = 0, \dots, M \end{cases} \quad (30)$$

برای اختصار، در حل معادله، از $W_j^{l,k}$ به جای $W_j(\tau_l, x_k)$ استفاده می‌نماییم. همچنین برای تقریب مشتقات، از عبارت‌های مرتبه اول، دوم و تفاضل مرکزی به ترتیب برای $\frac{\partial W}{\partial \tau}$ ، $\frac{\partial W}{\partial x}$ و $\frac{\partial^2 W}{\partial x^2}$ استفاده می‌کنیم و با انتخاب $\epsilon = \Delta x$ دستگاه معادلات گسسته مطابق رابطه ۳۱ را داریم.

$$\begin{aligned} \frac{1}{\Delta \tau} (W_j^{l+1,k} - W_j^{l,k}) &= \frac{\sigma^2(\Delta x)}{2 \Delta x} (W_j^{l+1,k+1} - 2W_j^{l+1,k} + W_j^{l+1,k-1}) \\ &+ (r + \omega_j(\Delta x) - \frac{1}{2} \sigma_j^2(\Delta x)) \frac{1}{2 \Delta x} (W_j^{l+1,k+1} - W_j^{l+1,k-1}) + (a_{j,j} - r) W_j^{l+1,k} \\ &+ \int_{|y|>\Delta x} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy \\ &+ \sum_{i \neq j}^N a_{j,i} W_i^{l+1}(\tau, z) + I_{x < \bar{x}_j(\Delta \tau)} \delta_j'(x_k) \end{aligned} \quad (31)$$

به منظور ارزیابی جملات انتگرالی، نیاز است حاصل انتگرال را در ناحیه $|y| > \Delta x$ مورد بررسی قرار دهیم. برای ناحیه $-\Delta x < y < x_0 - x_k = -k\Delta x$ ، اگر $y > x_0 - x_k$ ، کمیت $x_k + y$ داخل مشبندی قرار می‌گیرد و برای $y < x_{N_g} - x_k = (N_g - k)\Delta x$ ، اگر $y < x_{N_g} - x_k$ ، کمیت y داخل مشبندی قرار خواهد گرفت. بنابراین ناحیه $|y| > \Delta x$ را می‌توان به چهار زیرناحیه تقسیم کرد که در نتیجه رابطه ۳۱ به صورت رابطه ۳۲، بازنویسی می‌شود.

$$\int_{|y| > \Delta x} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy = \text{رابطه ۳۲}$$

$$\int_{-\infty}^{x_0 - x_k} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy +$$

$$\int_{x_0 - x_k}^{-\Delta x} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy +$$

$$\int_{-\Delta x}^{x_{N_g} - x_k} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy +$$

$$\int_{x_{N_g} - x_k}^{+\infty} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy$$

برای $y \in (\Delta x, x_{N_g} - x_k)$ می‌توان رابطه ۳۳ را نوشت.

$$\int_{\Delta x}^{x_{N_g} - x_k} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy = \text{رابطه ۳۳}$$

$$\sum_{h=1}^{N_g - k - 1} \int_{h\Delta x}^{(h+1)\Delta x} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] \frac{e^{-\lambda_p y}}{v y} dy$$

به طوری که $\lambda_j = \lambda$. با استفاده از درون‌یابی خطی روی بازه $[h\Delta x, (h+1)\Delta x]$ عبارت $W_j(\tau_l, x_k + y)$ را می‌توان به صورت رابطه ۳۴ نوشت.

$$W_j(\tau_l, x_k + y) \cong W_j^{l, k+h} + \frac{W_j^{l, k+h+1} - W_j^{l, k+h}}{\Delta x} (y - h\Delta x) \quad \text{رابطه ۳۴}$$

بدین ترتیب رابطه ۳۵، حاصل می‌شود.

$$\begin{aligned}
 & \int_{\Delta x}^{x_{N_g}-x_k} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy = \quad \text{رابطه ۳۵} \\
 & \sum_{h=1}^{N_g-k-1} \int_{h\Delta x}^{(h+1)\Delta x} \left(W_j^{l,k+h} + \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{\Delta x} (y - h\Delta x) - W_j^{l,k} \right) \frac{e^{-\lambda_p y}}{v_j y} dy = \\
 & \sum_{h=1}^{N_g-k-1} \frac{1}{v_j} \left(W_j^{l,k+h} - W_j^{l,k} - h(W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}) \right) \left\{ \int_{h\Delta x}^{(h+1)\Delta x} \frac{e^{-\lambda_p y}}{y} dy \right\} \\
 & + \sum_{h=1}^{N_g-k-1} \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{v_j \Delta x} \left\{ \int_{h\Delta x}^{(h+1)\Delta x} e^{-\lambda_p y} dy \right\} = \\
 & \sum_{h=1}^{N_g-k-1} \frac{1}{v_j} \left(W_j^{l,k+h} - W_j^{l,k} - h(W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}) \right) \{ g_2(h\lambda_p \Delta x) - g_2((h+1)\lambda_p \Delta x) \} \\
 & + \sum_{h=1}^{N_g-k-1} \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{v_j \Delta x \lambda_p} \{ g_1(h\lambda_p \Delta x) - g_1((h+1)\lambda_p \Delta x) \}
 \end{aligned}$$

به طریقی مشابه برای $y \in (x_0 - x_k, -\Delta x)$ رابطه ۳۶ را خواهیم داشت.

$$\begin{aligned}
 & \int_{x_0-x_k}^{-\Delta x} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j(\tau_l, x_k)] k_j(y) dy = \quad \text{رابطه ۳۶} \\
 & = \sum_{h=1}^{k-1} \frac{1}{v_j} \left(W_j^{l,k-h} - W_j^{l,k} - h(W_j^{l,k-h-1} - W_j^{l,k-h}) \right) \\
 & \times \{ g_2(h\lambda_n \Delta x) - g_2((h+1)\lambda_n \Delta x) \} \\
 & + \sum_{h=1}^{k-1} \frac{W_j^{l,k-h-1} - W_j^{l,k-h}}{v_j \Delta x \lambda_n} \{ g_1(h\lambda_n \Delta x) - g_1((h+1)\lambda_n \Delta x) \}
 \end{aligned}$$

به طوری که رابطه ۳۷، صادق است.

$$g_1(\xi) = \int_{\xi}^{\infty} e^{-z} dz \quad g_2(\xi) = \int_{\xi}^{\infty} \frac{e^{-z}}{z} dz \quad \text{رابطه ۳۷}$$

برای ناحیه $(-\infty, x_0 - x_k)$ به طور مشابه رابطه ۳۸ را خواهیم داشت.

$$\begin{aligned}
 & \int_{-\infty}^{x_0-x_k} [W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j^{l,k}] \frac{e^{-\lambda_n|y|}}{|v_j| |y|} dy = \quad \text{رابطه ۳۸} \\
 & \int_{k\Delta x}^{\infty} [W_j(\tau_l, x_k - y) - W_j^{l,k}] \frac{e^{-\lambda_n y}}{v_j y} dy
 \end{aligned}$$

می‌توان فرض کرد که در این ناحیه $W_j(\tau_l, x_k - y) = K - e^{x_k - y}$ است و بدین ترتیب

رابطه ۳۹، به دست می‌آید.

قيمتگذاري اختيار آمريکائي تحت مدل ماركوف رژيم متغير... ۱۴۷

$$\begin{aligned} & \int_{k\Delta x}^{\infty} \left[W_j(\tau_l, x_k - y) - W_j^{l,k} \right] \frac{e^{-\lambda_n y}}{V_j y} dy = \int_{k\Delta x}^{\infty} \left[K - e^{x_k - y} - W_j^{l,k} \right] \frac{e^{-\lambda_n y}}{V_j y} dy \\ &= \frac{1}{V_j} \left(K - W_j^{l,k} \right) \int_{k\Delta x}^{\infty} \frac{e^{-\lambda_n y}}{y} dy - \frac{1}{V_j} e^{x_k} \int_{k\Delta x}^{\infty} \frac{e^{-(\lambda_n + 1)y}}{y} dy \\ &= \frac{1}{V_j} \left((K - W_j^{l,k}) g_2(\lambda_n k \Delta x) - e^{x_k} g_2((\lambda_n + 1) k \Delta x) \right) \end{aligned} \quad (39)$$

همچنین برای ناحیه $(x_{N_g} - x_i, \infty)$ میتوان فرض کرد که $W_j(\tau_l, x_k + y) = 0$ است و از اينرو رابطه ۴۰، به دست میآيد.

$$\int_{x_{N_g} - x_i}^{\infty} \left[W_j(\tau_l, x_k + y) - W_j^{l,k} \right] \frac{e^{-\lambda_p y}}{V_j y} dy = - \frac{1}{V_j} g_2(\lambda_p (N_g - k) \Delta x) W_j^{l,k} \quad (40)$$

براساس آنچه که پيش تر اشاره شد، برای ارزیابی جمله انتگرالی $\delta_j^l(x_k)$ رابطه ۴۱ خواهیم داشت.

$$\begin{aligned} & \int_{\bar{x}_j(d\Delta\tau) - x_k}^{\infty} \left[W_j(\tau_l, x_k + y) - (K - e^{x_k + y}) \right] k_j(y) dy = \\ & \sum_{h=d-k}^{N_g-k-1} \int_{h\Delta x}^{(h+1)\Delta x} \left(W_j^{l,k+h} + \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{\Delta x} (y - h\Delta x) \right) \frac{e^{-\lambda_p y}}{V_j y} dy \\ & - \frac{1}{V_j} \left\{ K \int_{\bar{x}_j(d\Delta\tau) - x_k}^{\infty} \frac{e^{-\lambda_p y}}{y} dy - e^{x_k} \int_{\bar{x}_j(d\Delta\tau) - x_k}^{\infty} \frac{e^{-(\lambda_p - 1)y}}{y} dy \right\} = \\ & \sum_{h=d-k}^{N_g-k-1} \frac{1}{V_j} \left(W_j^{l,k+h} - h(W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}) \right) \left\{ \int_{h\Delta x}^{(h+1)\Delta x} \frac{e^{-\lambda_p y}}{y} dy \right\} \\ & + \sum_{h=d-k}^{N_g-k-1} \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{V_j \Delta x} \left\{ \int_{h\Delta x}^{(h+1)\Delta x} e^{-\lambda_p y} dy \right\} \\ & - \frac{1}{V_j} \left\{ K \int_{\bar{x}_j(d\Delta\tau) - x_k}^{\infty} \frac{e^{-\lambda_p y}}{y} dy - e^{x_k} \int_{\bar{x}_j(d\Delta\tau) - x_k}^{\infty} \frac{e^{-(\lambda_p - 1)y}}{y} dy \right\} \\ & = \sum_{h=d-k}^{N_g-k-1} \frac{1}{V_j} \left(W_j^{l,k+h} - h(W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}) \right) \left\{ g_2(h\lambda_p \Delta x) - g_2((h+1)\lambda_p \Delta x) \right\} \\ & + \sum_{h=d-k}^{N_g-k-1} \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{V_j \Delta x \lambda_p} \left\{ g_1(h\lambda_p \Delta x) - g_1((h+1)\lambda_p \Delta x) \right\} \\ & - \frac{1}{V_j} \left\{ K g_2((d-k)\lambda_p \Delta x) - e^{x_k} g_2((d-k)(\lambda_p - 1)\Delta x) \right\} \end{aligned} \quad (41)$$

با در نظر گرفتن همه این نتایج و بازنویسی رابطه ۳۱، به معادله تفاضلی رابطه ۴۲، برای نقطه (x_k, τ_{l+1}) دست می‌یابیم.

$$d_j^{l+1,k} W_j^{l+1,k-1} + b_j^{l+1,k} W_j^{l+1,k} + u_j^{l+1,k} W_j^{l+1,k+1} - \sum_{i \neq j}^N a_{j,i} \Delta \tau W_i^{l+1,k} \quad (42)$$

$$= W_j^{l,k} + \frac{\Delta \tau}{\nu_j} R_j^{l,k} + \Delta \tau I_{x < \bar{x}_j(\Delta \tau)} H_j^{l,k}$$

به طوری که رابطه ۴۳، صادق است.

$$d_j^{l+1,k} = \left(r + \omega_j(\Delta x) - \frac{1}{2} \sigma_j^2(\Delta x) \right) \frac{\Delta \tau}{2 \Delta x} - \frac{\sigma_j^2(\Delta x) \Delta \tau}{2 \Delta x^2} \quad (43)$$

$$u_j^{l+1,k} = - \left(r + \omega_j(\Delta x) - \frac{1}{2} \sigma_j^2(\Delta x) \right) \frac{\Delta \tau}{2 \Delta x} - \frac{\sigma_j^2(\Delta x) \Delta \tau}{2 \Delta x^2}$$

$$b_j^{l+1,k} = \left(1 + \frac{\sigma_j^2(\Delta x) \Delta \tau}{\Delta x^2} + (r - a_{j,j}) \Delta \tau \right)$$

$$+ \frac{\Delta \tau}{\nu_j} (g_2(\lambda_n k \Delta x) + g_2(\lambda_p (N_g - k) \Delta x))$$

$$R_j^{l,k} = \sum_{h=1}^{k-1} (W_j^{l,k-h} - W_j^{l,k} - h(W_j^{l,k-h-1} - W_j^{l,k-h}))$$

$$\times \{g_2(h \lambda_n \Delta x) - g_2((h+1) \lambda_n \Delta x)\}$$

$$+ \sum_{h=1}^{k-1} \frac{W_j^{l,k-h-1} - W_j^{l,k-h}}{\Delta x \lambda_n} \{g_1(h \lambda_n \Delta x) - g_1((h+1) \lambda_n \Delta x)\}$$

$$+ \sum_{h=1}^{N_g-k-1} (W_j^{l,k+h} - W_j^{l,k} - h(W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h})) \{g_2(h \lambda_p \Delta x) - g_2((h+1) \lambda_p \Delta x)\}$$

$$+ \sum_{h=1}^{N_g-k-1} \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{\Delta x \lambda_p} \{g_1(h \lambda_p \Delta x) - g_1((h+1) \lambda_p \Delta x)\}$$

$$+ K g_2(k \lambda_n \Delta x) - e^{x_k} g_2(k(\lambda_n + 1) \Delta x)$$

$$H_j^{l,k} = rK - \sum_{h=d-k}^{N_g-k-1} \frac{1}{\nu_j} (W_j^{l,k+h} - h(W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}))$$

$$\times \{g_2(h \lambda_p \Delta x) - g_2((h+1) \lambda_p \Delta x)\}$$

$$- \sum_{h=d-k}^{N_g-k-1} \frac{W_j^{l,k+h+1} - W_j^{l,k+h}}{\nu_j \Delta x \lambda_p} \{g_1(h \lambda_p \Delta x) - g_1((h+1) \lambda_p \Delta x)\}$$

قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی تحت مدل مارکف رژیم متغیر... ۱۴۹

$$+ \frac{1}{V_j} \left\{ K g_2((d-k)\lambda_p \Delta x) - e^{x_k} g_2((d-k)(\lambda_p - 1)\Delta x) \right\} - \sum_{i=1}^N a_{j,i} (K - e^{x_k})$$

برای حل معادله گسسته رابطه ۳۷، نیاز به استفاده از شرایط مرزی داریم که وابسته به ارزش اختیار در مرز باشد. بدین منظور از شرایط مرزی نیومن که به صورت رابطه ۴۴، تعریف می‌شود، استفاده می‌کنیم.

$$\lim_{x \downarrow \infty} \frac{\partial^2 W_j}{\partial x^2}(\tau, x) - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) = 0 \quad \forall \tau \quad (44)$$

$$\lim_{x \uparrow \infty} \frac{\partial^2 W_j}{\partial x^2}(\tau, x) - \frac{\partial W_j}{\partial x}(\tau, x) = 0 \quad \forall \tau$$

با گسسته‌سازی شرط اول نیومن مقدار $(W_j(\tau, x))$ در نقطه x_{min} را می‌توان با جایگذاری $k=0$ در رابطه ۴۵، به صورت رابطه ۴۶، بدست آورد.

$$\left(1 + \frac{\Delta x}{2}\right) W_j^{l+1,k-1} - 2W_j^{l+1,k} + \left(1 - \frac{\Delta x}{2}\right) W_j^{l+1,k+1} = 0 \quad (45)$$

$$\left(1 + \frac{\Delta x}{2}\right) W_j^{l+1,0} - 2W_j^{l+1,1} + \left(1 - \frac{\Delta x}{2}\right) W_j^{l+1,2} = 0 \quad (46)$$

$$\Rightarrow W_j^{l+1,0} = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 + \frac{\Delta x}{2} \end{pmatrix} W_j^{l+1,1} - \begin{pmatrix} \frac{\Delta x}{2} \\ 1 + \frac{\Delta x}{2} \end{pmatrix} W_j^{l+1,2}$$

با جایگذاری مقدار به دست آمده برای $W_j^{l+1,0}$ در رابطه ۴۲، برای $k=1$ رابطه ۴۷، به دست می‌آید.

$$\begin{pmatrix} 2 \\ 1 + \frac{\Delta x}{2} \end{pmatrix} d_j^{l+1,1} + b_j^{l+1,1} \Bigg) W_j^{l+1,1} + \begin{pmatrix} \frac{\Delta x}{2} \\ 1 + \frac{\Delta x}{2} \end{pmatrix} d_j^{l+1,1} \Bigg) W_j^{l+1,2} \quad (47)$$

$$- \sum_{i \neq j}^N a_{j,i} \Delta \tau W_i^{l+1,1} = W_j^{l,1} + \frac{\Delta \tau}{V_j} R_j^{l,1} + \Delta \tau I_{x < \bar{x}_j(d\Delta \tau)} H_j^{l,1}$$

به طریقی مشابه، برای $k=N_g-1$ رابطه ۴۸ داشت.

$$\begin{pmatrix} 2 \\ 1 - \frac{\Delta x}{2} \end{pmatrix} u_j^{l+1,N_g-1} \Bigg) W_j^{l+1,N_g-2} + \begin{pmatrix} \frac{\Delta x}{2} \\ 1 - \frac{\Delta x}{2} \end{pmatrix} u_j^{l+1,N_g-1} \Bigg) W_j^{l+1,N_g-1} \quad (48)$$

$$- \sum_{i \neq j}^N a_{j,i} \Delta \tau W_i^{l+1,N_g-1} = W_j^{l,N_g-1} + \frac{\Delta \tau}{V_j} R_j^{l,N_g-1} + \Delta \tau I_{x < \bar{x}_j(d\Delta \tau)} H_j^{l,N_g-1}.$$

حال به منظور به کارگیری طرح تفاضل متناهی رابطه ۴۲، با در نظر گرفتن رابطه های ۴۷ و ۴۸، رابطه ۴۹ را در نظر می گیریم.

$$W_j^{l+1} = \left[W_j^{l+1,1}, W_j^{l+1,2}, \dots, W_j^{l+1,N_g-1} \right]^T \quad (49)$$

$$R_j^l = \left[R_j^{l,1}, R_j^{l,2}, \dots, R_j^{l,N_g-1} \right]^T$$

$$W_j^l = \left[W_j^{l,1}, W_j^{l,2}, \dots, W_j^{l,N_g-1} \right]^T$$

$$H_j^l = \left[H_j^{l,1}, H_j^{l,2}, \dots, H_j^{l,N_g-1} \right]^T$$

$$A_j = \begin{pmatrix} A_{j(1,1)} & A_{j(1,2)} \\ d_j^{l+1,2} & b_j^{l+1,2} & u_j^{l+1,2} \\ \ddots & \ddots & \ddots \\ d_j^{l+1,N_g-2} & b_j^{l+1,N_g-2} & u_j^{l+1,N_g-2} \\ A_{j(N_g-1,N_g-2)} & & A_{j(N_g-1,N_g-1)} \end{pmatrix}$$

$$B_{j,i} = -a_{j,i} \Delta \tau \times \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1 \end{pmatrix}$$

$$A_{j(N_g-1,N_g-1)} = \begin{pmatrix} b_j^{l+1,N_g-1} + \frac{2}{1-\frac{\Delta x}{2}} u_j^{l+1,N_g-1} \end{pmatrix} \quad A_{j(1,1)} = \begin{pmatrix} \frac{2}{1+\frac{\Delta x}{2}} d_j^{l+1,1} + b_j^{l+1,1} \end{pmatrix}$$

$$A_{j(N_g-1,N_g-2)} = \begin{pmatrix} d_j^{l+1,N_g-1} - \frac{1+\frac{\Delta x}{2}}{1-\frac{\Delta x}{2}} u_j^{l+1,N_g-1} \end{pmatrix} \quad A_{j(1,2)} = \begin{pmatrix} u_j^{l+1,1} - \frac{1-\frac{\Delta x}{2}}{1+\frac{\Delta x}{2}} d_j^{l+1,1} \end{pmatrix}$$

طرح دیفرانسیلی رابطه ۴۲ را می توان به صورت رابطه ۵۰ بازنویسی نمود.

$$A_j W_j^{l+1} + \sum_{i \neq j}^N B_{j,i} W_i^{l+1} = W_j^l + \frac{\Delta \tau}{V_j} R_j^l + \Delta \tau I_{x < \bar{x}_j(d\Delta \tau)} H_j^l \quad (50)$$

با تعریف رابطه ۵۱ می توان رابطه ۲۱ را توسط سیستم خطی مطابق رابطه ۵۲ و با شرط

اولیه رابطه ۵۳، حل نمود.

$$A = \begin{pmatrix} A_1 & B_{1,2} & B_{1,3} & \cdots & B_{1,N} \\ B_{2,1} & A_2 & B_{2,3} & \cdots & B_{2,N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{N,1} & B_{N,2} & B_{N,3} & \cdots & A_N \end{pmatrix} \quad (51)$$

$$W^{l+1} = \begin{bmatrix} W_1^{l+1}, W_2^{l+1}, \dots, W_N^{l+1} \end{bmatrix}^T \quad (52)$$

$$W^l = \begin{bmatrix} W_1^l, W_2^l, \dots, W_N^l \end{bmatrix}^T$$

$$H^l = \begin{bmatrix} H_1^l, H_2^l, \dots, H_N^l \end{bmatrix}^T$$

$$R_j^l = \begin{bmatrix} R_1^l, R_2^l, \dots, R_N^l \end{bmatrix}^T$$

$$AW^{l+1} = W^l + \frac{\Delta\tau}{V_j} R^{l+1} + \Delta\tau I_{x < \bar{x}_j(d\Delta\tau)} H^l \quad l = 0, 1, \dots, M$$

$$W^0 = \begin{bmatrix} W_1^0, W_2^0, \dots, W_N^0 \end{bmatrix}^T \quad (53)$$

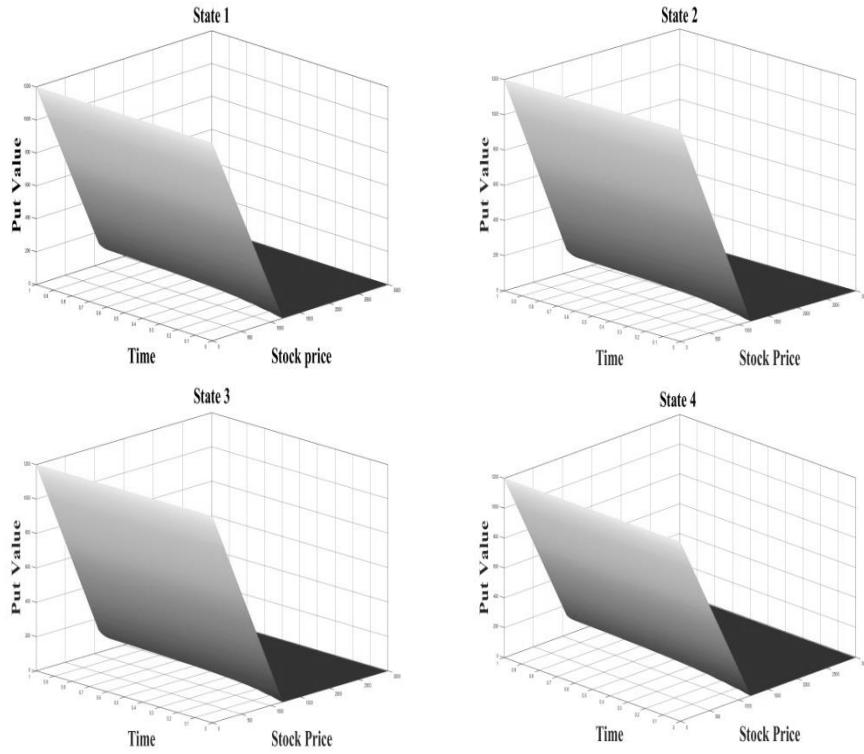
$$W_j^{0,k} = (K - e^{x_k})^+ \quad \text{for } j = 1, \dots, N \quad k = 0, \dots, N_g$$

یافته‌های پژوهش

در این بخش مثال‌های عددی به منظور بررسی روش عددی معرفی شده در بخش قبل ارائه خواهیم داد. برای این منظور ما از پارامترهای فرضی زیر در مدل واریانس گام‌ای مدل شده با قیمت توافقی $K = 1200$ ، نرخ بدون بهره $r = 0.2$ برای قرارداد اختیار فروش آمریکایی با مدت قرارداد $\tau = 1$ استفاده خواهیم کرد.

$$\sigma = \begin{pmatrix} 0.22 \\ 0.20 \\ 0.19 \\ 0.18 \end{pmatrix} \theta = \begin{pmatrix} -0.25 \\ -0.30 \\ -0.32 \\ -0.35 \end{pmatrix} \nu = \begin{pmatrix} 0.60 \\ 0.55 \\ 0.50 \\ 0.40 \end{pmatrix} Q = \begin{pmatrix} -0.55 & 0.10 & 0.31 & 0.14 \\ 0.14 & -0.60 & 0.32 & 0.14 \\ 0.14 & 0.32 & -0.60 & 0.14 \\ 0.14 & 0.31 & 0.10 & -0.55 \end{pmatrix}$$

شکل ۱، رویه‌های طرح عددی رابطه ۵۱ را روی ناحیه $[-8, 8] \times [0, 1]$ که با انتخاب $M = 500$ و $N_g = 1000$ گسسته‌سازی شده‌اند، نشان می‌دهد. رفتار هموار و سازگار این رویه‌ها در تعداد حالت اقتصادی زیاد، نشان دهنده کارایی این طرح عددی است.



شکل ۱. رویه‌های ارزش اختیار فروش آمریکایی طرح عددی رابطه ۵۱.

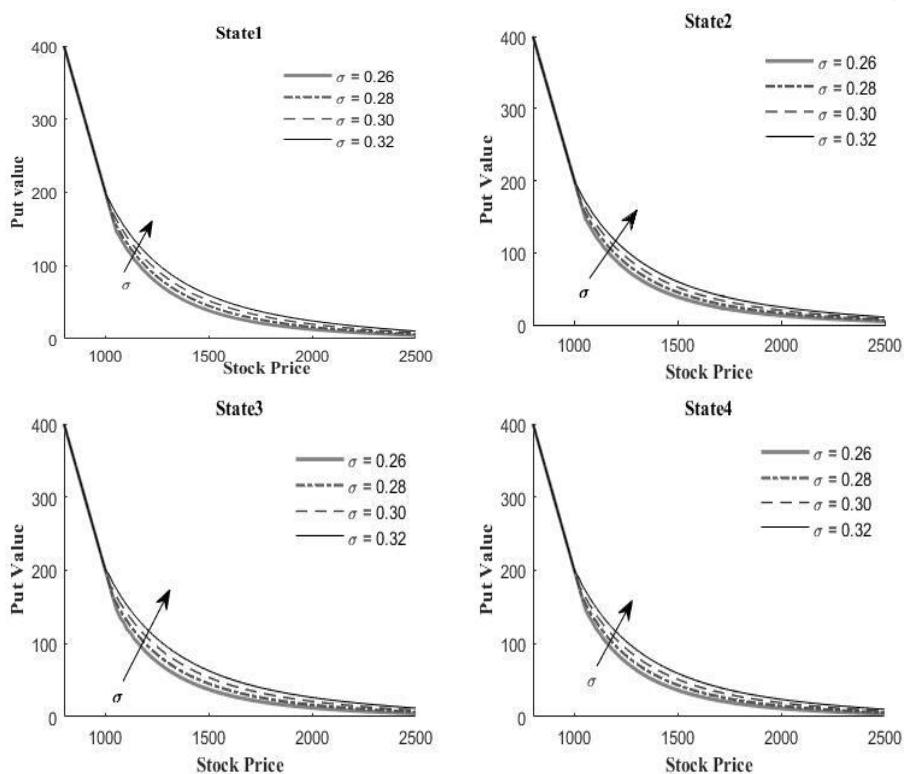
در جدول ۱، نیز نتایج به دست آمده نشان گر پایداری این طرح عددی برای همهٔ حالت‌ها است. به‌طوری‌که نتایج عددی نشان می‌دهند، ارزش اختیار در چهار حالت با میل همزمان Δx و $\Delta \tau$ به صفر به مقادیر ثابتی همگرا می‌شوند. به دلیل حجم زیاد مطالب ما تنها از نسبت $\frac{\Delta x}{\Delta \tau} = \frac{1}{2}$ استفاده کردیم. برای سایر نسبت‌های ممکن نیز این همگرائی برقرار است. با توجه به مشاهداتی که از داده‌های قراردادهای اختیار می‌توان مشاهده کرد، این انتظار وجود دارد که ارزش اختیار آمریکایی با افزایش پارامتر ریسکی آن افزایش یابد. این ویژگی را می‌توان به صورت تئوری در مقالهٔ مرتون (۱۹۷۳) دید. در این مقاله تحت قضیه‌ای نشان داده شده است که قیمت قرارداد اختیار تابعی نازولی از پارامتر ریسک دارایی پایه است.

قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی تحت مدل مارکف رژیم متغیر... ۱۵۳

جدول ۱. جدول همگرایی روش تفاضل متناهی همزمان با افزایش مقادیر N_g و M

ارزش اختیار	$M = 250$ $N_g = 125$	$M = 500$ $N_g = 250$	$M = 1000$ $N_g = 500$	$M = 2000$ $N_g = 1000$	$M = 4000$ $N_g = 2000$
حالت ۱	۴۵/۲۲	۴۵/۰۶	۴۵/۲۸	۴۵/۲۶	۴۵/۲۷
حالت ۲	۴۶/۲۵	۴۵/۰۹	۴۵/۲۲	۴۵/۳۰	۴۵/۳۰
حالت ۳	۴۹/۳۹	۴۸/۰۰	۴۸/۴۱	۴۸/۲۲	۴۸/۲۲
حالت ۴	۴۴/۱۰	۴۳/۴۵	۴۳/۶۴	۴۳/۶۲	۴۳/۶۳

براین اساس ما در شکل ۲، نشان می‌دهیم این ویژگی برای مدل واریانس گامای رژیمی نیز برقرار است.



شکل ۲. نمودارهای ارزش اختیار روی دامنه قیمت اولیه برای مقادیر $۰/۲۸$ ، $۰/۳۰$ و $۰/۳۰$ و $\sigma = ۰/۲۶$.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف تئوری قیمت‌گذاری اوراق مشتقه پیشنهاد یک قیمت عادلانه براساس ویژگی‌های بازار دارایی پایه است. براین اساس، انتخاب یک مدل تصادفی سازگارتر با ویژگی‌های بازار نقش

به سزایی در استفاده از این تئوری دارد. مدل حرکت برآونی هندسی مدل شده با زنجیر مارکف که توسط خلیق و لیو (۲۰۰۹) برای قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار آمریکایی به کار گرفته شده است دارای بازده‌هایی با تابع چگالی نسبت به زمان ناهمگن است که این ویژگی را می‌توان در داده‌های واقعی بازار نیز مشاهده کرد، اما همچنان این ضعف برای مدل برآونی هندسی وجود دارد که چولگی صفر در برابر چولگی وابسته به پارامترهای θ , α , γ و هم علامت با علامت پارامتر θ و کشیدگی با مقدار ۳ در مقابل کشیدگی با مقدار $(1+\gamma)$ برای فرآیند واریانس گامای که در پژوهش هیرسا و مدن (۲۰۰۴) برای قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی به کار گرفته شده است را دارا است. در نقطه مقابل فرآیند واریانس گاما (در کل فرآیندهای لوی) توانایی توصیف ویژگی ساختاری بازارهای مالی چه به صورت آماری و چه در قیمت‌گذاری ریسک ختنی را ندارد. تفاوت این دو مدل در قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی را به وضوح می‌توان در تقریب مرز آزاد این مسئله مشاهده کرد، یافته‌های پژوهش هیرسا و مدن (۲۰۰۴) نشان می‌دهد که مدل واریانس گاما مرز اجرای زودرس بالاتری برای اختیار فروش آمریکایی که در نتیجه آن قیمت پایین‌تری نسبت به مدل برآونی هندسی برای داده‌های مشخصی از بازار ارزیابی می‌کند. اما باید توجه کرد که در مدل برآونی هندسی مدل شده با زنجیر مارکف با توجه به شرط اولیه $r_0 = \alpha$, مرز اجرای زودرس و قیمت متناسب به آن برای اختیار آمریکایی تقریب زده می‌شود. در این پژوهش سعی بر آن بوده تا با انتخاب مدل واریانس گاما مدل شده با زنجیر مارکف برای قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی، سازگاری هرچه بیشتری با واقعیت بازار که نتیجه آن معروفی یک قیمت منصفانه در تئوری یاد شده است داشته باشیم.

در این مقاله ما به معروفی یک PIDEs برای حل مسئله قیمت‌گذاری اختیار آمریکایی تحت مدل واریانس گاما مدل شده با زنجیر مارکف پرداخته‌ایم و از روش تفاضل متناهی برای حل این معادله استفاده کرده‌ایم. به منظور غلبه بر مرز آزاد معادله اختیار آمریکایی از فرآیند سود تقسیمی و برای رفع مشکل تکینگی اندازه پرش مدل مسئله از تکینگی‌های عددی استفاده کرده‌ایم. نتایج عددی ارائه شده، حاکی از تطابق الگوریتم معروفی شده با اصول تئوری مالی و آنالیز عددی است. رهیافت معروفی شده قبل تعمیم برای قیمت‌گذاری سایر قراردادهای مالی از جمله اختیار اروپایی و آسیایی و برخی دیگر از مسائل در حوزه ریاضیات مالی همانند ریسک اعتباری (احتمال نکول شرکت‌ها) نیز خواهد بود.

References

- Bastani, A. F., Ahmadi, Z., & Damircheli, D. (2013). A Radial Basis Collocation Method for Pricing American Options under Regime-

- switching Jump-diffusion Models. *Applied Numerical Mathematics*, 65, 79-90.
- Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.
- Bouchard, B., & Warin, X. (2012). Monte-carlo Valuation of American Options: Facts and New Algorithms to Improve Existing Methods. In *Numerical Methods in Finance*, Springer, Berlin, Heidelberg, 12(1), 215-255.
- Brennan, M. J., & Schwartz, E. S. (1978). Corporate Income Taxes, Valuation, and the Problem of Optimal Capital Structure. *Journal of Business*, 51(1), 103-114.
- Cai, N., & Kou, S. (2012). Pricing Asian Options under a Hyper-exponential Jump Diffusion Model. *Operations Research*, 60(1), 64-77.
- Carr, P. (1998). Randomization and the American Put. *The Review of Financial Studies*, 11(3), 597-626.
- Carr, P., Geman, H., Madan, D. B., & Yor, M. (2002). The Fine Structure of Asset Returns: An Empirical Investigation. *The Journal of Business*, 75(2), 305-332.
- Carr, P., Jarrow, R., & Myneni, R. (1992). Alternative Characterizations of American Put Options. *Mathematical Finance*, 2(2), 87-106.
- Clark, P. K. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica. journal of the Econometric Society*, 135-155.
- Cont, R., & Tankov, P. (2003). Financial modelling with jump processes (Vol. 2). CRC press.
- Elliott, R. J., & Osakwe, C. J. U. (2006). Option Pricing for Pure Jump Processes with Markov Switching Compensators. *Finance and Stochastics*, 10(2), 250-275.
- Elliott, R. J., & Siu, T. K. (2013). Option Pricing and Filtering with Hidden Markov-modulated Pure-jump Processes. *Applied Mathematical Finance*, 20(1), 1-25.

- Elliott, R. J., Chan, L., & Siu, T. K. (2006). Risk Measures for Derivatives with Markov-modulated Pure Jump Processes. *Asia-pacific Financial Markets*, 13(2), 129-149.
- Gukhal, C. R. (2001). Analytical Valuation of American Options on Jump-diffusion Processes. *Mathematical Finance*, 11(1), 97-115.
- Heston, S. L. (1993). A Closed-form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options. *The Review of Financial Studies*, 6(2), 327-343.
- Hirsa, A., & Madan, D. B. (2004). Pricing American Options under Variance Gamma. *Journal of Computational Finance*, 7(2), 63-80.
- Jaimungal, S., & Surkov, V. (2011). Levy-based Cross-commodity Models and Derivative Valuation. *SIAM Journal on Financial Mathematics*, 2(1), 464-487.
- Jiang, L., & Dai, M. (2004). Convergence of Binomial Tree Methods for European/american path-dependent options. *SIAM Journal on Numerical Analysis*, 42(3), 1094-1109.
- Khaliq, A. Q., & Liu, R. H. (2009). New Numerical Scheme for Pricing American Option with Regime-switching. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 12(03), 319-340.
- Konikov, M., & Madan, D. B. (2002). Option Pricing Using Variance Gamma Markov Chains. *Review of Derivatives Research*, 5(1), 81-115.
- Kwon, Y., & Lee, Y. (2011). A Second-order Finite Difference Method for Option Pricing under Jump-diffusion Models. *SIAM Journal on Numerical Analysis*, 49(6), 2598-2617.
- Lee, Y. (2014). Financial Options Pricing with Regime-switching Jump-diffusions. *Computers & Mathematics with Applications*, 68(3), 392-404.
- Madan, D. B., Carr, P. P., & Chang, E. C. (1998). The Variance Gamma Process and Option Pricing. *Review of Finance*, 2(1), 79-105.
- Merton, R. C. (1973). Theory of Rational Option Pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (1), 141–183.

- Merton, R. C. (1976). Option Pricing when Underlying Stock Returns Are Discontinuous. *Journal of Financial Economics*, 3(1-2), 125-144.
- Nielsen, B. F., Skavhaug, O., & Tveito, A. (2002). Penalty and Front-fixing Methods for the Numerical Solution of American Option Problems. *Journal of Computational Finance*, 5(4), 69-98.
- Wilmott, P., Howison, S., & Dewynne, J. (1995). *The Mathematics of Financial Derivatives: A Student Introduction*. Cambridge University Press.