

وابستگی دمی و کاربرد آن در بازارهای تجاری

محمد امینی - هادی جباری نوقابی - مهلا قاسم نژادفرسنگی*

گروه آمار دانشگاه فردوسی مشهد

چکیده: در این مقاله با استفاده از مفاهیم تابع مفصل و اندازه وابستگی دمی، پدیده سرایت و انتقال شوک های مثبت و منفی را در بازار تجاری سه کشور آمریکا، تایلند و مالزی مورد بررسی قرار می دهیم. بازه زمانی مورد بررسی، بحران اقتصادی اخیر است که با انفجار حباب مسکن در آمریکا شکل گرفته و به تدریج بر روند اقتصادی کشورهای دیگر تأثیر گذاشته است. هدف از این تحقیق بررسی این مطلب است که آیا در زمان بحران اقتصادی اخیر دامنه ی شوک های وارد شده به بازار آمریکا به حدی هست که بر روند بازار کشورهای آسیایی تایلند و مالزی نیز تأثیر بگذارد؟ برای این منظور تابع مفصل متناظر با بازارهای آمریکا-تایلند، آمریکا-مالزی و تایلند-مالزی را تعیین می کنیم، که این کار با استفاده از اندازه های وابستگی دمی انجام می شود.

واژه های کلیدی: تابع مفصل، تابع مفصل تجربی، اندازه وابستگی دمی بالا، اندازه وابستگی دمی پایین، شوک های مثبت و منفی، آزمون دیکی-فولر، آماره تشخیصی D_2

۱ مقدمه

پدیده سرایت و انتقال شوک های مثبت و منفی در مجموعه های اقتصادی بزرگ از جمله مسایل مهمی است که همواره مورد بحث اقتصاددانان قرار می گیرد. به این معنی که اگر یک شوک اقتصادی در بازار یک کشور رخ دهد، آیا دامنه ی این شوک به حدی هست که بر بازار کشور دیگر تأثیر بگذارد؟

بررسی این مسئله زمانی مهم تر می شود که یکی از کشورهای تحت بررسی دچار بحران اقتصادی شده باشد. در این حالت آگاهی کشورهای دیگر از این که آیا شوک اقتصادی وارده به کشور مذکور می تواند بازارهای آنها را نیز با مشکل مواجه کند یا نه، اهمیت زیادی دارد. کلاپول و گاگن (۲۰۰۵)، با به کارگیری نوعی از اندازه های وابستگی به نام اندازه های وابستگی دمی، سرایت شوک های مثبت و منفی را در بازار تجاری سه کشور تایلند، مالزی و اندونزی بررسی کردند. طبق مطالعه ی آنها روند تجاری بازارهای تایلند و مالزی متأثر از یکدیگر است. به طور کلی اگر بتوان تأثیر متقابل بازار دو کشور را به هنگام وقوع چند بحران ثابت کرد، بدیهی است که اگر یکی از آنها مجدداً دچار بحران شود، کشور دیگر باید نسبت به ادامه ی ارتباط با کشور بحران زده با

احتیاط بیشتری عمل کند. بنابراین آگاهی از این مطلب که روند تجاری بازار دو کشور تا به حال متأثر از یکدیگر بوده است، در تصمیم‌گیری‌های آینده بسیار مؤثر خواهد بود. بحران‌های اقتصادی اغلب فجایعی شدیدتر از سوانح طبیعی به وجود می‌آورند که لبه‌ی تیز این ویرانی و تخریب علیه کارگران، تولیدکنندگان و سرمایه‌داران کوچک است. در این مقاله می‌خواهیم بحران اقتصادی اخیر را مورد بررسی قرار دهیم و تأثیر نرخ ارز آمریکا را بر نرخ ارز دو کشور آسیایی تایلند و مالزی تحلیل کنیم. برای این منظور بر موجودیت اثر متقابل بین داده‌های دو کشور متمرکز می‌شویم و ناگزیریم که همبستگی بین این داده‌ها را اندازه‌گیری کنیم. برای این منظور باید توزیع جامعه معلوم باشد. در جوامعی که توزیع آن‌ها نامعلوم است، طبق قضیه اسکالر (۱۹۵۹)، می‌توان از تابع مفصل به‌عنوان یک تقریب برای تابع توزیع توأم جامعه استفاده کرد. اگر مفصل موجود بین داده‌های مالی دو کشور یک مفصل متقارن مانند مفصل t باشد^۱، به این معنی است که روند تجاری بازار آن‌ها متأثر از یکدیگر است. در حالت‌های دیگر که مفصل انتخابی یک مفصل نامتقارن است، تحلیل‌های مشابهی ارائه می‌شود. در این تحقیق با استفاده از اندازه‌های وابستگی دمی^۲، مفصل موجود بین دو جامعه را تعیین می‌کنیم. در بخش دوم مفهوم اندازه‌های وابستگی دمی بیان می‌شود. در بخش سوم داده‌های نرخ ارز کشورهای آمریکا، تایلند و مالزی را مورد بررسی قرار داده و اندازه‌های دمی را به روش تجربی برای داده‌های تبدیل یافته هر زوج از این کشورها برآورد می‌کنیم. در بخش چهارم مفصل متناظر با داده‌های هر زوج از کشورها را با استفاده از اندازه‌های وابستگی دمی به دست آورده و از این طریق سرایت شوک‌های اقتصادی را در بازار این کشورها تحلیل می‌کنیم.

۲ اندازه‌های وابستگی دمی

اگر X و Y دو متغیر تصادفی پیوسته با تابع توزیع توأم F و G و تابع مفصل متناظر C باشند، اندازه‌های وابستگی دمی قوی بالا و پایین که آن‌ها را به ترتیب با نمادهای λ_u و λ_l نشان می‌دهیم به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\lambda_u = \lim_{t \rightarrow 1^-} P(Y > G^{-1}(t) | X > F^{-1}(t)) = 2 - \lim_{t \rightarrow 1^-} \frac{1 - C(t, t)}{1 - t}$$

$$\lambda_l = \lim_{t \rightarrow 0^+} P(Y \leq G^{-1}(t) | X \leq F^{-1}(t)) = \lim_{t \rightarrow 0^+} \frac{C(t, t)}{t}$$

این اندازه‌ها در فاصله $[0, 1]$ قرار دارند. مقدار صفر آن‌ها عدم وجود وابستگی و مقدار یک وابستگی کامل را نتیجه می‌دهد. اندازه‌های وابستگی دمی از این نظر مورد توجه

^۱ در مفصل‌های متقارن اندازه‌های وابستگی دمی بالا و پایین با هم برابرند.

^۲ اندازه‌های وابستگی دمی به دو نوع اندازه‌های وابستگی دمی قوی و اندازه‌های وابستگی دمی ضعیف تقسیم می‌شوند که در این مقاله اندازه وابستگی دمی قوی مد نظر است.

هستند که از طریق تابع مفصل بازنویسی می‌شوند و می‌توان آن‌ها را بدون در دست داشتن تابع توزیع توأم جامعه به دست آورد. علاوه بر این برای اندازه‌گیری میزان وابستگی موجود بین پیشامدهای فرین و نادر مانند وابستگی موجود بین متغیرهای اقتصادی در زمان رخداد بحران‌ها مناسب می‌باشند. در این مقاله چون مفصل متناظر با جامعه نامعلوم است، اندازه‌های وابستگی دمی را با استفاده از تابع مفصل تجربی متناظر با داده‌ها برآورد می‌کنیم. دوبریک و اسمیت (۲۰۰۵)، سه برآوردگر به روش‌های ناپامتری برای اندازه وابستگی دمی پایین به دست آوردند. امینی و همکاران^۳ برآوردگرهای متناظر با اندازه وابستگی دمی بالا را به روش‌هایی مشابه به دست آورده و معیارهای بهینگی آن‌ها از جمله سازگاری و نارویی مجانبی را ثابت کردند.

۳ برآورد تجربی اندازه‌های وابستگی دمی

داده‌های به‌کار گرفته شده در این مقاله مربوط به نرخ ارز کشورهای آمریکا، تایلند و مالزی می‌باشد که آن‌ها را از سایت بانک مرکزی اروپا جمع‌آوری کرده‌ایم.^۴ برآوردگرهای مورد استفاده برای اندازه‌های وابستگی دمی بالا و پایین به ترتیب عبارتند از:

$$\hat{\lambda}_u = \lim_{i \rightarrow N^-} \frac{1 - (\frac{Y_i}{N}) + \hat{C}(\frac{i}{N}, \frac{i}{N})}{1 - (\frac{i}{N})}, \quad \hat{\lambda}_l = \lim_{i \rightarrow 0^+} \frac{\hat{C}(\frac{i}{N}, \frac{i}{N})}{\frac{i}{N}} \quad (1)$$

که N برابر با تعداد داده‌ها و \hat{C} تابع مفصل تجربی است.

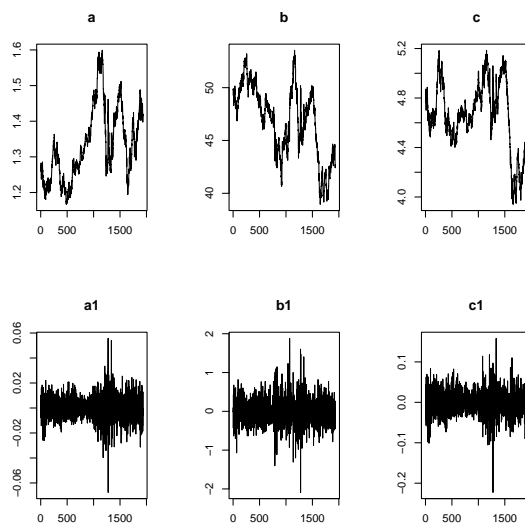
تعریف ۱ فرض کنید $\{(X_k, Y_k); k = 1, 2, \dots, N\}$ نمونه‌ای به حجم N از یک توزیع دو متغیره پیوسته باشد، تابع مفصل تجربی \hat{C} به صورت زیر می‌باشد:

$$\hat{C}(\frac{i}{N}, \frac{j}{N}) = \frac{\text{تعداد زوج های } (X, Y) \text{ نمونه که } X \leq X(i), Y \leq Y(j)}{N} \quad (2)$$

که $X(i)$ و $Y(j)$ ($1 \leq i, j \leq N$) آماره‌های مرتب نمونه هستند.

در شکل ۱ (سطر اول)، نمودارهای خطی مربوط به داده‌های نرخ ارز آمریکا، تایلند و مالزی را نمایش داده‌ایم. به استناد این نمودار، داده‌های هیچ‌کدام از سه کشور بدون تبدیلات لازم ایستا نمی‌باشند. این مطلب از طریق آزمون دیکی فولر (جدول ۱) نیز قابل مشاهده است. برای ایستا کردن آن‌ها از یک تبدیل تفاضلی استفاده می‌کنیم و ایستایی داده‌های تبدیل یافته در شکل ۱ (سطر دوم) و جدول ۲ قابل مشاهده است. همچنین در شکل ۲ نمودارهای پراکنش داده‌های تبدیل یافته آمریکا-تایلند، آمریکا-مالزی و تایلند-مالزی نمایش داده شده است.

^۳ این مقاله توسط امینی-جباری و قاسم‌نژاد در هشتمین سمینار احتمال و فرآیندهای تصادفی به صورت سخنرانی ارائه شده است.
^۴ واحد اندازه‌گیری داده‌ها یورو است.



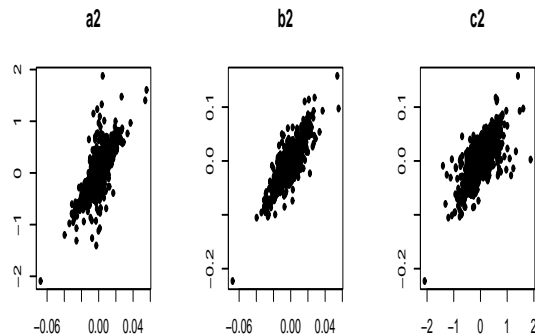
شکل ۱: نمایش روند خطی نرخ ارز سه بازار آمریکا، تایلند و مالزی (سطر اول) و نرخ ارز داده های تبدیل یافته این سه بازار (سطر دوم)

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی-فولر

کشور	آماره دیکی-فولر	P-value
آمریکا	-۲/۴۰۰۱	۰/۴۰۸۹
تایلند	-۲/۵۶۵۲	۰/۳۳۹
مالزی	-۱/۹۹۶۷	۰/۵۷۹۷

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی-فولر برای داده های تبدیل یافته

کشور	آماره دیکی-فولر	P-value
آمریکا	-۱۱/۷۱۱۷	۰/۰۱
تایلند	-۱۲/۰۳۷۹	۰/۰۱
مالزی	-۱۲/۶۰۴۹	۰/۰۱

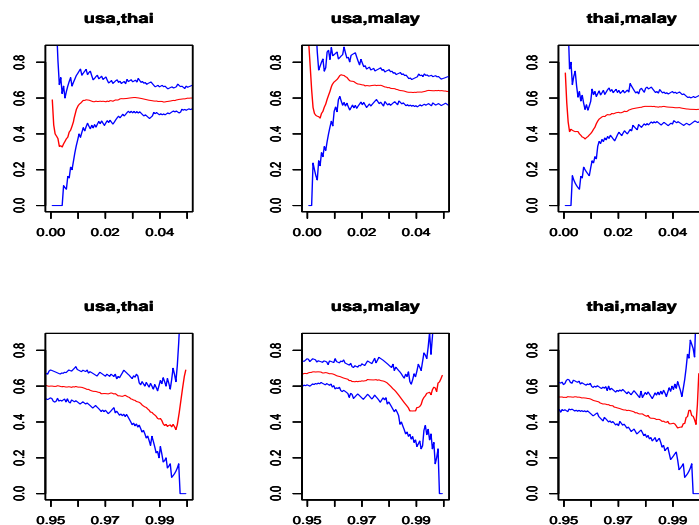


شکل ۲: نمودار پراکنش داده های تبدیل یافته

حدهای موجود در رابطه (۱) در عمل قابل محاسبه نیستند. بنابراین برآوردها به صورت $\hat{\lambda}_l(\frac{i}{N}) = \frac{\hat{C}(\frac{i}{N}, \frac{i}{N})}{\frac{i}{N}}$ و $\hat{\lambda}_u(\frac{i}{N}) = \frac{1 - \frac{i}{N} + \hat{C}(\frac{i}{N}, \frac{i}{N})}{1 - \frac{i}{N}}$ بیان می شوند. برای به دست آوردن i در ابتدا دو آماره $\hat{\lambda}_l(\frac{i}{N})$ و $\hat{\lambda}_u(\frac{i}{N})$ را نسبت به $\frac{i}{N}$ ($i \in \{1, \dots, N-1\}$) رسم می کنیم. این آماره ها خط سیر λ_l و λ_u را به ازای مقادیر $\frac{i}{N}$ در فاصله $[0, 1]$ نشان می دهند. با توجه به نمودارها می بینیم که $\hat{\lambda}_l(\frac{i}{N})$ و $\hat{\lambda}_u(\frac{i}{N})$ در فاصله $[0, 1]$ به ترتیب توابعی نزولی و صعودی نسبت به $\frac{i}{N}$ هستند. بنابراین آخرین نقطه ای که این خواص در آن ها مشاهده می شود (به عنوان مثال برای λ_l آخرین نقطه ای که $\hat{\lambda}_l(\frac{i}{N})$ نسبت به $\frac{i}{N}$ صعودی است و یا اولین نقطه ای که $\hat{\lambda}_l(\frac{i}{N})$ در آن نزولی می شود.) را به عنوان i انتخاب می کنیم. برای این منظور ابتدا روی دم نمودار متمرکز می شویم. دم نمودار برای λ_l محدوده ابتدایی محور $\frac{i}{N}$ (به عنوان مثال از ۰ تا ۰/۰۵) و برای λ_u محدوده انتهایی محور $\frac{i}{N}$ (به عنوان مثال از ۰/۹۵ تا ۱) می باشد. دم ها بنا به تعاریف λ_l و λ_u انتخاب می شوند. اگر در این محدوده، مقادیر $\lambda_l(\frac{i}{N})$ یا $\lambda_u(\frac{i}{N})$ به ازای چند متوالی با هم برابر بودند (نقاط پایای نمودار)، میانه $\frac{i}{N}$ را به عنوان $\frac{i}{N}$ انتخاب می کنیم. در غیر این صورت (عدم وجود پایایی در دم نمودارها) برای λ_l ، $\frac{i}{N}$ برابر با اولین نقطه ای است که در آن $\hat{\lambda}_l(\frac{i}{N})$ صعودی می باشد و برای λ_u اولین نقطه ای که در آن $\hat{\lambda}_u(\frac{i}{N})$ نزولی است.

۴ تعیین مفصل

برای بررسی پدیده سرایت شوک های مثبت و منفی بین دو کشور باید مفصل متناظر با داده های آن ها را تعیین کرد. برای این منظور ابتدا چند خانواده از مفصل ها را به عنوان مفصل های پیشنهادی در نظر می گیریم. این مفصل ها طوری انتخاب می شوند که هر دوی اندازه های وابستگی دمی بالا و پایین را دارا باشند. در مطالعه ی کلاپول



شکل ۳: نمودار وابستگی های دمی و فواصل اطمینان بوت استرپ آن ها (سطر اول اندازه وابستگی دمی پایین و سطر دوم اندازه وابستگی دمی بالا را به ترتیب از چپ به راست در کشورهای آمریکا-تایلند، آمریکا-مالزی و تایلند-مالزی نشان می دهند.)

جدول ۳: مقادیر برآورد شده اندازه وابستگی دمی پایین در نقطه i_0

کشورهای مورد بررسی	$\frac{i_0}{N}$	i_0	$\lambda_l(\frac{i_0}{N})$	فاصله اطمینان
آمریکا و تایلند	۰/۰۳۲	۶۱/۵	۰/۶۰۶	(۰/۵۲۴ و ۰/۶۹)
آمریکا و مالزی	۰/۰۳۱۳	۶۰/۵	۰/۶۸۳	(۰/۵۶ و ۰/۷۵)
تایلند و مالزی	۰/۰۳۷	۷۱/۵	۰/۵۷۷	(۰/۴۶۴ و ۰/۶۳۴)

جدول ۴: مقادیر برآورد شده اندازه وابستگی دمی بالا در نقطه i_0

کشورهای مورد بررسی	$\frac{i_0}{N}$	i_0	$\lambda_u(\frac{i_0}{N})$	فاصله اطمینان
آمریکا و تایلند	۰/۹۵۲	۱۸۴۱/۱۷	۰/۵۰۵	(۰/۵۱۵ و ۰/۶۷۷)
آمریکا و مالزی	۰/۹۵۴	۱۸۴۴/۵	۰/۶۷۸	(۰/۶۱ و ۰/۷۳)
تایلند و مالزی	۰/۹۵	۱۸۳۸	۰/۵۲۱	(۰/۴۶۹ و ۰/۶۱۴)

و گاگن (۲۰۰۵)، مفصل‌های پیشنهادی عبارتند از: مفصل متقارن استیودنت و مفصل‌های نامتقارن حاصل از ترکیب خطی محدب دو مفصل گامبل+بقای گامبل، بقای کلایتون+کلایتون، گامبل+کلایتون و بقای کلایتون+کلایتون که در این جا برای اختصار تنها به دو مفصل استیودنت و بقای کلایتون+کلایتون بسنده می‌کنیم. اگر دو مفصل بقای کلایتون و کلایتون^۵ (۱۹۷۸) را با C_{θ_1} و C_{θ_2} نمایش دهیم، مفصل حاصل از ترکیب خطی محدب آن‌ها عبارت است از:

$$C(u, v) = wC_{\theta_1} + (1 - w)C_{\theta_2}$$

اندازه‌های وابستگی دمی بالا و پایین این مفصل عبارتند از:

$$\lambda_u(C) = w\lambda_u(C_{\theta_1}) + (1 - w)\lambda_u(C_{\theta_2}) \quad (۳)$$

$$\lambda_l(C) = w\lambda_l(C_{\theta_1}) + (1 - w)\lambda_l(C_{\theta_2}) \quad (۴)$$

و τ کندال برای این ترکیب خطی از رابطه‌ی

$$\tau(C) = w^2\tau(C_{\theta_1}) + (1 - w)^2\tau(C_{\theta_2}) + \quad (۵)$$

$$2w(1 - w)\left(4 \int_{I^2} C_{\theta_1}(u, v)dC_{\theta_2}(u, v) - 1\right)$$

به دست می‌آید. برای به دست آوردن پارامترهای مفصل پیشنهادی بقای کلایتون+

جدول ۵: اندازه‌های وابستگی مورد نیاز برای مفصل‌هایی که مورد بررسی قرار داده‌ایم.

τ	λ_u	λ_l	دامنه θ	$C_\theta(u, v)$
$\frac{\theta}{\theta+2}$	$2\frac{-1}{\theta}$	۰	$[-1, \infty) - \{0\}$	بقای کلایتون
$\frac{\theta}{\theta+2}$	۰	$2\frac{-1}{\theta}$	$[-1, \infty) - \{0\}$	کلایتون
$\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$	$2\bar{t}_{\nu+1}\left(\sqrt{\frac{(\nu+1)(1-\rho)}{1+\rho}}\right)$	$2\bar{t}_{\nu+1}\left(\sqrt{\frac{(\nu+1)(1-\rho)}{1+\rho}}\right)$		استیودنت

کلایتون، ابتدا با جایگذاری λ_u و λ_l و τ مربوط به مفصل‌های کلایتون و بقای کلایتون

$$C_\theta(u, v) = [\max(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1, 0)]^{-\frac{1}{\theta}} \quad ۵$$

در جدول (۵) به ترتیب در روابط (۳) و (۴) و (۵)، به روابط زیر می‌رسیم^۶:

$$\theta_1 = \frac{\ln(2)}{\ln(w) - \ln(\lambda_u(C))}, \quad \theta_2 = \frac{\ln(2)}{\ln(1-w) - \ln(\lambda_l(C))} \quad (6)$$

$$\tau(C) = w(2-w) \frac{\theta_1}{\theta_1 + 2} + (1-w)^2 \frac{\theta_2}{\theta_2 + 2} \quad (7)$$

سپس $\tau(C)$ را برای داده‌های هر زوج از کشورها به صورت تجربی برآورد می‌کنیم^۷. با جایگذاری مقدار $\hat{\tau}(C)$ و مقادیر $\hat{\lambda}_l(C)$ و $\hat{\lambda}_u(C)$ ^۸، در روابط (۶) و (۷)، پارامترهای این مفصل پیشنهادی به دست می‌آید. پارامترهای مفصل پیشنهادی t -استیودنت نیز به طریقی مشابه برآورد می‌شوند. آماره‌ی D_2 در رابطه‌ی زیر به عنوان یک معیار برای تعیین بهترین مفصل متناظر با داده‌ها در نظر گرفته می‌شود، که در آن \hat{F} تابع مفصل تجربی و $\hat{\psi}$ بردار پارامترهای موجود در مفصل پیشنهادی است.

$$D_2 = \sum_{m=0}^N \sum_{n=0}^N |C_{\hat{\psi}}(\hat{F}_{iN}(z_{im}), \hat{F}_{jN}(z_{jn})) - \hat{C}(\frac{m}{N}, \frac{n}{N})|^2$$

طبق مطالعاتی که تا کنون انجام شده، بهترین مفصل متناظر با داده‌ها مفصلی است که کمترین فاصله را با مفصل تجربی دی‌هیولز (۱۹۷۸)، داشته باشد. به عبارت دیگر کمترین مقدار D_2 را به خود اختصاص دهد. در جدول (۶) مقادیر برآورد شده‌ی پارامترها و مقادیر D_2 مفصل‌های پیشنهادی، را برای هر زوج از کشورها نمایش داده‌ایم. با توجه به مقادیر D_2 ، بهترین مفصل متناظر با داده‌های هر سه زوج کشورهای آمریکا-تایلند، آمریکا-مالزی و آمریکا-اندونزی، مفصل t -استیودنت است و با در نظر گرفتن خاصیت تقارن این مفصل می‌توان گفت که رفتار بازار هر زوج از این کشورها یکسان بوده و احتمال سرایت شوک‌های اقتصادی (شوک‌های مثبت و منفی) در جهت‌های یکسان وجود دارد. از آن‌جا که طبق مطالعه‌ی دوبریک و اسمیت (۲۰۰۵) نیز مفصل متناظر با بازار کشورهای تایلند-مالزی، مفصل استیودنت در نظر گرفته شده است، می‌توان نتیجه گرفت که اگر در آینده، بازاریکی از کشورهای تایلند و مالزی دچار بحران شود، کشور دیگر باید نسبت به داد و ستدهای تجاری با کشور بحران‌زده احتیاط کند.

۵ بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق اندازه‌های وابستگی دمی را برای داده‌های تبدیل یافته نرخ ارز هر زوج از کشورهای آمریکا، تایلند و مالزی، به صورت تجربی برآورد کردیم. سپس با در نظر

^۶ در محاسبه $\tau(C)$ از روابط $dC_\theta(u, v) = d\hat{C}_\theta(u, v)$ و $\tau(C_\theta) = 4 \int_{I^2} C_\theta(u, v) dC_\theta(u, v) - 1$ استفاده می‌کنیم.
^۷ برای این منظور از رابطه‌ی $\tau = \frac{c-d}{c+d} = \frac{2(c-d)}{n(n-1)}$ استفاده شده است، که در آن c تعداد زوج‌های هماهنگ و d تعداد زوج‌های ناهماهنگ است.
^۸ این مقادیر را در جداول (۳) و (۴) محاسبه کرده‌ایم.

جدول ۶: برآورد پارامترهای مفصل و ضابطه D_2 برای هر جفت از بازارها

کشورهای تحت بررسی	مفصل پیشنهادی	مقادیر برآورد شده پارامترها	آماره D_2
آمریکا و تایلند	بقای کلایتون-کلایتون	-۰/۹۸۵	۱۷۶/۱۸
	استیودنت a	۰/۸۳۵	۰/۲۵
	استیودنت b	۰/۸۳۵	۳/۲۶۵
$\tau_C = ۰.۶۲۹$			
آمریکا و مالزی	بقای کلایتون-کلایتون	-۰/۵۹۶	۲۲۲/۴۲
	استیودنت a	۰/۸۵۸	۰/۲۱۱۷۳
	استیودنت b	۰/۸۵۸	۴/۸۵
$\tau_C = ۰.۶۵۷$			
تایلند و مالزی	بقای کلایتون-کلایتون	۲۰	۸۵
	استیودنت a	۰/۷۶۶	۱۵
	استیودنت b	۰/۷۶۶	۱۰
$\tau_C = ۰.۵۵۵$			

گرفتن مقادیر برآورد شده و وابستگی‌های دمی و برآورد τ کنдал مربوط به داده‌های هر زوج از این کشورها، بهترین مفصل متناظر با آن‌ها را انتخاب کردیم. طبق این تحقیق مفصل متناظر با داده‌های هر سه زوج از این کشورها، مفصل متقارن t -استیودنت است. بنابراین می‌توان گفت رفتار بازارهای هر زوج از کشورهای آمریکا-تایلند، آمریکا-مالزی و تایلند-مالزی، بسیار نزدیک به هم بوده و در هر زوج از این بازارها شوک‌های اقتصادی مثبت و منفی از بازاری به بازار دیگر منتقل می‌شوند.

مراجع

- Nelsen, R.B. (2006), *An Introduction to Copulas*, Springer, Newyork.
- Caillault, C., Guegan, D. (2005), Empirical estimation of tail dependence using Copulas: Application to Asian markets, *Quantitative Finance*. 5,

489-501.

- Clayton, D.G.(1978), A model for association in bivariate life tables and its application studies of familial tendency in chronic disease incidence, *Biometrika*, **65**, 141-151.
- Embrechts, P., McNeil, A., Straumann, D.(2002), Correlation and dependency in risk management: properties and pitfalls, in: M.A.H.Dempster (Ed), Risk management: Value at Risk and Beyond. *Cambridge University press*, 176-223.
- Deheuvels, P.(1978), Caractérisation complète des Lois extremes., *Publ. Inst. Statist. Univ. Paris*, **23**, 1-37.
- Dobric, J., Schmid, F. (2005), Nonparametric estimation of the lower tail dependence in bivariate Copulas, *Journal of Applied Statistics*, **32.No. 4**, 387-407.
- Sklar, A.(1959), Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges, *Publ. Inst. Statist. University Paris* **8**, 229-231.
- Sibuya, M. (1960), Bivariate extreme statistics. *Annals of the Institute of statistical Mathematics*. **11**, 195-210.