فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۱۲ زمستان ۸۹ سال سوم ــ تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۰۵ ــ تاریخ پذیرش: ۹۰/۰۱/۱۵ ــ ص ۱۴۹- ۱۲۹

ریسک نقدینگی در صنعت بانکداری با استفاده ازشاخص لاندای امری

علی سعیدی[۱] / مریم شعبانی مطلق[۲]

چکیده

بانک‌ها به منظور مدیریت نقدینگی روزانه خود بر اساس شرایط، باید در فواصل زمانی مشخص به بررسی توان نقدینگی خود بپردازند. بنابراین هر بانک باید فرآیندی را برای نظارت و اندازه‌گیری مستمر خالص وجوه مورد نیاز خود ایجاد کند. مدل لاندای امری از جمله مدل‌هایی است که با استفاده از فرآیندهای تصادفی به بررسی کفایت نقدینگی می‌پردازد.

هدف از این پژوهش معرفی روش اندازه‌گیری ریسک نقدینگی با استفاده از شاخص لاندای امری و همچنین یافتن بهترین شرایط پیش‌بینی صحیح روزانه وجه نقد، با استفاده از این شاخص است. مورد مطالعه یکی از شعب بانک ملی ایران در نظر گرفته شده است. در این مقاله متغیرهای مورد استفاده به منظور محاسبه لاندا و تابع توزیع تجمعی احتمال عبارتند از: موجودی وجه نقد صندوق، میانگین و انحراف معیار خالص عملیات شعبه. نتایج تحقیق نشان می‌دهد مقرون به صرفه‌ترین حالت، استفاده از اطلاعات تاریخی مربوط به ۳ و ۴ روز گذشته و پیش‌بینی وضعیت نقدینگی ۵ و ۴ روز آینده بانک با ضریب اطمینان ٪۱۰۰ است. مقدار برش بر این اساس ۲,۴ تا ۲,۶ می‌باشد. بنابراین در صورت کاهش لاندا به کمتر از ۲,۴، شعبه با کمبود نقدینگی مواجه می‌شود و باید برای دریافت اسکناس اقدام کند.

واژگان کلیدی: شاخص لاندای امری، کفایت نقدینگی، فرآیند وینر، تابع توزیع کاکس و میلر.

طبقه‌بندی موضوعی: G32 ,G21

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱ . استادیار دانشکده مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال a_saeedi@iau-tnb.ac.ir.
۲. کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی گرایش مالی

مقدمه

حفظ سطح مطلوب نقدینگی، یکی از وظایف اصلی بانک‌هاست و بی‌توجهی به آن، ریسک نقدینگی بانک را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر، موفقیت بسیاری از فعالیت‌ها، مستقیم و یا غیرمستقیم به توانایی بانک‌ها در ارائه نقدینگی به مشتریان بستگی دارد. از این‌رو بانک‌ها به ویژه از نقطه نظر مشکلات نقدینگی، هم از این نظر که مؤسساتی با ماهیت خاص هستند و هم از نظر تأثیری که به طور کل بر صنایع مختلف می‌گذارند، آسیب‌پذیرند. بانک‌هایی که متکی بر تأمین مالی کوتاه‌مدت هستند، اساساً برای مدیریت نقدینگی خود، بر زمان‌های بسیار کوتاه متمرکز هستند (مقاطع زمانی تا ۵ روز). بنابراین، این بانک‌ها باید بتوانند وضعیت نقدینگی خود را بر مبنای روز به روز محاسبه نمایند.

هدف اصلی از این پژوهش تبیین نحوه کاربست مدل احتمال‌مند در پیش‌بینی وضعیت نقدینگی در شعب بانک‌هاست و برای آزمون آن، داده‌های یکی از شعب بانک ملی مورد بررسی قرار گرفته است. پس از جمع‌آوری داده‌ها، میانگین و انحراف‌معیار خالص عملیات (خالص عملیات با در نظر گرفتن دریافت اسکناس از خزانه به دلیل کمبود وجه نقد در روز مورد نظر و نیز ارسال اسکناس اضافی به خزانه حساب شده است)، مربوط به ۲ تا ۳۰ روز متوالی یکی از شعب منتخب بانک ملی ایران[1]، در طول ۲۳۶ روزکاری از تاریخ ۱۳۸۸/۱/۵ تا ۱۳۸۸/۱۰/۲۱ مورد بررسی و محاسبه و از موجودی نقد صندوق در پایان روز قبل، به عنوان ذخیره نقدینگی به منظور محاسبه لاندا و تابع توزیع تجمعی احتمال ($F(t)$) هر روز استفاده شده است. لازم به ذکر است که علامت خالص عملیات شعبه، عامل تعیین‌کننده برای گروه‌بندی داده‌هاست. برای مثال علامت منفی در یک روز خاص، بیانگر کسری وجه نقد در شعبه و دریافت اسکناس از خزانه مرکز در آن روز است چرا که شعبه مورد نظر در برخی مواقع با کسری نقدینگی مواجه شده است. برای محاسبه لاندا و $F(t)$، از میانگین و انحراف معیار ۲ تا ۳۰ روز قبل به منظور پیش‌بینی لاندای ۲ تا ۳۰ روز بعد استفاده شده که در مجموع تعداد ۱۸۶،۰۶۰ لاندا و نیز ۱۸۶،۰۶۰ $F(t)$ متناظر با هر لاندا، مورد محاسبه و بررسی قرار گرفته است.

در این تحقیق به دنبال این موضوع هستیم که آیا شاخص لاندا و $F(t)$ توان ایجاد تمایز بین روزهایی که شعبه بانک با کسری نقدینگی مواجه است را با سایر روزها دارد یا به عبارت دیگر توان پیش‌بینی‌کنندگی کمبود وجه نقد و به تبع آن احتمال پیش‌بینی نبود کفایت نقدینگی را دارد؟

---

۱. هدف اصلی این تحقیق بررسی کاربردپذیری مدل احتمال‌مند امری در شبکه بانکی است و انتخاب یک شعبه به علت دسترسی به اطلاعات بوده که البته از همین شیوه برای بررسی ریسک نقدینگی کل بانک نیز می‌توان استفاده کرد.

چارچوب نظری

تعهد نسبت به سهامداران برای حداکثرسازی سود و تعهد نسبت به سپرده‌گذار از جهت بازگشت اصل سرمایه وی در هر زمان، بانک‌ها را بر آن داشته تا در جهت ایجاد تعادل بین ریسک و بازده و تأمین رضایت هر دو گروه سپرده‌گذار و سهامدار به عنوان دو منبع اصلی تأمین وجوه، تلاش مضاعفی را آغاز کنند. به این ترتیب یکی از دغدغه‌های اصلی بانک، افزایش بازده در سطح معینی از ریسک است. یکی از انواع ریسک در صنعت بانکداری که در صورت عدم مدیریت مناسب، مستقیماً به زیان‌دهی بانک منجر می شود، ریسک نقدینگی است. ریسک نقدینگی عبارت است از ریسک ناشی از نبود نقدینگی لازم به منظور پوشش تعهدات کوتاه‌مدت و خروجی‌های غیرمنتظره وجوه. برای مثال دوره‌ای را در نظر بگیرید که به علت رونق بازار سهام، سپرده‌گذاران برای دریافت سپرده‌ها به بانک‌ها مراجعه می‌کنند. در همین دوره وجوه نقد بانک ممکن است قدرت پاسخ‌گویی به چنین خروجی ناگهانی را نداشته باشد. در چنین شرایطی بانک مجبور به جذب منابع گران قیمت (مانند دریافت وام از بازار بین بانکی) و یا نقد کردن سایر دارایی‌های خود در زمان کم‌تر و با قیمتی بسیار کم‌تر از قیمت بازار آنها می‌شود. در غیر این صورت، شهرت بانک در معرض خطر قرار می‌گیرد[1]. باید در نظر داشت که مطالعه ریسک نقدینگی هر بانک (که بیشتر منشأ درون سازمانی دارد)، ارتباط مستقیم با اندازه بانک، مجموعه فعالیت‌های اصلی آن و دستورالعمل‌های داخلی و... دارد. بنابراین مدل ریسک نقدینگی نیز باید برای هر بانک منحصر به فرد و با توجه به شرایط داخلی آن طراحی شود، چرا که ممکن است متغیری که برای یک بانک منشأ ایجاد ریسک نقدینگی است، در بانک دیگر به طور کلی وجود نداشته باشد (بختیاری، ۱۳۸۵).

انواع بدهی در بانک عبارتند از:

۱- سپرده‌ها: سپرده‌ها معمولاً بخش بزرگی از بدهی‌های بانک‌ها را تشکیل می‌دهند. سپرده‌های مشتریان نشان‌دهنده میزان وجوه پذیرفته شده از عموم، مانند پس‌اندازها، سپرده‌های دیداری و سپرده‌های سرمایه‌گذاری از محل منابع پول ملی یا ارز است. مبلغ، تاریخ سررسید، پایداری و نوع ارز از موضوع‌هایی است که در زمان مصرف این منابع مورد توجه قرار می‌گیرد.

۲- وجوه بین‌بانکی: وجوه بین‌بانکی شامل مبالغ بدهی به سایر بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری است. تمامی سپرده‌ها، تسهیلات و پیش‌پرداخت‌های بین بانک‌ها، به طور عادی به عنوان منابع تأمین مالی ناپایدار یا بی‌ثبات تلقی می‌شوند. ممکن است استقراض بین‌المللی نیز به همان شکلی که در

1. Reputation Risk

بانک‌های داخلی مرسوم است روی دهد با این تفاوت که ریسک نوسانات نرخ ارز نیز به دیگر ریسک‌های بانک اضافه می‌شود.

۳- استفاده از ابزارهای پولی از جمله گواهی سپرده و اوراق تجاری[1].

۴- استقراض از بانک مرکزی: مهم‌ترین دلیل وام‌گیری از بانک مرکزی، تغییر در حجم ذخایر وجه نقد، ناشی از نوسانات سپرده‌هاست. این تغییر هنگامی روی می‌دهد که بانک‌ها وضعیت ذخایر روزانه خود را به طور صحیح پیش‌بینی نکرده و برای رفع این تفاوت مجبور به وام‌گیری می‌شوند (جهانخانی و همکاران، ۱۳۸۳).

می‌توان گفت مدیریت نقدینگی و تطبیق سررسید سپرده‌ها و تسهیلات پرداختی از مهمترین وظایف مدیران در بانک‌ها است. از طرفی رفتار سپرده‌گذاران تصادفی بوده و بانک ممکن است با مراجعه مشتری که دارای سپرده بلند است، برای دریافت زودهنگام سپرده مواجه شود. دلیل اصلی این چالش این است که بیشتر منابع بانک‌ها از محل سپرده‌های کوتاه‌مدت تأمین می‌شود. علاوه براین تسهیلات اعطایی بانک‌ها صرف سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی می‌شود که درجه نقدشوندگی نسبتاً پایینی دارند. وظیفه اصلی بانک ایجاد توازن بین تعهدات کوتاه‌مدت مالی و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت است. نگهداری مقادیر ناکافی نقدینگی، بانک را با خطر عدم توانایی در ایفای به موقع تعهدات و در نتیجه ورشکستگی مواجه می‌سازد. نگهداری مقادیر فراوان نقدینگی، نوع خاصی از تخصیص ناکارامد منابع است که باعث کاهش نرخ سوددهی بانک به سپرده‌های مشتریان و در نتیجه از دست دادن بازار می‌شود. بنابراین مدل‌های مشخصی برای مدیریت نقدینگی در نظام بانکی مورد نیاز است.

مدیریت نقدینگی به معنی توانایی بانک برای ایفای تعهدات مالی خود در طول زمان است که در سطوح مختلفی صورت می‌گیرد. اولین نوع مدیریت نقدینگی به صورت روزانه انجام پذیرفته و به صورت متناوب، نقدینگی مورد نیاز در روزهای آتی پیش‌بینی می‌شود. دومین نوع مدیریت نقدینگی که مبتنی بر مدیریت جریان نقدینگی است، نقدینگی مورد نیاز را برای فواصل طولانی‌تر شش ماهه تا دو ساله پیش‌بینی می‌کند. سومین نوع مدیریت نقدینگی به بررسی نقدینگی مورد نیاز بانک در شرایط بحرانی می‌پردازد.

اهمیت پیش‌بینی وجه نقد روزانه از این لحاظ است که پیش‌بینی خوب و صحیح وجه نقد روزانه، باعث بهبود بازده سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت، کاهش هزینه‌های انتشار اوراق بهادار تجاری و سایر استقراض‌های کوتاه‌مدت، کاهش مانده وجه نقد بلااستفاده و در حالت کلی منجر به تسهیل مدیریت

1.Certificate of Deposits (CDs) & Commercial Papers

وجه نقد و نیز تضمین عدم مواجهه با ورشکستگی می‌شود. زمانی که تحلیل‌گران و آماردانان به بررسی مدل‌های پیش‌بینی می‌پردازند، اولین نکته مهم در نظر گرفتن خالص وجه نقد در طول زمان‌های گذشته و تشخیص دادن مدل مناسب سری زمانی آماری داده‌هاست. اما چهار دلیل عمده برای مواجهه با شکست (ناتوانی در پیش‌بینی صحیح) در این زمینه وجود دارد که سه دلیل اول مربوط به طرح نادرست مسأله و دلیل چهارم مربوط به ویژگی‌های مدل آماری است. چهار عنوان مطرح شده عبارتند از: ۱- جداسازی جریان‌های اصلی. در این مرحله باید تمام جریان‌هایی که متناوب نیستند را جدا کنیم (منظور از جریان‌های نامتناوب مواردی مانند مالیات، سود تقسیمی و... هستند). اگر تکنیک‌های برون‌یابی استاندارد و خودهمبستگی به منظور پیش‌بینی وجه نقد روزانه بدون در نظر گرفتن جریان‌های نامتناوب مورد استفاده قرارگیرد، قطعاً تکنیک مورد نظر قادر به پیش‌بینی صحیح نخواهد بود. ۲- شناسایی اجزا. پس از خارج کردن جریان‌های نامتناوب از جریان‌های نقد روزانه، باید اجزای آن را شناسایی کنیم. در این مرحله جریان‌های نقد ورودی و خروجی را جداسازی می‌کنیم. اغلب لازم است به منظور پیش‌بینی و ردیابی، جریان‌های نقد زیادی در نظر گرفته شود. این بدان علت است که جریان‌های نقد متفاوت، ویژگی‌های آماری متفاوتی از خود نشان می‌دهند. به خصوص در الگوهای مربوط به روزهای یک ماه و یا یک هفته. زیرا ترکیب‌های متفاوت زمانی، از الگوهای یکسان آماری تبعیت نمی‌کنند.۳- استفاده از سیستم‌های اطلاعاتی. به دلیل حجم زیاد داده‌ها (تعداد زیاد جریان‌های وجه نقد) در مدل‌های پیش‌بینی باید از سیستم‌های اطلاعاتی استفاده شود. ۴- تشخیص الگو. جریان-های نقد روزانه معمولاً دارای الگوی زمانی مشخصی هستند، مثلاً: ۱) نحوه پرداخت ماهانه، دوهفته یکبار، هفته‌ای یکبار، ۲) اعتبارات مربوط به یک روز در ماه و ۳) رویه‌ها و سیاست‌های فرآیندهای داخلی مانند در نظر گرفتن جریان‌های پرداخت در روزهای مشخص از هفته. در پیش‌بینی وجه نقد روزانه، ابتدا لازم است مدل برحسب روزهای ماه و یا روزهای هفته تعیین شود و سپس پارامترهای مدل اندازه‌گیری شده و در نهایت پیش‌بینی با توجه به اثر مناسب روزهای هفته و روزهای ماه برای یک بازه زمانی مشخص ایجاد شود (Stone, et al., 1987).

شاخص امری که به لاندای امری[1] معروف است، آسان‌شده شاخص‌های پیچیده نظری است که با انجام تحقیقات تجربی نشان داده شده نتایج یکسانی را در مقایسه با شاخص‌های پیچیده بدست می‌دهد. مفروضات مدل امری به صورت زیر است:

۱- برای در نظر گرفتن توان پرداخت دیون شرکت، افق زمانی مشخصی (t) در نظر گرفته می‌شود.

1. Emery's Lambda (Emery's λ)

۲- خالص جریان نقد متغیر تصادفی است و طی دوره‌های مختلف مستقل از هم است.
۳- ذخیره نقد طی دوره زمانیِ مورد نظر به صورت تصادفی رفتار کرده و همواره عددی مثبت است.

مفروضات فوق این امکان را می‌دهد که وضعیت نقدینگی شرکت، با استفاده از فرآیند وینر[1] (با شروع در نقطه $L_{\cdot}$ و مانع جاذب[2] در مبدأ) که حالت خاصی از فرآیندهای تصادفی[3] است، مدل‌سازی شود. چنین مدلی مبنایی را به منظور بررسی تخمین کفایت موقعیت نقدینگی شرکت فراهم می‌سازد (Emery et al., 1982). گوییم $\{x(t), t \geq ۰\}$ (خالص جریان نقد روزانه) یک فرآیند وینر است، هرگاه (منصوری، ۱۳۸۷):

۱. $x(t)$ با نمو مستقل ایستا باشد؛
۲. نمو $x(t) - x(s)$ $(t > s)$ توزیع نرمال داشته باشد؛
۳. $E(x(t)) = ۰$؛
۴. $x(۰) = ۰$

فرآیند حرکت براونی[4]، که گاهی آن را فرآیند وینر نیز می‌نامند، از مفاهیم مهم در فرآیندهای تصادفی است. اولین توضیح درباره پدیده حرکت براونی را اینشتین در سال ۱۹۰۵ ارائه داد. وی نشان داد که حرکت براونی را می‌توان با این فرض که ذره شناور دائماً تحت تأثیر بمباران مولکول‌های محیط اطراف است، توضیح داد. این فرآیند در فیزیک، با عنوان توصیفی از حرکت براونی آغاز شد. حرکت براونی، به افتخار کاشف آن، گیاه‌شناس انگلیسی روبرت براون، به فرآیند براونی نام‌گذاری شد (پاشا، ۱۳۷۷).

معادله انتشار ذرات، بر اساس فرآیند وینر در حرکت براونی به صورت زیر است:

$$\frac{۱}{۲}\sigma^{۲}\frac{\partial^{۲}}{\partial x^{۲}}P(x_{\cdot}, x; t) - \mu\frac{\partial}{\partial x}P(x_{\cdot}, x; t) = \frac{\partial}{\partial x}P(x_{\cdot}, x; t)$$

$P(x_{\cdot}, x; t)$ احتمال قرار گرفتن ذره در مکان x و در زمان t، با فرض مکان اولیه ($x_{\cdot}$ در زمان $t = ۰$) می‌باشد (Cox et al., 1965).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Wiener Process
2. Absorbing Barrier
3. Stochastic Process
4. Brownian Motion

امری و کاگر[1] ثابت کردند که خالص جریان‌های نقد روزانه، متغیر تصادفی با نمو مستقل ایستا است که رفتار براونی و یا کاتوره‌ای دارد. آن‌ها این رفتار را با استفاده از فرآیند وینر مدل‌سازی کردند که البته در این روش زمان ورشکستگی به عنوان مانع جاذب در نظر گرفته شده است (Emery et al., 1982). بنابراین، برای معادله دیفرانسیل فوق شرایط زیر مطرح می‌شود: فرض می‌کنیم $x(۰) = ۰$ و در نقطه $x = a$ مانع جاذب داریم:

$$\frac{۱}{۲}\sigma^۲\frac{\partial^۲ p}{\partial x^۲} - \mu\frac{\partial p}{\partial x} = \frac{\partial p}{\partial x} \qquad (x < a)$$

s. t.:

$$P(x,.) = \delta(x)$$

$$P(a,t) = . \qquad (t > a)$$

با در نظر گرفتن محدودیت فوق جواب این معادله به صورت زیر در می‌آید، (Cox et al., 1965):

$$P(x,t) = \frac{۱}{\sigma\sqrt{۲\pi t}}\left[\exp\left\{-\frac{(X-\mu t)^۲}{۲\sigma^۲ t}\right\} - \exp\left[\frac{۲\mu a}{\sigma^۲} - \frac{(X-۲a-\mu t)^۲}{۲\sigma^۲ t}\right]\right]$$

در مدل امری، احتمال عدم پرداخت تعهدات به علت نبود نقدینگی اندازه‌گیری می‌شود که اساس آن محاسبات آماری و مدل کاکس و میلر[2] است. در مدل کاکس و میلر تابع توزیع احتمال ناتوانی شرکت برای ایفای تعهدات[3] به صورت زیر ارائه شده است:

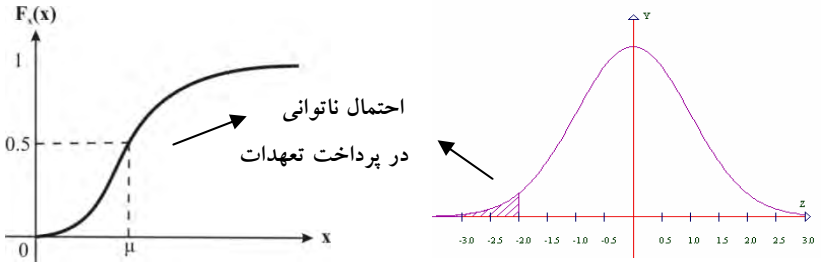
$$F(t) = \phi\left[\frac{-L_. - \mu t}{\sigma\sqrt{t}}\right] + \exp\left[\frac{-۲\mu L_.}{\sigma^۲}\right]\phi\left[\frac{\mu t - L_.}{\sigma\sqrt{t}}\right]$$

که در رابطه فوق $\phi[.]$ تابع توزیع نرمال، $(\mu, \sigma^۲)$ میانگین و واریانس خالص جریان وجه نقد روزانه، L_0 ذخیره نقد اولیه و t طول دوره مورد بررسی می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Emery and Cogger
2. Cox and Miller
3. Insolvency

نمودار (۱): تابع چگالی توزیع نرمال و تابع توزیع نرمال تجمعی



نقش t ,L_0 , μ مشخص است. در بخش اول عبارت فوق L_0 , μ با تابع $F(t)$ رابطه معکوس خواهند داشت. هر چه طول زمان مورد بررسی t طولانی‌تر باشد و یا دوره‌ای که در آن مدیر نمی‌تواند در تأمین منابع دخالتی داشته باشد، احتمال قصور (عدم پرداخت تعهدات) افزایش می‌یابد. به صورت شهودی، هرچه $F(t)$ بیشتر شود، ریسک مربوط به خالص عملیات شعبه نیز افزایش می‌یابد. $F(t)$ نیز در صورتی که σ^2 صعودی اکید باشد، همین نتیجه را نشان خواهد داد، مگر در شرایطی که $t > \frac{-L_0}{\mu}$ و $\mu < 0$ باشد. در اینصورت $F(t)$ نسبت به σ^2 رفتاری u شکل نشان خواهد داشت. بنابراین $t = \frac{-L_0}{\mu}$ زمان مورد انتظار برای عدم پرداخت تعهدات با شرط $\mu < 0$ است (Feller, 1968). بررسی دقیق مسأله با هدف ارزیابی نقدینگی بیان‌گر وجود چنین شرایطی است، پس دلیلی برای بررسی وضعیت نقدینگی در چنین شرایطی وجود ندارد و اگر هیچ‌گونه دخالت مدیریتی تا آن زمان ممکن نباشد، قطعاً شرکت زودتر از آن موعد دچار مشکل خواهد شد. به همین دلیل بررسی وضعیت نقدینگی شرکت در شرایط $\mu < 0$ و $t > \frac{-L_0}{\mu}$ اهمیت چندانی ندارد. بدون هیچ‌گونه دخالت مدیریت، انتظار داریم شرکت قدرت پرداخت تعهداتش را پیش از این زمان از دست بدهد. بنابراین همواره می‌توان از $t > \frac{-L_0}{\mu}$ صرفنظر کرد و نیز رابطه بین $F(t)$ و واریانس وجه نقد شرکت را در نظر داشت. $F(t)$ به دو صورت در ارزیابی نقدینگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول استفاده مستقیم از تابع است که بیان‌گر این است که هرچه $F(t)$ کوچک‌تر باشد نقدینگی شرکت در دوره مورد نظر بهتر است. آماره استخراج شده از تابع (لاندای امری)، رویکرد دوم را به ما نشان خواهد داد. این آماره قرینه مقدار عبارت اول است.

امری در تحقیق خود نشان داد که اگر فقط از بخش اول توزیع $F(t)$ استفاده شود، نتایج آن با کل توزیع $F(t)$ تفاوت معناداری ندارد. شاخص لاندای امری بر این اساس، تنها بخش اول را در نظر دارد . بنابراین هرچه لاندا بزرگتر باشد، احتمال ناتوانی نقدینگی کاهش می‌یابد (Emery et al., 1982). شاخص لاندا ($\lambda = \frac{L. + \mu t}{\sigma\sqrt{t}}$) از جمله روش‌هایی است که در اندازه‌گیری توان نقدینگی به جریان‌های نقدی آتی و همچنین ریسک در جریان نقدی ورودی و خروجی توجه دارد (Emery et al., 1991). اگر چه لاندا حاوی تمام اطلاعات مورد نیاز مربوط به شاخص نقدینگی است، اما احتمال عدم پرداخت تعهدات را به ما نشان نخواهد داد و ارزش آن تنها به عنوان شاخصی هم رفتار با $F(t)$ است. لازم به ذکر است که $\frac{L_0 - \mu t}{\sigma\sqrt{t}}$ ارزش z در توزیع نرمال استاندارد را دارد. این بدان معنی است که عدد بدست آمده از لاندا در شرایط $\mu < 0$ معادل z یک طرفه در توزیع نرمال است. در حقیقت بحران نقدینگی شرکتی تنها انحراف منفی از میانگین است.

توابع توزیع لاندا بر اساس نرم‌افزار EasyFit باتوزیع Burr و Log-logistic تقریب زده شد که نتایج و توابع آن در پیوست ۳ ارائه شده است. برای این تشخیص از آزمون‌های کولموگروف–اسمیرنف، اندرسون- دارلینگ و کای دو[1] استفاده شده است.

پیشینه تحقیق

میلر و همکاران (Miller, et al., 1968) با مدل‌سازی به صورت حداقل کردن هزینه روزانه مورد انتظارشان، مقدار بهینه مانده وجه نقد را تعریف کردند. در واقع فرض این‌که مانده وجه نقد متغیر تصادفی است، مستلزم این است که بپذیریم خالص وجه نقد روزانه متغیر تصادفی مستقل است. میلر و ار جریان‌های وجه نقد را به صورت متغیر تصادفی مستقل با توزیع برنولی مدل‌سازی کردند اما اعتبار این روش بر این اساس است که جریان‌های وجه نقد دارای توزیع نرمال باشند.

ایپن و همکاران (Eppen, et al.,1969) مدل برنامه‌ریزی پویای مدیریت وجه نقد را ارائه دادند که در آن از برنامه‌ریزی خطی به منظور پیدا کردن مقدار بهینه متغیرها استفاده شده بود. اگرچه در مطالعه آن‌ها به شرایط توزیع وجه نقد خالص اشاره‌ای نشده، اما جریان وجه نقد مورد استفاده در مدل-شان متغیر تصادفی مستقل با توزیع احتمال گسسته، کران‌دار و ایستا است. آن‌ها خاطر نشان کردند که مدل میلر و ار حالت خاصی از رویکرد کلی آن‌هاست.

1. Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Chi-Square

دیلنبچ و همکاران (Daellenbach, et al., 1971) به منظور گسترش مدل ایپن و فاما از مدل برنامه‌ریزی پویای مشابهی استفاده کرد که در آن، توزیع جریان‌های وجه نقد به صورت غیرایستا در نظر گرفته شده بود.

هومونوف و همکاران (Homonoff, et al., 1975) آزمونی روی خالص وجه نقد روزانه یک شرکت انجام دادند و موفق شدند فرضیه مستقل بودن داده‌ها را در سطح معناداری ۰,۰۵ رد کنند اما این فرضیه در سطح معناداری ۰,۰۱ رد نشد.

امری و همکاران (Emery, et al., 1981) شواهدی تجربی از ویژگی‌های آماری خالص وجه نقد روزانه ارائه داد. در این تحقیق خالص وجه نقد دو شرکت، دارای توزیع نرمال بوده ولی پارامترهای توزیع آن ثابت نبودند (به صورت ترکیبی از توزیع‌های شناخته شده می‌باشند) که این وضعیت (ثابت نبودن پارامترها) محدودیت‌هایی را در مدل مدیریت وجه نقد به همراه دارد. استقلال داده‌های استفاده شده در این مدل نیز بررسی شد. امری در این مقاله تأکید کرد که به منظور استفاده از مدل بهینه مدیریت وجه نقد، وابستگی داده‌ها باید از میان برود.

استون و همکاران (Stone, et al., 1987) مسأله مربوط به فعل و انفعالات روزهای ماه و روزهای هفته را شناسایی کردند. آن‌ها به منظور پیش‌بینی وجه نقد روزانه از یک مدل جمع‌پذیر استفاده کردند و در مقاله خود به بررسی اثر ساختاری ترکیب‌های مختلف زمانی (روزهای ماه و روزهای هفته) پرداخته و سپس از ترکیب آنها به عنوان مدل مناسب پیش‌بینی استفاده کردند.

کوت و فرانک در سال ۱۹۹۲، فلچر و گوس در سال ۱۹۹۳، از شبکه عصبی برای پیش‌بینی ورشکستگی استفاده کرده و معتقدند این روش توان بیشتری به منظور تمایز داده‌ها نسبت به تحلیل ممیزی دارد (Fanning, et al., 1994).

اما تام و همکاران (tam et al., 1992) و نیز سام و همکاران (sum, et al., 2007) بر اساس مطالعات خود به این نتیجه رسیدند مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی در سال‌های اخیر بیشتر شامل شبکه عصبی مصنوعی است. مطالعات اخیری که توسط سابهارت و همکاران (Sobehart, et al., 2000) و برگ (Bergh, 2007) انجام شده موکد آن است که رابطه بین متغیرهای توضیح‌دهنده و تحلیل لوجیت (پروبیت) اغلب به صورت غیرخطی است. شاموی در سال ۲۰۰۱ نشان داد که به منظور جبران نقصان رویکردهای سنتی، پیشنهادهایی در راستای استفاده از شبکه عصبی مصنوعی و یا مدل‌های چندگانه غیرخطی و مدل‌های ریسکی به جای مدل‌های آماری تک دوره‌ای به منظور وارد کردن تمام

اطلاعاتی که شرکت‌ها در شرایط ریسکی با آن‌ها مواجه هستند، ارائه شده است (Rada, et al., 2007).

فرضیه‌ها و متغیرهای تحقیق

این پژوهش شامل یک فرضیه به شرح ذیل می‌باشد: شاخص لاندا و $F(t)$ توان متمایز کردن روزهای کسری نقدینگی را از سایر روزها دارد. در این فرضیه، میانگین و انحراف معیار خالص عملیات هر روز شعبه، موجودی وجه نقد به صورت اطلاعات روزانه، به عنوان متغیر مستقل، لاندا و $F(t)$ به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. از موجودی وجه نقد صندوق در روز قبل به عنوان L و از میانگین و انحراف‌معیار خالص عملیات روزانه شعبه در ۲ تا ۳۰ روز گذشته به عنوان افزایش‌دهنده نقدینگی طی دوره استفاده شده است (μ, σ^2). در این پژوهش لاندا و $F(t)$ برای بازه زمانی ۲ تا ۳۰ روز آینده مورد محاسبه قرار گرفته است. علت انتخاب ۲ تا ۳۰ روز این است که مجموعه اطلاعات مورد نیاز مدل محدود باشد و مدل با اطلاعات کمتری به نتیجه برسد، ضمناً امکان پیش‌بینی مدل تا یک دوره ۳۰ روزه آتی در شبکه بانکی مطلوب می‌باشد.

جامعه آماری

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل مانده واقعی آخر هر روز کاری یکی از شعب بانک ملی ایران طی ۱۳۸۸/۱۰/۲۱-۱۳۸۸/۱/۵ است. لازم به توضیح است که به منظور محاسبه خالص اسکناس مانده هر روز، اسکناس اضافی دریافتی از خزانه و نیز ارسال اسکناس اضافی به خزانه نیز لحاظ شده است. ضمناً این تحقیق به دنبال این موضوع است که نحوه استفاده از شاخص لاندا را برای پیش‌بینی زمان کسری نقدی در شعب بانکی نشان دهد و شعبه انتخاب شده به عنوان مورد مطالعه است. این مدل با همین رویکرد برای کل شعب و یا هر شعبه قابل استفاده است. با توجه به بازه زمانی در نظر گرفته شده و بررسی ۲۳۶ روز کاری، داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار بوده و به همین لحاظ از آماره پارامتریک استفاده شده است. لذا جامعه آماری محدود به شعبه مورد بررسی است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌های مربوط به موجودی نقد و نیز کسری و مازاد اسکناس در هر روز از یکی از شعب بانک ملی دریافت شده و همچنین برای تمایز داده‌ها به دو گروه، از علامت خالص عملیات هر روز استفاده شده است (مانده مثبت و مانده منفی). برای تحلیل داده‌ها و آزمون تفاوت معناداری از نرم‌افزار Eviews 6،

برای بررسی شکل تابع توزیع لاندا از نرم افزار EesyFit و برای محاسبه $F(t)$، لاندا، و نیز یافتن لاندای بهینه در محیط Matlab کدنویسی شده است.

با توجه به مبانی نظری مدل، هرگاه خالص عملیات هر روز شعبه متغیر تصادفی مستقل مانا باشد، آن‌گاه می‌توان آن‌ها را براساس این فرآیند مدل‌سازی کرد. بنابراین به منظور بررسی این مفروضات از آزمون-های استقلال و دیکی فولر استفاده خواهیم کرد که نتایج آن در جدول زیر ارائه شده است. برای بررسی آزمون استقلال خالص عملیات هر روز شعبه، از مدل رگرسیون زیر استفاده شده است:

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در معادله فوق، y_t خالص عملیات روز t و y_{t-1} خالص عملیات روز قبل یعنی t-1 می‌باشد. در صورت معنادار بودن ضریب β_1، فرض استقلال رد می‌شود. قبل از اجرای مدل رگرسیون، دو فرض مانایی و همسانی واریانس آزمون شده است.

ابتدا فرض مانایی با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر افزوده[1]، بررسی شده است. بر اساس آزمون انجام شده، فرض مانایی برقرار است که نتیجه آزمون در جدول ۱ آمده است.

در مرحله بعد، فرض همسانی واریانس بررسی می‌شود. با استفاده از آزمون وایت[2]، فرض همسانی رد شده است. بنابراین باید از تصحیح وایت استفاده کرد. نتیجه آزمون در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول(۱): آزمون ریشه واحد دیکی – فولر افزوده برای بررسی مانایی

Null Hypothesis: Y has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-21.72459	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.457984	
	5% level	-2.873596	
	10% level	-2.573270	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:59
Sample (adjusted): 2 237
Included observations: 236 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-1.327398	0.061101	-21.72459	0.0000
C	1.88E+08	22573933	8.338876	0.0000

R-squared	0.668536	Mean dependent var	-3563673.
Adjusted R-squared	0.667119	S.D. dependent var	5.53E+08
S.E. of regression	3.19E+08	Akaike info criterion	42.00874
Sum squared resid	2.38E+19	Schwarz criterion	42.03810
Log likelihood	-4955.032	Hannan-Quinn criter.	42.02058
F-statistic	471.9580	Durbin-Watson stat	2.027793
Prob(F-statistic)	0.000000		

1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test
2. White Test

جدول(۲): آزمون وایت برای بررسی همسانی واریانس

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	23.50466	Prob. F(2,233)	0.0000
Obs*R-squared	39.62082	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	490.4789	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:50
Sample: 2 237
Included observations: 236

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.26E+17	3.30E+16	3.802030	0.0002
Y(-1)	-4.29E+08	92135304	-4.658414	0.0000
Y(-1)^2	0.274301	0.045315	6.053193	0.0000

R-squared	0.167885	Mean dependent var	1.01E+17
Adjusted R-squared	0.160742	S.D. dependent var	5.08E+17
S.E. of regression	4.65E+17	Akaike info criterion	84.21355
Sum squared resid	5.05E+37	Schwarz criterion	84.25758
Log likelihood	-9934.198	Hannan-Quinn criter.	84.23130
F-statistic	23.50466	Durbin-Watson stat	1.787496
Prob(F-statistic)	0.000000		

در این مرحله، پس از تایید وجود مانایی و همچنین ناهمسانی واریانس، معادله رگرسیون تخمین زده شده که نتایج در جدول شماره ۳ آمده است.

جدول (۳): آزمون استقلال بر اساس معادله رگرسیون $y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:51
Sample (adjusted): 2 237
Included observations: 236 after adjustments
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.88E+08	40386224	4.661026	0.0000
Y(-1)	-0.327398	0.201192	-1.627294	0.1050

R-squared	0.109288	Mean dependent var	1.41E+08
Adjusted R-squared	0.105482	S.D. dependent var	3.37E+08
S.E. of regression	3.19E+08	Akaike info criterion	42.00874
Sum squared resid	2.38E+19	Schwarz criterion	42.03810
Log likelihood	-4955.032	Hannan-Quinn criter.	42.02058
F-statistic	28.71131	Durbin-Watson stat	2.027793
Prob(F-statistic)	0.000000		

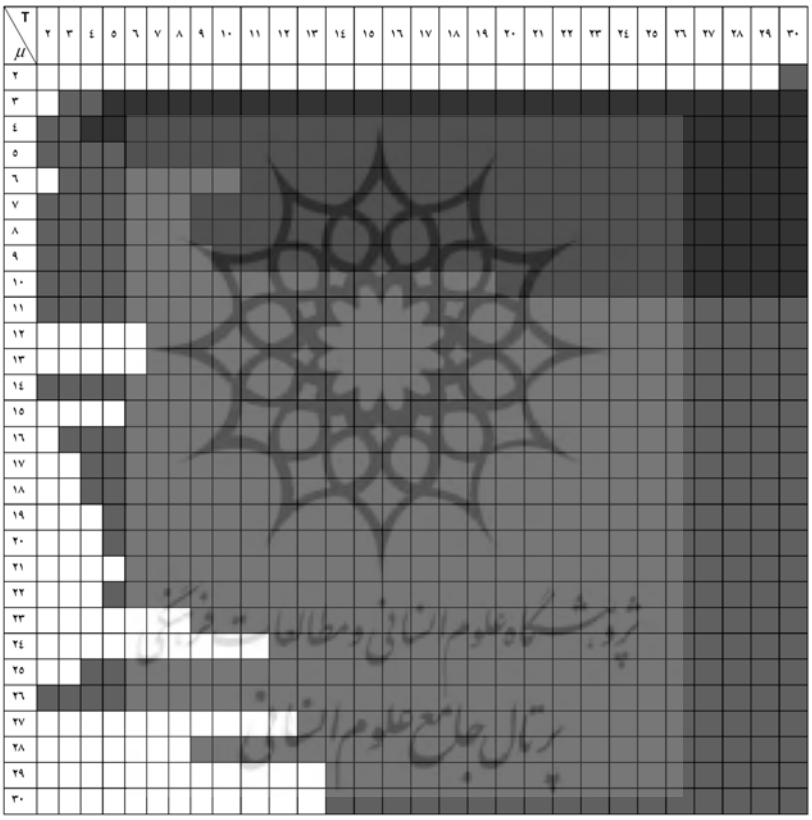
با توجه به این‌که ضریب وقفه قبل (y_{t-1}) معنادار نیست، فرض استقلال تأیید می‌شود.

حال با توجه به برقراری مفروضات این مدل، به منظور محاسبه لاندا و $F(t)$ از داده‌های مربوطه به ۲ تا ۳۰ روز قبل (۳۰، ...، ۳،۲،۱) به منظور محاسبه لاندا و $F(t)$ ۲ تا ۳۰ روز بعد استفاده شده است.

مشابه روش تحلیل ممیز یک متغیره[1]، شاخص لاندا و $F(t)$ به عنوان ممیز مورد آزمون قرار گرفته است. به بیان دیگر سؤال این است که آیا شاخص لاندا و $F(t)$ متمایزکننده روزهایی که خالص عملیات شعبه مثبت و منفی شده می‌باشد؟ بر این اساس لاندا و $F(t)$ برای داده‌ها مورد محاسبه و تفاوت معناداری دوسری شاخص، مورد آزمون قرار گرفته است. چون داده‌ها دارای توزیع نرمال هستند از آزمون تفاضل میانگین و آماره t به منظور بررسی تفاوت معناداری استفاده شده است.

اگر لاندا و $F(t)$ محاسبه شده برای هر دو گروه از داده‌ها دارای تفاوت معنادار باشد، گوییم شاخص لاندا و نیز $F(t)$ به عنوان شاخص متمایزکننده می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. در این آزمون ادعا بر این است که میانگین متغیرهای مستقل در دو نمونه با هم برابر نیستند. لازم به ذکر است که به دلیل بالا بودن تعداد داده‌ها، ۹۰۰ بار این آزمون بر روی لاندا و نیز ۹۰۰ بار بر روی $F(t)$ صورت گرفته که نتایج در نمودار ۳ و ۴ نمایش داده شده است.

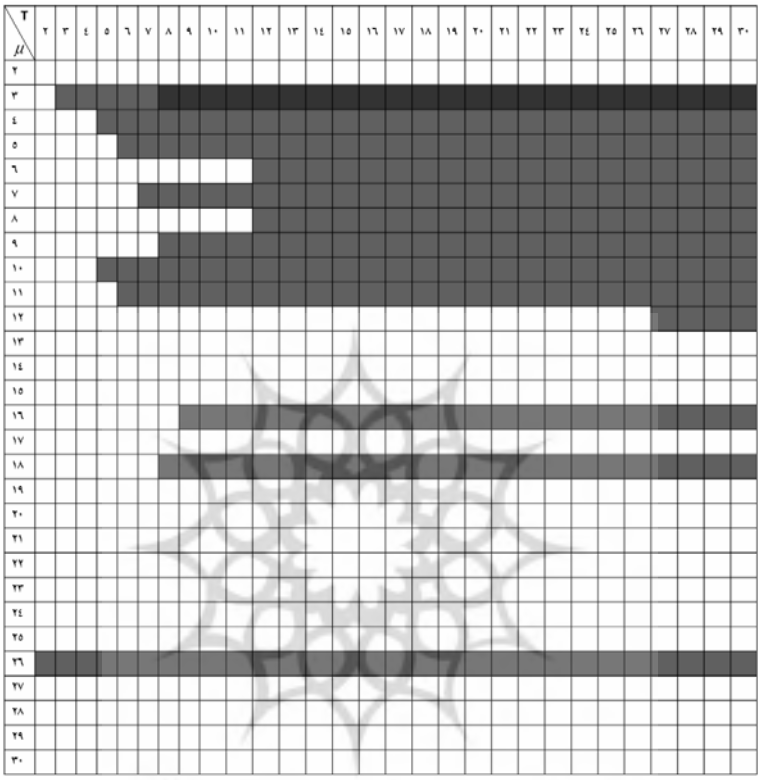
نمودار (۳): نتایج حاصل از آزمون تفاوت معناداری لاندا



1. Univariate Discriminate Analysis

آزمون مقایسه میانگین برای لاندا و نیز تابع احتمال کمبود وجه نقد $F(t)$ یکی از شعب بانک ملی در مجموع ۳۷۲،۱۲۰ بار انجام شده است (محاسبه این عدد براساس تصاعد حسابی صورت گرفته) که نتیجه خلاصه شده در جدول بالا نشان داده شده است. آن‌چه با رنگ خاکستری کمرنگ نمایش داده شده نقطه تأیید فرضیه براساس اطلاعات تعداد روزهای قبل و پیش‌بینی تعداد روزهای بعد، با ضریب اطمینان ٪۹۵ می‌باشد. و آن‌چه با رنگ خاکستری پر رنگ نمایش داده شده نقطه تأیید فرضیه با ضریب اطمینان ٪۱۰۰ می‌باشد و رنگ سفید بیان‌گر آن است که فرضیه در آن نقاط تأیید نشده است.

نمودار ۴- نتایج حاصل از آزمون تفاوت معناداری $F(t)$



سؤال بعد این است که چه مقدار از لاندا مقدار برش[1] است؟ در این مقاله به منظور یافتن نقطه‌ای برای تفکیک لانداها با بالاترین درصد اطمینان، به دو گروه کسری وجه نقد و مازاد وجه نقد در هر روز، از تحلیل ممیزی استفاده شده است. تحلیل ممیزی، یک تکنیک آماری است که از آن برای

1. Cut-off Point

دسته‌بندی مشاهدات به گروه‌های از پیش تعیین شده استفاده می‌شود. به منظور محاسبه این نقطه از کد نویسی در نرم‌افزار Matlab استفاده شده است.

نتایج اجرای این برنامه نشان می دهد، در صورت استفاده از لاندا با ضریب اطمینان ٪۹۵، نقطه ۲,۷ و ۳,۲ به ترتیب با استفاده از اطلاعات ۳ روز گذشته و پیش‌بینی ۳ روز آینده و نیز با استفاده از اطلاعات ۴ روز گذشته و پیش‌بینی ۲ روز آینده می‌تواند بهترین ممیز برای داده‌ها باشد.

همچنین در صورت استفاده از لاندا با ضریب اطمینان ٪۱۰۰ ، نقطه ۲,۶- ۲,۵ و ۲,۴ به ترتیب با استفاده از اطلاعات ۳ روز گذشته و پیش‌بینی ۵ روز آینده و با استفاده از اطلاعات ۴ روز گذشته و پیش‌بینی ۴ روز آینده می‌تواند بهترین ممیز برای داده‌ها است.

لازم به توضیح است که برای مثال در نقطه ۲,۴ ، از ۶۶ روزکاری با کسری وجه نقد ۴۲ روز به صورت درست و از ۱۶۸ روز با مازاد وجه نقد ۱۱۴ روز به صورت درست متمایز شده‌اند. در جدول ۴ نتایج اجرای این برنامه به صورت خلاصه نوشته شده است.

جدول(۴): یافتن نقطه بهینه برش

میانگین درصد دقت	درصد دقت برای خالص وجه نقد مثبت	درصد دقت برای خالص وجه نقد منفی	نقطه برش	نقطه تأیید فرضیه
۰,۶۶۳۳۵	۰,۶۴۴۹	۰,۶۸۱۸	۲,۷	۳-۳
۰,۶۹۳۳۱	۰,۶۷۴۵	۰,۷۱۲۱۲	۲,۶و۲,۵	۳-۵
۰,۶۲۳۹	۰,۵۰۵۴	۰,۷۴۲۴	۳,۲	۴-۲
۰,۶۵۷۴	۰,۶۷۸۵	۰,۶۳۶۳	۲,۴	۴-۴

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج کلی حاصل از انجام تحقیق حاضر نشان می‌دهد که:

۱- آن‌چه از در نظر گرفتن توام دو جدول قابل استخراج است این است که بهترین نقطه برای تأیید فرضیه (اطلاعات چند روز قبل و پیش‌بینی چند روز بعد) نقاط اشتراک دو جدول فوق (۳ تا ۱۲ روز قبل) می‌باشد.

۲- بهترین مدل برای پیش‌بینی آینده، مدلی است که با استفاده از اطلاعات تعداد روزهای کمتری در گذشته قابلیت پیش‌بینی دقیقی از آینده را فراهم سازد (مدل صرفه‌جو[1]). آن‌چه از محاسبات فوق

1. Parsimonious Model

می‌توان نتیجه گرفت این است که پیش‌بینی آینده با استفاده از داده‌های ۳ و ۴ روز قبل بهترین حالت می‌باشد.

۳- هر چه از اطلاعات تعداد روزهای بیشتری به منظور محاسبه لاندای آینده استفاده کنیم دامنه نوسان لاندا کاهش می‌یابد. بنابراین بر اساس محاسبات صورت گرفته شده استفاده از اطلاعات ۳۰ روز قبل کمترین نوسانات را خواهد داشت.

۴- هرچقدر از اطلاعات روزهای گذشته بیشتری استفاده کنیم دقت محاسبات به دلیل بالا رفتن محتوای اطلاعاتی افزایش می‌یابد.

۵- به دلیل اینکه میانگین خالص عملیات شعبه در برخی روزها منفی است لذا لاندا تابعی صعودی است نه صعودی اکید.

۶- نقطه $T = \frac{L_{\cdot}}{\mu}$ نقطه شکست منحنی است. بنابراین لاندا در این نقطه تغییر رفتار خواهد داد. از آن‌جا که لاندا قبل از این مقدار صعودی اکید است لذا قابل اعتماد نیست بنابراین توصیه می‌شود دوره مورد بررسی بزرگ‌تر از این مقدار در نظر گرفته شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ:

۱. بختیاری، حسن، (۱۳۸۵)، "روش‌های مؤثر در مدیریت نقدینگی بانک‌ها". حسابرس، پاییز.

۲. جهانخانی، علی، درگریگوریان سیونه، (۱۳۸۳)، "طراحی مدل اندازه‌گیری ریسک نقدینگی برای نظام بانکداری خصوصی ایران (مورد بانک سامان)"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، شهید بهشتی.

۳. راس شلدون، (۱۳۷۷)، "فرآیندهای تصادفی"، پاشا عین‌اله، چاپ اول. تهران: مرکز نشر دانشگاهی.

۴. هویی پ. سو. (۱۳۷۸)، "نظریه و مسائل احتمال، متغیرهای تصادفی و فرآیندهای تصادفی"، شهرام منصوری، چاپ اول، تهران: دانشگاه صنعت آب و برق۱۳۸۷.

5. Cox, D., Miller, H., (1965), “The Theory of Stochastic Processes”, New York: Wiley.
6. Daellenbach H. G, (1971), "A Stochastic Cash Balance Model with Two Sources of Short-Term Funds", International Economic Review, Vol.: 12, Pp: 250-256.
7. Eppen G.D., E. F. Fama, (1969), "Cash Balance and Simple Dynamic Portfolio Problems with Proportional Costs," International Economic Review, Vol.: 10, Pp: 119-133.
8. Emery, G. W., (1981), “Some Empirical Evidence on the Properties of Daily Cash Flow”, Financial Management, Vol.: 10, Pp: 21-28.
9. Emery, G. W., K. O. Cogger, (1982), “The Measurement of Liquidity”, Journal of Accounting Research, Vol.: 20, Pp: 290-303.
10. Emery, G. W., R. G. Lyons, (1991), “The Lambda Index: Beyond the Current Ratio”, Business Credit, November/December, Pp: 14-15.
11. Fanning, K. M. and K. O. Cogger, (1994), “A Comparative Analysis of Artificial Neural Networks Using Financial Distress prediction”, Journal of Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management, Vol.: 3, Pp: 241-252.
12. Homonoff R., D. W. Mullins, Jr., (1975), Cash Management, Lexington, Mass., Lexington Books.
13. Miller M. H., D. Orr, (1968) "The Demand for Money by Firms: Extensions of Analytic Results," Journal of Finance, Vol.: 23, Pp: 735-759.
14. Rada, D., C. Claudia, B. Daniel, (2007), “Bankruptcy Prediction in Norway” Applied economic letter.
15. Stone, B. K., T. W. Miller, (1987), “Daily Cash Forecasting with Multiplicative Models of Cash Flow patterns”, Financial Management, Vol.: 16, Pp: 45-54.

پیوست: تابع توزیع لاندای امری (خروجی نرم‌افزار EasyFit)

EasyFit - Evaluation Version

Burr (4P) [#2]

Kolmogorov-Smirnov					
Sample Size	235				
Statistic	0.02778				
P-Value	0.99125				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	0.06999	0.07978	0.08859	0.09902	0.10626
Reject?	No	No	No	No	No
Anderson-Darling					
Sample Size	235				
Statistic	0.16505				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	1.3749	1.9286	2.5018	3.2892	3.9074
Reject?	No	No	No	No	No
Chi-Squared					
Deg. of freedom	7				
Statistic	0.63015				
P-Value	0.99882				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	9.8032	12.017	14.067	16.622	18.475
Reject?	No	No	No	No	No

تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۳ روز گذشته و پیش‌بینی ۳ روز آینده

EasyFit - Evaluation Version

Burr (4P) [#2]

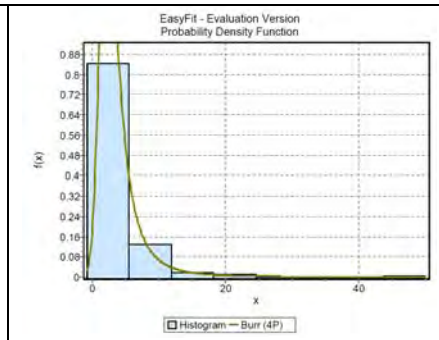
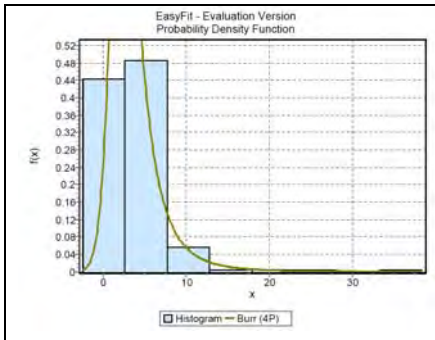
Kolmogorov-Smirnov					
Sample Size	235				
Statistic	0.0393				
P-Value	0.8468				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	0.06999	0.07978	0.08859	0.09902	0.10626
Reject?	No	No	No	No	No
Anderson-Darling					
Sample Size	235				
Statistic	0.3696				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	1.3749	1.9286	2.5018	3.2892	3.9074
Reject?	No	No	No	No	No
Chi-Squared					
Deg. of freedom	7				
Statistic	2.4575				
P-Value	0.93026				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	9.8032	12.017	14.067	16.622	18.475
Reject?	No	No	No	No	No

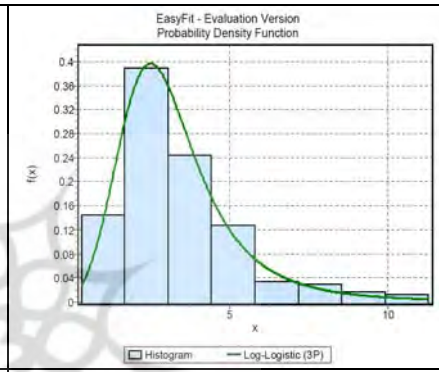
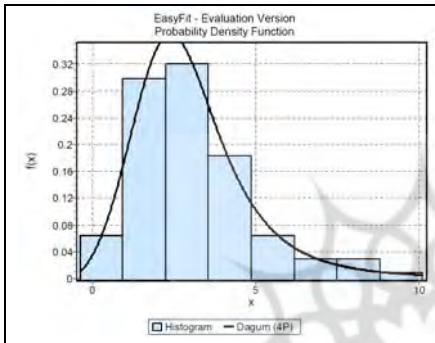
تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۳ روز گذشته و پیش‌بینی ۵ روز آینده

$f(x)=\frac{\alpha k(\frac{x-k}{\beta})^{\alpha-1}}{\beta(1+(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha})^{k+1}}$ $F(x)=1-(1+(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha})^{-k}$	$f(x)=\frac{\alpha k(\frac{x-k}{\beta})^{\alpha-1}}{\beta(1+(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha})^{k+1}}$ $F(x)=1-(1+(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha})^{-k}$
$k=0.49144$ $\alpha=10.211$ $\beta=8.5644$ $\gamma=-6.6501$	$k=0.51017$ $\alpha=6.0481$ $\beta=4.4645$ $\gamma=-2.3844$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از نرم‌افزار EasyFit

	
تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۳ روز گذشته و پیش‌بینی ۳ روز آینده	تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۳ روز گذشته و پیش‌بینی ۵ روز آینده

	
تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۴ روز گذشته و پیش‌بینی ۲ روز آینده	تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۴ روز گذشته و پیش‌بینی ۴ روز آینده

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

EasyFit - Evaluation Version

Log-Logistic (3P) [#36]

Kolmogorov-Smirnov					
Sample Size	234				
Statistic	0.02776				
P-Value	0.99152				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	0.07014	0.07995	0.08878	0.09923	0.10649
Reject?	No	No	No	No	No
Anderson-Darling					
Sample Size	234				
Statistic	0.18712				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	1.3749	1.9286	2.5018	3.2892	3.9074
Reject?	No	No	No	No	No
Chi-Squared					
Deg. of freedom	7				
Statistic	2.7817				
P-Value	0.90444				
Rank	3				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	9.8032	12.017	14.067	16.622	18.475
Reject?	No	No	No	No	No

بررسی نوع تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۴ روز گذشته و پیش‌بینی ۲ روز آینده

EasyFit - Evaluation Version

Log-Logistic (3P) [#24]

Kolmogorov-Smirnov					
Sample Size	234				
Statistic	0.02501				
P-Value	0.99786				
Rank	2				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	0.07014	0.07995	0.08878	0.09923	0.10649
Reject?	No	No	No	No	No
Anderson-Darling					
Sample Size	234				
Statistic	0.14426				
Rank	1				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	1.3749	1.9286	2.5018	3.2892	3.9074
Reject?	No	No	No	No	No
Chi-Squared					
Deg. of freedom	7				
Statistic	4.017				
P-Value	0.77782				
Rank	6				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	9.8032	12.017	14.067	16.622	18.475
Reject?	No	No	No	No	No

بررسی نوع تابع چگالی احتمال لاندا با استفاده از اطلاعات ۴ روز گذشته و پیش‌بینی ۴ روز آینده

$f(x)=\frac{\alpha}{\beta}(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha-1}(1+(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha})^{-2}$ $F(x)=(1+(\frac{\beta}{x-\gamma})^{\alpha})^{-1}$	$f(x)=\frac{\alpha}{\beta}(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha-1}(1+(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha})^{-2}$ $F(x)=(1+(\frac{\beta}{x-\gamma})^{\alpha})^{-1}$
$k=0.49144$ $\alpha=10.211$ $\beta=8.5644$ $\gamma=-6.6501$	$k=0.51017$ $\alpha=6.0481$ $\beta=4.4645$ $\gamma=-2.3844$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی