



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۴ / شماره ۲ (پیاپی ۵۴) / تابستان ۱۴۰۴
صفحه ۶۲۷ تا ۶۴۹

مقایسه روش بهینه در مدل‌های میانگین‌گیری بیزین، پویا و انتخابی جهت شناسایی متغیرهای اثرگذار بر ساختار سرمایه

زهرا طالبی

دانشجوی دکتری تخصصی اقتصاد مالی، گروه علوم اقتصادی، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
sh_talebi27@yahoo.com

محمد سخنور

گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)
mohammad.sokhanvar@iau.ac.ir

طاهره آخوندزاده

گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
Tahereh.Akhozandeh@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۱۹

چکیده

هدف تحقیق حاضر مقایسه روش بهینه در مدل‌های میانگین‌گیری بیزین، پویا و انتخابی جهت شناسایی متغیرهای اثرگذار بر پیش‌بینی ساختار سرمایه می‌باشد. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت، همبستگی است. به منظور دستیابی به هدف پژوهش، تعداد ۱۷۵ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ به روش حذف سیستماتیک، انتخاب و به عنوان نمونه اصلی در نظر گرفته شد. بر اساس نتایج از میان مدل‌های میانگین‌گیری بیزین، پویا، انتخابی، BVAR و OLS جهت شناسایی مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر ساختار سرمایه، مدل BMA از بالاترین کارایی برخوردار بود. بر این اساس ۶۱ متغیر شناسایی شده موثر بر ساختار سرمایه در مدل میانگین‌گیری بیزین وارد شدند این متغیرها در دو دسته عوامل درونی و بیرونی تقسیم شدند. بر اساس احتمال‌های پیشین ۱۷ متغیر به عنوان متغیرهای مهم بر ساختار سرمایه شناسایی شدند. از میان این متغیرها ۱۰ متغیر درون شرکتی (نوع مالکیت؛ سود خالص عملیاتی؛ نسبت آبی؛ نسبت گردش دارایی‌های کل؛ نسبت پوشش نرخ بهره؛ نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام؛ بتای هر سهم؛ مدیریت سود تعهدی؛ درماندگی مالی و مالیات) و ۷ متغیر برون شرکتی (تورم؛ نرخ ارز؛ کسری بودجه؛ شاخص فضای کسب و کار؛ شاخص تاب‌آوری اقتصادی؛ شاخص تحریم؛ عمق بازار سرمایه)، بر ساختار سرمایه موثر بودند. **واژه‌های کلیدی:** سرمایه، ساختار سرمایه؛ اهرم مالی، مدل میانگین‌گیری بیزی.

۱- مقدمه

تصمیم‌گیری در مورد ساختار سرمایه یکی از چالش برانگیزترین و مشکل‌ترین مسایل پیش روی شرکت‌ها است (عبدلی و همکاران ۱۴۰۲؛ بوی^۱ و همکاران ۲۰۲۳). نحوه تشکیل سرمایه تصمیم مدیریتی، است که ممکن است به طور قابل توجهی بر قیمت سهام و ارزش بازاری شرکت تأثیر بگذارد. قضیه مودیلیانی و میلر، که توسط فرانکو مودیلیانی و مرتون میلر در سال ۱۹۵۸ ارائه شد، بیان می‌دارد که در یک بازار کارا، نحوه تأمین مالی یک شرکت به ارزش آن تأثیری ندارد. این نتیجه با واقعیت‌های دنیای واقعی تداخل دارد. براساس مطالعات، مالیات، هزینه‌های بحران مالی (ورشکستگی^۲)، هزینه‌های معاملاتی^۳، مخالف‌گرینی^۴ و تضادهای نمایندگی^۵ از عوامل اصلی روی آوردن شرکت‌ها به تأمین مالی از طریق ایجاد بدهی و شکل‌گیری ساختار سرمایه آن‌ها به شمار می‌آید. به منظور تبیین عوامل مذکور تاکنون نظریه‌های گوناگون و الگوهای متعددی عرضه شده که مهم‌ترین آن‌ها عبارت بوده‌اند از: نظریه توازن^۶ و نظریه سلسله مراتب^۷ پژوهش‌ها نشان می‌دهد که هیچ یک از نظریه‌ها و الگوهای فعلی به تنهایی نمی‌توانند عوامل مؤثر در تعیین ساختار سرمایه شرکت‌ها را تبیین کنند و پاسخ قاطعانه‌ای را برای پرسش‌های زیر فراهم آورند: چرا در شرایط گوناگون، تعدادی از شرکت‌ها برای تأمین مالی فعالیت‌های خود گزینه انتشار سهام، بعضی به کارگیری منابع داخلی و برخی دیگر روش استقراض را انتخاب می‌کنند. بدین ترتیب، به نظر می‌رسد که بزرگ‌ترین مشکل موجود، فقدان نظریه جامع و فراگیری است که بتواند رفتار تأمین مالی و ساختار سرمایه شرکت‌ها را کاملاً شرح دهد و پیش‌بینی کند. این در حالی است که هیچ نشانه‌ای دال بر تدوین چنین نظریه‌ای در آینده نزدیک مشاهده نمی‌شود. مایرز (۱۹۸۴)، در همین راستا کارکرد و تئوری ترتیب سلسله مراتبی را توسعه داد که بیان می‌کند شرکت‌ها منابع تأمین مالی خود را اولویت‌بندی می‌کنند - از تأمین مالی داخلی گرفته تا مسائل حقوق صاحبان سهام طبق قانون کم‌ترین تلاش یا کم‌ترین مقاومت، ترجیح می‌دهند ارزش سهام را به عنوان یک قانون افزایش دهند. آخرین راه‌حل برای تأمین مالی این تئوری معتقد است که کسب و کارها به سلسله مراتب منابع مالی پایبند هستند و در صورت وجود تأمین مالی داخلی را ترجیح می‌دهند و در صورت نیاز به تأمین مالی خارجی، بدهی بر سهام ترجیح داده می‌شود. به دلیل ناکافی بودن منابع مالی داخلی، در صورت استفاده از تأمین مالی خارجی، بنگاه‌ها ابتدا ارزان‌ترین اوراق را صادر می‌کنند تا با بدهی شروع کنند و سپس احتمالاً ترکیب‌هایی مانند اوراق قرضه قابل تبدیل را اعمال می‌کنند و تنها به عنوان آخرین راه‌حل به سهام عدالت می‌روند. نسبت بدهی زمانی متفاوت است که بین صندوق‌های داخلی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری واقعی عدم تعادل وجود داشته باشد (تیواری و همکاران، ۲۰۱۵). با توجه به توضیحات فوق مطالعات نشان می‌دهند که از زمان انتشار مقاله میلر و مودیلیانی، نظریه‌های گوناگون و الگوهای متعددی درباره ساختار سرمایه شرکت‌ها و

¹ Bui

² Financial Distress (Bankruptcy) Costs

³ Transactions Costs

⁴ Adverse Selection

⁵ Agency Conflicts

⁶ Trade-Off Theory

⁷ Pecking Order Theory

چگونگی انتخاب آن تدوین شده است. هنوز الگوی یکپارچه‌ای که قادر به شرح و پیش‌بینی کامل رفتار تأمین مالی و ساختار سرمایه شرکت‌ها باشد، مشاهده نشده است. پژوهش‌های متعدد در حوزه ساختار سرمایه مدل‌های نظری متعددی در خصوص توصیف الگوی ساختاری سرمایه شرکت‌ها ارائه نموده‌اند؛ اما هیچ کدام از این نظریه‌ها نتوانسته‌اند به تنهایی معمای ساختار سرمایه را حل کنند. پژوهش‌های خارجی با مدل‌های متفاوت زیادی در مورد ساختار سرمایه وجود دارد که نتایج آن با پژوهش‌های داخلی متفاوت است که از دلایل آن می‌توان به تحریم‌های اقتصادی، حاکمیت اقتصادی، عدم توسعه بازار و اینکه کشور ما یک کشور در حال توسعه است، اشاره کرد؛ بنابراین با انجام پژوهش‌های بیشتر تر پیرامون تحقیقات خارجی و آزمون مجدد آن‌ها و همچنین ایجاد تغییراتی در مدل پژوهشی خارجی در بازار سرمایه ایران می‌توان به مدل‌های سودمند برای تأمین مالی دست یافت. در بررسی تاریخی نظریه‌ها و پژوهش‌های انجام شده در زمینه تحلیل رابطه ساختار سرمایه و پس از گذشت حدود شش دهه از تدوین نظریه مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸)، با وجود ارائه نظریه‌های گوناگونی در زمینه ساختار سرمایه، هنوز الگوی جامعی که قادر به شرح و پیش‌بینی کامل رفتار تأمین مالی و ساختار سرمایه شرکت‌ها باشد، تدوین نشده است. با مطالعه پژوهش‌های مشابه می‌توان دریافت که تا حدودی بیشتر پژوهش‌ها به دنبال آزمون یکی از تئوری‌های ساختار سرمایه و متغیرهای خاصی از طریق روندهای خطی رگرسیون و یا شبکه‌های عصبی بوده‌اند و مطالعه جامعی در این زمینه صورت نگرفته است؛ همچنین بررسی نظریه‌های مرتبط با رابطه میان عوامل موثر بر ساختار سرمایه و این شاخص نشان از وجود تضاد در پیش‌بینی آن‌ها دارد. این تضاد می‌تواند نشان از روابط غیرخطی میان عوامل موثر بر ساختار سرمایه و این شاخص داشته باشد؛ بنابراین ساختار سرمایه فرآیندی پویا است که در طول زمان، بسته به متغیرهایی که بر تکامل کلی اقتصاد، یک بخش خاص یا یک شرکت تأثیر می‌گذارند، تغییر می‌کند. در این پژوهش سعی شده است تا با مرور ادبیات موضوع، مهم‌ترین و جامع‌ترین متغیرهای موثر بر ساختار سرمایه شناسایی شده و مدل جامعی در این حوزه ارائه شود و با رویکرد بیزین‌های غیرخطی، به صورت پویا و غیرخطی اثر این متغیرها بر ساختار سرمایه مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس مسئله تحقیق حاضر تعیین عوامل موثر بر ساختار سرمایه و شناسایی مدل بهینه موثر بر این متغیر در طی زمان است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در یک تقسیم‌بندی کلی، نظریه‌های ساختار سرمایه در دو گروه سنتی و مدرن قرار می‌گیرند که دیدگاه‌های سنتی شامل سود خالص عملیاتی، سود خالص و مودیگیلیانی هستند و دیدگاه‌های مدرن شامل موازنه ایستا^۱، موازنه پویا^۲، ترجیحی (سلسله مراتبی^۳)، انتخاب نادرست (مخالف‌گزینی^۴)، نمایندگی^۵ و زمان‌بندی بازار^۶ است. به

^۱ Static Trade- Off Theory

^۲ Dynamic Trade-Off Theory

^۳ Pecking Order Theory

^۴ Adverse Selecting

^۵ Agency Costs Theory

^۶ Market Timing Theory

نظر می‌رسد ماهیت رویکرد یا نظریه سنتی مالی اثباتی‌گرایانه^۱ است؛ یعنی نشان دهنده تلاش برای شرح پدیده‌ها است، همان‌گونه که وجود دارند (مرومار و همکاران^۲، ۲۰۰۲). رویکرد یا نظریه مدرن مالی واقع‌گرایانه است؛ یعنی نشان‌دهنده تلاش برای شرح پدیده‌ها است، همان‌گونه که باید باشند نه آن که وجود دارند (مرومار و همکاران، ۲۰۰۲). با توجه به این دیدگاه‌ها عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه به دو گروه تقسیم می‌شوند. ۱. عوامل داخلی، ۲. عوامل خارجی.

عوامل داخلی از ماهیت و ویژگی فعالیت شرکت نشأت می‌گیرند. به عبارت دیگر، ناشی از ویژگی‌های عملیاتی است که منشأ درون شرکتی دارند، نظیر سودآوری، ساختار دارایی‌ها، فرصت‌های رشد، اندازه و نوسان‌پذیری. عوامل خارجی از ویژگی‌ها و شرایط محیط خارجی شرکت پدید می‌آیند، مانند نرخ بهره، مالیات، سیاست‌های اعتباری دولت، بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری (کوراجسکی و همکاران^۳ ۲۰۰۳).

عبدلی و همکاران (۱۴۰۲)؛ به بررسی و مرور تاریخی نظریه‌های موجود در زمینه ساختار سرمایه پرداخته است. با عنایت به اینکه تعیین ساختار سرمایه، روندی پویا است در این پژوهش از رویکرد پویایی‌شناسی سیستم و با استفاده از نرم افزار ونسیم به بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و معیارهای حسابداری ارزیابی عملکرد (ROE, ROA) شرکت مخابرات ایران پرداخته است. نتایج شبیه سازی الگو با داده‌های واقعی از سال ۱۳۹۵ لغایت ۱۴۰۰ اطمینان از صحت عملکرد رفتار مدل می‌باشد. و نتایج حاکی از آن است که تامین مالی از طریق بدهی در ساختار سرمایه شرکت تاثیر به سزایی در نرخ هزینه بدهی و نرخ هزینه سرمایه ایجاد می‌کند و در نسبت‌های بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام (معیارهای حسابداری ارزیابی عملکرد) اثری به سزایی ندارد.

گراوند و همکاران (۱۴۰۰)؛ به بررسی این موضوع پرداختند آیا عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه، تأثیر متفاوتی در ساختار سرمایه صنایع مختلف دارند یا خیر؟ یافته‌ها حاکی از آن است که اولاً متغیرهای سطح دوم و سوم، هر دو معنی دارند. ثانیاً متغیرهای سودآوری، فرصت‌های رشد، تحریم و ساختار دارایی اثر منفی و معنی‌دار بر اهرم مالی دارند. ثالثاً نرخ تورم و درماندگی مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر اهرم مالی دارند.

برزگر و همکاران (۱۴۰۰)؛ اقدام به بررسی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر ساختار سرمایه نمودند. یافته‌های تحقیق نشان داد که عدم اطمینان محیطی بر ساختار سرمایه تأثیر معنادار و مثبتی دارد.

صبوری و همکاران (۱۴۰۰)؛ به بررسی اثرات مشترک عدم قطعیت سیاست اقتصادی و ویژگی‌های شرکت بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد فرضیه اصلی مورد تأیید قرار گرفته است و مشخص شد که عدم قطعیت سیاست اقتصادی و ویژگی‌های شرکت بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران تأثیر مشترک و معناداری دارد. با نتایج بدست آمده مشخص شد که عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر اهرم مالی و ساختار سرمایه اثر مستقیم و مثبت دارد؛ اما ویژگی‌های شرکتی بر اهرم مالی و ساختار سرمایه اثری معکوس و منفی دارد. به عبارتی دیگر، عدم قطعیت سیاست اقتصادی به میزان ۱۰/۷۹ باعث افزایش ساختار سرمایه و ویژگی‌های شرکتی به میزان ۵/۲ منجر به

¹ Positivistic

² Mromar and Lancarski

³ Korajczyk and Levy

کاهش آن می‌شود. ستایش و ابراهیمی (۱۴۰۰)؛ به بررسی رابطه جانمایی میزان استفاده از اهرم مالی در ساختار سرمایه و اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول بیانگر رابطه منفی و معنادار میزان استفاده از اهرم مالی و اجتناب مالیاتی است که بیانگر اثر جانمایی اهرم مالی است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نیز بیانگر این است که تأثیر متغیر تعدیل‌کننده هزینه اهرم مالی بر رابطه بین میزان استفاده از اهرم مالی و اجتناب مالیاتی معنادار می‌باشد. بررسی تأثیر متغیرهای کنترلی نیز حاکی از تأثیر مثبت و معنادار اندازه شرکت و فرصت‌های رشد و تأثیر منفی و معنادار سودآوری، سود تقسیمی و توان وثیقه‌سپاری بر میزان استفاده از اهرم مالی است.

رودپشتی و همکاران (۱۳۹۹)؛ تصویر کلی از تأثیر تصمیمات استراتژیک بر ساختار سرمایه ارائه نمودند. بر اساس تئوری استراتژی سلسله مراتبی، به سه استراتژی تأثیرگذار یعنی فعالیت خارجی، متنوع‌سازی و یکپارچه‌سازی (ادغام)، در سطح شرکت پرداخته می‌شود. نتایج شواهد تجربی نشان می‌دهد که استراتژی‌های فوق‌الذکر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها به طور همزمان و مستقل تأثیر می‌گذارد. یکپارچه‌سازی و فعالیت خارجی با نسبت بدهی رابطه معکوس دارند، در حالی که متنوع‌سازی با نسبت بدهی رابطه مستقیم دارد. تسولاس و همکاران (۲۰۲۱)؛ نشان دادند که ساختار دارایی و اهرم کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب رابطه منفی و مثبت معناداری بر کارایی شرکت‌های داروسازی دارند.

شیایو و کیو (۲۰۲۱)؛ با نتایج بدست آمده مشخص شد که عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر اهرم مالی و ساختار سرمایه اثر مستقیم و مثبت دارد؛ اما ویژگی‌های شرکتی بر اهرم مالی و ساختار سرمایه اثری معکوس و منفی دارد.

ژیا، لیاو و شن^۱ (۲۰۲۱)؛ به بررسی بدهی دولت بر تصمیمات تأمین مالی شرکت‌های چینی طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ در ۲۱ استان چین با استفاده از رویکرد داده‌های تلفیقی پرداختند. نتایج تحقیقات آن‌ها وجود اثر برون‌رانی مالی در شرکت‌های مورد بررسی را تأیید نمود. به عبارت دیگر، بین بدهی دولت و اهرم مالی شرکت رابطه منفی و معنادار وجود دارد؛ همچنین شدت این رابطه در شرکت‌های بزرگ و در مناطق توسعه‌یافته، بزرگ‌تر است.

خاکی و همکاران (۲۰۲۰)؛ اقدام به شناسایی عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس (GCC^۲)، پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد که اندازه، ملموس بودن و فرصت‌های رشد تأثیر مثبتی بر اهرم شرکت‌ها دارند. از سوی دیگر، سودآوری، سن، محدودیت‌های مالی، نقدینگی و مالکیت دولت بر اهرم تأثیر منفی دارند. شواهد ضعیفی برای رابطه مثبت بین اهرم و ریسک عملیاتی وجود دارد.

کاپا و همکاران (۲۰۲۰)؛ تأثیر استراتژی شرکت‌ها بر ساختار سرمایه را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج شواهد تجربی نشان می‌دهد که استراتژی‌های بین‌المللی‌سازی بر ساختار سرمایه شرکت‌ها تأثیر منفی می‌گذارد.

¹ Xia, Liao and Shen

² Gulf Cooperation Council

دمیرسی و همکاران (۲۰۱۹)؛ به بررسی نقش بدهی دولت بر تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها در ۴۰ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ پرداختند. به عبارت دیگر، بدهی دولت سبب برون‌رانی بدهی شرکت شده است؛ هم‌چنین، اثر برون‌رانی مالی برای شرکت‌ها با اندازه بزرگ‌تر و سودآوری بالاتر که به راحتی می‌توانند ساختار سرمایه خود را تعدیل نمایند، بزرگ‌تر است.

در مبانی نظری ساختار سرمایه ۹ نظریه اصلی در این حوزه وجود دارد. این نظریات عبارتند از نظریه سنتی، تئوری تجارت، نظریه سود خالص عملیاتی، تئوری سلسله مراتبی، تئوری هزینه‌های نمایندگی، تئوری سیگنالینگ، نظریه زمان‌بندی بازار؛ نظریه توازن ایستا و نظریه جریان‌های نقدی آزاد؛ تعدد نظریات موجب تعدد عوامل اثرگذار بر ساختار سرمایه شده است. در جدول (۱)؛ لیست متغیرها موثر بر ساختار سرمایه ارائه شده است.

متغیرهای موثر بر ساختار سرمایه

❖ عوامل درون‌بنگاهی

- | | |
|---|--|
| <ul style="list-style-type: none"> • درآمد هر سهم (EPS) • نسبت قیمت به درآمد هر سهم (P بر E) • نسبت بازده حقوق صاحبان سهام (نسبت‌های سودآوری) • نسبت پرداخت سود (نسبت‌های سودآوری) • نسبت تأمین سرمایه (نسبت‌های بازپرداخت) • نسبت پوشش نرخ بهره (نسبت‌های بازپرداخت) • نسبت دارایی به حقوق صاحبان سهام (نسبت‌های بازپرداخت) • نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام (نسبت‌های بازپرداخت) • دارایی‌های ثابت مشهود • اندازه شرکت • عدم تقارن اطلاعاتی • عملکرد شرکت • عمر شرکت • نوع صنعت • فرصت‌های رشد • ساختار دارایی‌ها • بتای هر سهم • مالکیت نهادی • مدیریت سود واقعی | <ul style="list-style-type: none"> • نوع مالکیت (خانوادگی، دولتی، خصوصی، دولتی-خصوصی) • سود خالص • سود خالص عملیاتی • ارزش بازار شرکت • مالیات • هزینه تأمین مالی (بهره پرداختی برای تسهیلات) • سود و زیان انباشته • ارزش بازار به ارزش دفتری • نسبت آبی (نسبت نقدشوندگی) • نسبت جاری (نسبت نقدشوندگی) • نسبت گردش حساب‌های پرداختی (نسبت‌های کارایی) • نسبت گردش حساب‌های دریافتی (نسبت‌های کارایی) • نسبت گردش انبار (نسبت‌های کارایی) • نسبت گردش دارایی‌های کل (نسبت‌های کارایی) • نسبت گردش دارایی‌های ثابت (نسبت‌های کارایی) • حاشیه سود عملیاتی (نسبت‌های سودآوری) • حاشیه سود ناخالص (نسبت‌های سودآوری) • حاشیه سود خالص (نسبت‌های سودآوری) • نسبت بازده دارایی‌ها (نسبت‌های سودآوری) |
|---|--|

- | | |
|--|--|
| <ul style="list-style-type: none">• مدیریت سود تعهدی• تحصیلات هیئت مدیره• داشتن مدرک مرتبط با فعالیت• متوسط سن اعضای هیئت مدیره• درماندگی مالی• انحصاری بودن محصولات• رشد در کل دارایی‌ها• نرخ رشد فروش• کارایی سرمایه‌گذاری• عمر شرکت• نوع صنعت• فرصت‌های رشد• ساختار دارایی‌ها | <ul style="list-style-type: none">• بتای هر سهم• مالکیت نهادی• مدیریت سود واقعی• مدیریت سود تعهدی• تحصیلات هیئت مدیره• داشتن مدرک مرتبط با فعالیت• متوسط سن اعضای هیئت مدیره• درماندگی مالی• انحصاری بودن محصولات• رشد در کل دارایی‌ها• نرخ رشد فروش• کارایی سرمایه‌گذاری |
|--|--|

❖ عوامل برون شرکتی

- تورم
- نرخ ارز
- سیکل‌های تجاری
- سیاست مالی دولت (کسری بودجه)
- سیاست پولی دولت
- حکمرانی خوب
- شاخص فضای کسب و کار
- بیکاری
- شاخص تاب‌آوری اقتصادی
- شاخص تحریم
- نوسانات قیمت نفت
- عمق بازار سرمایه
- شاخص جهانی شدن
- نوسانات قیمت طلا

❖ متغیر وابسته

ساختار سرمایه: مطابق با پژوهش‌های ویست و توریگ (۱۹۹۳)، بیوان و دونالت (۲۰۰۰) و محمود (۲۰۰۳)، نتایج تحقیقات مرتبط با ساختار سرمایه تحت تأثیر تعاریف مختلف اهرم قرار دارد. به همین دلیل در این

پژوهش از چندین معیار برای اندازه‌گیری اهرم استفاده می‌کنیم. پژوهش‌های دیگری از جمله تیتمن و واسل (۱۹۸۸)، راجان زینگلاس (۲۰۰۵)، به طور همزمان از ارزش‌های دفتری و ارزش‌های بازار استفاده کرده‌اند. یکی از معایب استقراض، افزایش احتمال ورشکستگی شرکت است که در این صورت تنها ارزش دفتری شرکت مربوط می‌باشد از طرف دیگر ارزش‌های دفتری دقیق‌تر از ارزش‌های بازار می‌باشد. به همین دلیل در این پژوهش از ارزش‌های دفتری استفاده می‌کنیم.

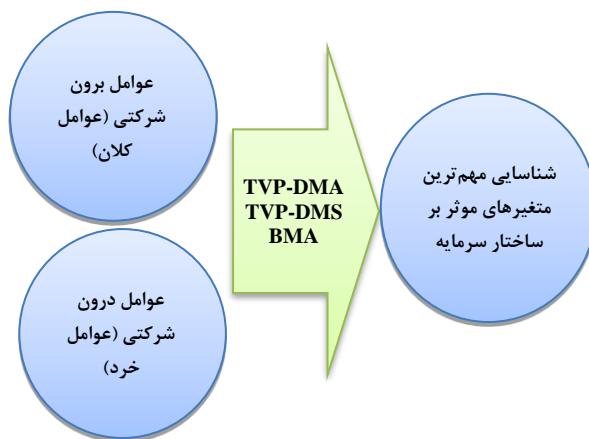
معیار اول: مجموع کل بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استقراضی به مجموع دارایی‌ها: برابر است با تقسیم مجموع تسهیلات مالی دریافتی (کوتاه‌مدت و بلندمدت)، به ارزش دفتری کل دارایی‌ها

معیار دوم: مجموع کل بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استقراضی به کل ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

معیار سوم: مجموع بدهی‌های استقراضی بلندمدت به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و بدهی‌های بلندمدت: برابر است از تقسیم مجموع تسهیلات مالی دریافتی (بلندمدت) به مجموع تسهیلات بلندمدت و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

۳- روش تحقیق

این پژوهش در قلمرو پژوهش‌های کاربردی است و از جهت هدف از نوع تحلیلی (به روش همبستگی)، است. پژوهش حاضر از منظر منطق اجرا (یا نوع استدلال)، استقرایی می‌باشد. داده‌های تحقیق در بعد عوامل داخلی مستخرج از سایت کدال؛ در بعد عوامل خارجی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی استخراج شده است. جامعه آماری مورد نظر در این تحقیق شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. بازه زمانی پژوهش حاضر دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ به صورت داده‌های سالانه می‌باشد. در این پژوهش، برای انتخاب نمونه، از کل داده‌های در دسترس و روش نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک استفاده شده است؛ لذا تعداد شرکت‌هایی که در دامنه زمانی پژوهش، تغییر سال مالی داده‌اند و یا سال مالی آن‌ها منتهی به اسفند نبوده و جزء شرکت‌های مالی و سرمایه‌گذاری بوده است، از لیست نمونه حذف گردید. با اعمال این محدودیت‌ها ۱۷۵ شرکت در برآورد مدل وارد شدند. ابتدا الگوی اولیه تحقیق که مهم‌ترین بخش آن شناسایی عوامل متعدد و متنوع تأثیرگذار بر ساختار سرمایه بر اساس مباحث نظری و تئوریک مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در این بخش از نتایج و مدل‌های تصریح شده برای مطالعات داخلی و خارجی انجام شده بهره‌برداری می‌شود. انتخاب مهم‌ترین متغیرها از بین متغیرهای مختلف و متعدد با مدل‌های BMA، TVP-DMA و TVP-DMS انجام شده است. حالت کلی مدل تحقیق در قالب یک مدل مفهومی در نمودار (۱)، ارائه شده است.



نمودار ۱: مدل مفهومی تحقیق

۳-۱- مدل‌های تحقیق

الف: روش TVP-DMA و TVP-DMS

شکل استاندارد مدل‌های فضا - حالت^۱ به صورت رابطه (۱)، است:

$$y_t = z_t \theta_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \mu_t$$

که در آن y_t متغیر وابسته، $z_t = [1, x_{t-1}, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}]$ یک بردار $1 \times m$ از تخمین‌زن‌های متغیر توضیحی مدل و $\theta_t = [\varphi_{t-1}, \beta_{t-1}, \gamma_{t-1}, \dots, \gamma_{t-p}]$ یک بردار $m \times 1$ از ضرایب (حالات) است، مقادیر $\epsilon_t \sim N(0, H_t)$ و $\mu_t \sim (0, Q_t)$ که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و به ترتیب واریانس H_t و Q_t است. این مدل‌ها دارای مزایای زیادی هستند که عمده‌ترین آن‌ها این است که امکان تغییر ضرایب تخمینی را در هر لحظه‌ی زمان فراهم می‌کنند؛ اما عیب آن‌ها این بود که هرگاه Z_t زیاد بزرگ می‌شد تخمین‌ها چندان قابل اعتماد نخواهد بود. مدل‌های تعمیم‌یافته TVP مانند $TVP - VAR$ نیز همین مشکلات را دارند. در این مدل توسط گروین و دیگران (۲۰۰۸)، صورت پذیرفت، شامل ورود نااطمینانی رفتار تخمین‌زن‌ها که مدل آن‌ها به شکل رابطه (۲)، بود:

$$y_t = \sum_{j=1}^m s_j \theta_{jt} z_{jt} + \epsilon_t \quad (2)$$

که در آن θ_{jt} و z_{jt} j^{th} امین عنصر θ_t و Z_t هستند. نکته اضافه‌شده به مدل آن‌ها وجود متغیر $s_j \in \{0, 1\}$ است که امکان تغییر در طول زمان را نداشته و تنها حکم یک متغیر دائمی را دارد که می‌تواند برای هر تخمین‌زن عدد

^۱ State – Space Methods

یک یا صفر را بپذیرد (هوگرهاید و دیگران^۱، ۲۰۰۹). در ادامه رافتری^۲ (۲۰۱۰) روش *DMA* را ارائه می‌دهد که همه محدودیت‌های روش‌های پیشین را برطرف می‌نمود. در واقع این روش می‌توانست مدل‌های حجیم را در هر لحظه از زمان تخمین زده و امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل را در هر لحظه از زمان فراهم آورد. برای توصیف اینکه فرآیند روش *DMA* چگونه است فرض می‌شود که K مدل زیر مجموعه از متغیرهای Z_t به‌عنوان تخمین‌زن وجود دارند و $Z^{(k)}$ با $k = 1, 2, \dots, K$ بیانگر K مدل زیرمجموعه فوق هستند، بر این اساس با فرض وجود K مدل زیرمجموعه در هر مقطع از زمان، مدل فضا-حالت به صورت زیر توصیف می‌شود:

$$\begin{aligned} y_t &= z_t^{(k)} \theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \\ \theta_{t+1}^{(k)} &= \theta_t^{(k)} + \mu_t^{(k)} \end{aligned} \quad (3)$$

در این معادلات $\varepsilon_t^{(k)} \sim N(0, Q_t^{(k)})$ و $\mu_t^{(k)} \sim N(0, H_t^{(k)})$ و $\theta_t = (\theta_t^{(1)}, \dots, \theta_t^{(k)})$ $L_t \in \{1, 2, \dots, K\}$ بیانگر این است که هر مدل از K مدل زیر مجموعه، در کدام مقطع زمانی کاربرد بهتری دارد. روشی که امکان تخمین یک مدل متفاوت را در هر لحظه‌ای از زمان فراهم آورد، مدل پویای میانگین‌گیری نامیده می‌شود (کوپ و کروبلیس، ۲۰۱۱). در بیان تفاوت مدل‌های پویای *DMA* و *DMS* در پیش‌بینی یک متغیر در زمان t بر اساس اطلاعات $t-1$ می‌توان گفت که با $L_t \in \{1, 2, \dots, K\}$ مدل *DMA* شامل محاسبه $Pr(L_t = k | y^{t-1})$ و میانگین‌گیری از پیش‌بینی مدل‌ها بر اساس احتمال فوق است؛ در حالی که *DMS* شامل انتخاب یک مدل با بیش‌ترین احتمال $Pr(L_t = k | y^{t-1})$ و پیش‌بینی مدل با حداکثر احتمال خواهد بود.

ب: روش BMA

مواجهه با انبوهی از مدل‌های بالقوه و همچنین، تعدد عوامل و منابع موثر بر ساختار سرمایه، می‌تواند منجر به نااطمینانی در تصریح مدل مناسب و مقتضی شده و خصوصیات تخمین‌ها را با مشکلات جدی روبرو می‌سازد (رافتری^۳ و همکاران، ۲۰۲۰). رگرسیون‌های خطی با قدری تساهل، با تمرکز بر ضرایب چند متغیر معین، از موارد مهمی مانند نااطمینانی در تصریح مدل، صرف‌نظر می‌کرده‌اند (وانگ^۴ و همکاران، ۲۰۲۰)؛ لذا باید نوع نگاه به رگرسیون‌های رشد تغییر کند و رهیافتی جهان‌شمول مورد توجه قرار گیرد تا ابهام حاصل از نااطمینانی در تصریح مدل، دقت و اعتبار برآوردها را مخدوش نسازد (تران^۵ و همکاران ۲۰۱۸؛ رملی^۶ و همکاران ۲۰۲۳). قضاوت‌های بیزی بر اساس قضیه بیز، یک نتیجه‌گیری ساده از احتمال شرطی است. تابع احتمال، همراه با توزیع قبلی پارامتر،

¹ Hoogerheide et al

² Raftery et al

³ Raftery

⁴ Wang

⁵ Tran

⁶ Ramli

برای بدست آوردن توزیع پسین ضرب می‌شوند (چی^۱ و همکاران، ۲۰۲۰). برای محاسبه احتمال پارامتر θ ، با وجود اطلاعات D ، توزیع پسین $\Pr(\theta|D)$ قضیه بیز به صورت زیر بدست می‌آید (Evans, 2012).

$$\Pr(\theta|D) = \Pr(D|\theta) * \frac{\Pr(\theta)}{\Pr(D)} \quad (۴)$$

جایی که اطلاعات موجود است:

$$\Pr(D) = \int d \theta \Pr(D|\theta) \Pr(\theta) \quad (۵)$$

توزیع پسین، $\Pr(\theta|D)$ ، هنگامی که داده‌های D وجود دارد به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Pr(\theta|D) \propto \Pr(D|\theta) \times \Pr(\theta) \quad (\text{احتمال} \times \text{پسین توزیع قبلی})$$

در صورت غیرشکننده بودن متغیر از تعامل توزیع پسین و پیشین توابع مشترک و پیشین مزدوج حاصل می‌گردد که توانایی پیش‌بینی متغیر را در توضیح‌دهندگی متغیر وابسته افزایش می‌دهد (فراگوسو^۲ و همکاران ۲۰۱۸؛ هینه^۳ و همکاران ۲۰۲۰). در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل از توزیع‌های گاما و عادی استفاده شده است. فرمول توابع توزیع احتمال در جدول (۲)، نشان داده شده است.

جدول ۲: فرمول‌های تابع توزیع احتمال

$f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right\}$ <p>for $\sigma > 0, x > -\infty$ and $-\infty < \mu < \infty$</p>
$F(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2\right\} dt$ <p>for $\sigma > 0, x > -\infty$ and $-\infty < \mu < \infty$</p>
$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{a-b} & a \leq x \leq b \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$
$F(x) = \begin{cases} \frac{x-a}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 1 & x \geq b \end{cases}$
$f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\Gamma(\lambda)} \left(\frac{x}{\sigma}\right)^{\lambda-1} \exp\left(-\frac{x}{\sigma}\right)$

¹ Qi

² Fragoso

³ Hinne

$$F(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma \Gamma(\lambda)} \left(\frac{x}{\sigma}\right)^{\lambda-1} \exp\left(-\frac{x}{\sigma}\right)$$

μ پارامتر مکان است σ پارامتر مقیاس است λ پارامتر شکل است Γ توزیع گاما است.
مأخذ: رملی و همکاران، ۲۰۲۳

توزیع‌های پیشین مزدوج که به کار گرفته شده‌اند تا توزیع‌های پسین حاصل شوند؛ در جدول (۳)، نشان داده شده است.

جدول ۳: توزیع پیشین و پسین

$N(\mu \mu_0; \sum o)$	$N(x \mu; \sum \cdot)$	$N(\mu(\sum_0^{-1} + n \sum_0^{-1})^{-1} (\sum_0^{-1} \mu_0 + n \sum_0^{-1} \bar{x}), \sum_0^{-1} + n \sum_0^{-1})^{-1}$
$G a m m a (\sigma^{-2} a, b)$	$N(x \mu, \sigma^2)$	$G a m m a (\sigma^{-2} a + \frac{n}{2}, b) + \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{2}$

n تعداد داده‌های آموزشی است \bar{x} میانگین x است، σ^2 واریانس است.

مأخذ: رملی و همکاران، ۲۰۲۳

۴- برآورد مدل

در تحقیق حاضر جهت برآورد مدل از سه رویکرد میانگین‌گیری بیزین؛ پویا و انتخابی جهت شناسایی مهم‌ترین متغیرهای موثر بر ساختار سرمایه بهره گرفته خواهد شد. جهت شاخص‌سازی متغیر تحریم از رویکرد تحلیل مولفه اصلی و جهت نوسان متغیرهای کلان از مدل‌های میانگین شرطی گارچ^۱ بهره گرفته خواهد شد. مطالعات بسیاری با استفاده از رویکرد غیر خطی، متغیرهای کلان را مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف از این مطالعات، بررسی توانایی مدل‌های غیرخطی مانند مارکف سوئیچینگ (همیلتون^۲، ۱۹۸۹) و مدل‌های SETAR^۳ (کلمنتس و همکاران^۴،

^۱ جهت اجازت در کلام از ارائه نتایج محاسبات تحریم و نوسانات قیمت نفت و طلا خودداری به عمل آمده است؛ در صورت صلاحدید داور محترم امکان ارائه نتایج وجود دارد.

^۲ Hamilton

^۳ Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) Models

^۴ Clements & Smith

(۱۹۹۷) جهت ارائه پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی بوده است. به عنوان نمونه، کلمنتس و کرولزیگ^۱ (۱۹۹۸)، عملکرد مدل‌های MS و ESTAR را در دوره پس از جنگ جهانی دوم برای متغیرهای کلان کشور آمریکا، مورد مقایسه قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که اگرچه هر دو مدل مذکور، ویژگی‌های ادوار تجاری خاص را در نظر گرفتند و حتی این مدل‌ها نسبت به مدل‌های خطی برتری داشتند؛ اما توانایی پیش‌بینی با دقت بالاتری نسبت به مدل‌های رقیب را نداشتند. بخشی از ادبیات مالی در دهه‌های اخیر، میزان اطلاعات لازم برای دستیابی به برآورد قوی از پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مالی را مورد بررسی قرار دادند (تحقیقات متعدد^۲). از جمله دستاوردهای مهم در این خصوص، استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی برای به کارگیری اطلاعات داده‌های حجیم (کلان داده)، برای پیش‌بینی بود. در چنین رویکردی، مدل‌های عاملی، بیش‌تر مورد توجه بوده و استفاده از آن‌ها بسیار رایج شده است. مدل‌های عاملی، اطلاعات را از یک مجموعه حجیمی (کلان داده)، از شاخص‌ها در تعداد کمی از مؤلفه‌های اساسی غیرقابل مشاهده خلاصه می‌کنند. مطالعات استاک و واتسون^۳ (۲۰۰۲، ۱۹۹۸)، برای کشور آمریکا؛ فورنی^۴ همکاران (۲۰۰۳) و مارسلینو و همکاران^۵ (۲۰۰۳)، آنجلینی و همکاران^۶ (۲۰۱۰)، برای منطقه یورو، آرتیس و همکاران^۷ (۲۰۰۷)؛ برای کشور انگلیس و شوماخر^۸ (۲۰۰۷)، برای کشور آلمان، نمونه‌هایی از مطالعات تجربی با استفاده از مدل‌های عاملی هستند.

استخراج اطلاعات از داده‌های حجیم (کلان داده)، می‌تواند در بهبود فرایند پیش‌بینی، کمک بسزایی کند؛ در حالی که نتایج اولیه حاصل از پیش‌بینی در مطالعات تجربی در این خصوص، بسیار امیدوارکننده بوده است (تحقیقات متعدد^۹)؛ که می‌توان به مطالعه، استاک و واتسون (۲۰۰۶)؛ که با به کارگیری بیش از ۲۱۵ متغیر، به پیش‌بینی متغیرهای کلان کشور آمریکا پرداختند، اشاره نمود. مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان (TVP)، روش‌های فضا حالت (مانند فیلتر کالمن) را به کار می‌گیرند که این موضوع، عموماً در تحقیقات تجربی اقتصاد کلان در راستای تجزیه و تحلیل ساختاری و پیش‌بینی استفاده می‌شود. چنانچه مجموعه بزرگی از داده‌ها به منظور پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی استفاده گردد، مدل‌های TVP تمایل به بیش‌برازشی در داخل نمونه دارند؛ لذا عملکرد پیش‌بینی ضعیفی در خارج از نمونه خواهند داشت. برای تصحیح این کاستی‌ها در مدل‌های TVP از مدل‌های DMS و DMA، استفاده شده است (گوپتا و همکاران، ۲۰۱۴). دوره زمانی آموزش پیش‌بینی از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ و در دوره زمانی بررسی عملکرد پیش‌بینی از ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. پیش‌بینی‌ها با استفاده از $TVP - AR(1) - X DMS$ و $TVP - AR(1) - X DMA$ به صورتی که « $-X$ »، بیانگر متغیرهای پیش‌بینی‌کننده برونزای حاضر علاوه بر آن، پویایی‌های $AR(1)$ هستند. مقادیر عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA و DMS

¹ Clements & Krolzig

² Marcellino et al., 2003; Bernanke & Boivin, 2003; Forni et al., 2009; Boivin, & Ng, 2006; D'Agostino, & Giannone, 2012

³ Stock & Watson

⁴ Forni et al.,

⁵ Marcellino et al.,

⁶ Angelini et al.

⁷ Artis et al.,

⁸ Schumacher, et al.,

⁹ Stock, & Watson, 2002; Forni et al., 2000; Naser, 2014

به صورت $(\alpha = \lambda = 0.99)$ مشابه مطالعات مختلف تجربی از جمله رافتری و همکاران (۲۰۰۷)، کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲)، بلمونته و کوپ (۲۰۱۳)، سالیله (۲۰۱۵)، فریرا و پالما (۲۰۱۵)، فیلیپو (۲۰۱۵)، ای و همکاران (۲۰۱۵)، رایس و کرن (۲۰۱۶)، ناصر (۲۰۱۶)، دراچل (۲۰۱۶) و ناصر و علایی (۲۰۱۸)، در نظر گرفته شده است؛ همچنین مقادیر $(\alpha = \lambda = 0.95)$ عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA و DMS به صورت مشابه مطالعات مختلف تجربی از جمله نیکولتی و پارسو (۲۰۱۲)، کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲)، بلمونته و کوپ (۲۰۱۳)، سالیله (۲۰۱۵)، فریرا و پالما (۲۰۱۵)، فیلیپو (۲۰۱۵)، ناصر (۲۰۱۶)، باور و همکاران (۲۰۱۶) و دراچل (۲۰۱۶)، در نظر گرفته شده است؛ همچنین مقادیر $(\alpha = \lambda = 0.90)$ عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA و DMS به صورت مشابه مطالعات مختلف تجربی از جمله نیکولتی و پارسو (۲۰۱۲)، باور و همکاران (۲۰۱۶)، و دراچل (۲۰۱۶)، در نظر گرفته شده است؛ همچنین مقادیر $(\alpha = 0.99, \lambda = 1)$ عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA به صورت مشابه مطالعات مختلف تجربی از جمله فریرا و پالما (۲۰۱۵)، فیلیپو (۲۰۱۵) و ای و همکاران (۲۰۱۵)، در نظر گرفته شده است. در نهایت $(\alpha = 0.95, \lambda = 1)$ مقادیر عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA همانند فیلیپو (۲۰۱۵)، در نظر گرفته شده است. نشان می‌دهد که هیچ وزن فراموش شده‌ای بر ضرایب زمان متغیر وجود ندارد. به عبارت دیگر، تمام خطاهای گذشته در ضرایب تخمینی، به روز شده و همچنین در احتمالات پیشین، به اندازه مساوی وزن داده شده‌اند. به منظور مقایسه مدل‌های DMA و DMS از مدل‌های پیش‌بینی زیر استفاده شده است:

BMA حالت خاصی از DMA به صورت مقادیر فراموش شده $(\alpha = 1, \lambda = 1)$ است، که مدلی است که در آن ضرایب، بسیار آرام تکامل می‌یابند (همانطور که در تخمین OLS بازگشتی است) و ترکیب مدل‌ها (به طور میانگین) در طول نمونه، ثابت است (همانطور که در مدل میانگین‌گیری بی‌زین است). به همین دلیل، این مدل همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۱)، به صورت $BMA - AR(1) - TVP$ در نظر گرفته شده است. در این مدل، هیچ وزن فراموش شده‌ای بر ضرایب زمان متغیر وجود ندارد $(\lambda = 1)$ و علاوه بر این، هیچ وزن فراموش شده‌ای بر احتمالات وجود ندارد $(\alpha = 1)$. به عبارت دیگر، تمام خطای گذشته در ضرایب تخمینی به روز رسانی شده و همچنین احتمالات پسین به میزان مساوی، وزن داده شده‌اند.

در مدل BVAR با تابع پیشین مینسوتا استفاده شده است. انتخاب توابع پیشین همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۰) و بالیسار و همکاران (۲۰۱۸)، بوده است. سپس از مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان با عامل فراموش شده استفاده شده است. در ابتدا، پیش‌بینی‌ها را از یک مدل $TVP - AR(1)$ منفرد (پیش‌بینی ساختار سرمایه)، تخمینی با عامل فراموش شده ارزیابی می‌شود، برای $\lambda = 0.99$ که در آن، ضرایب حرکت نسبتاً آرامی مانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲)، فریرا و پالما (۲۰۱۵)، باونسیکا و مورتوب (۲۰۱۵) و ناصر و علایی (۲۰۱۸) دارند و $\lambda = 0.95$ که در آن، ضرایب حرکت سریعی همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲)، دارند. در نهایت، از دو مدل $AR(1)$ به روش OLS بهره‌گیری به عمل آمده؛ به طوری که در مدل $AR(1) - X$ از تمامی متغیرها مربوطه و در مدل $AR(1)$ تنها از متغیر پیش‌بینی ساختار سرمایه همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲) استفاده شده است.

به منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی (MSFE)، از مربع میانگین خطای پیش‌بینی (MAFE) قدرمطلق میانگین خطای پیش‌بینی (MAFE)، میانگین درصد قدر مطلق خطای پیش‌بینی (MAPE)، تورش خطای پیش‌بینی (Bias) و واریانس خطای پیش‌بینی (FEV) و مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی (Log(PL) استفاده شده است. جدول زیر بیانگر عملکرد پیش‌بینی ساختار سرمایه در مدل‌های مختلف در سه افق پیش‌بینی ($h = 1, 4, 8$)، می‌باشد. در افق پیش‌بینی ($h = 1$) با بررسی معیارهای (MSFE)، (MAFE)، (MAPE) و (FEV) مدل $TVP - AR(1) DMS(\alpha = \lambda = 0.90)$ و با معیار $AR(1) DMA(\alpha = \lambda = 0.90)$ بهینه بودند؛ همانگونه که مشاهده می‌شود DMA و DMS در تمامی افق‌های پیش‌بینی، از مدل BMA بدتر عمل نموده‌اند. از سوی دیگر، نتایج حاصل از (MSFE)، (MAFE)، (MAPE)، (FEV) و BIAS نسبت به احتمال‌های پیش‌بینی، قوی نیستند و تفاوت‌هایی دارند. دلیل این موضوع، آن است که این معیارها، تنها از پیش‌بینی‌های نقطه‌ای بهره می‌برند، در حالی که احتمال‌های پیش‌بینی از کل توزیع پیش‌بینی‌کننده استفاده می‌کنند؛ بنابراین، با بررسی مدل‌های مبتنی بر با استفاده از معیار Log(PL)، این نتیجه حاصل شد که در تمامی افق‌های پیش‌بینی مدل $TVP - AR(1) BMA(\alpha = 1, \lambda = 1)$ ، مدل بهینه‌ای است.

در خصوص مقایسه مدل‌های $TVP - AR$ همانطور که مشاهده می‌شود، در افق پیش‌بینی $h(1)$ ، بنابر معیارهای (MSFE)، و (MAFE)، مدل $TVP - AR(1) BMA(\alpha = 1, \lambda = 1)$ دارای عملکرد بهتری است و بنا بر سایر معیارها و افق‌های پیش‌بینی همچنان مدل‌های $TVP - AR(1) BMA(\alpha = 1, \lambda = 1)$ دارای عملکرد بهتری است؛ بنابراین؛ زمانی که تغییرات زمانی بیش‌تری در پارامترها وجود دارد (λ و α)، عملکرد پیش‌بینی بهتر از حالت (α, λ) پایین می‌باشد. علاوه بر این DMA و DMS همیشه دارای عملکرد پایین‌تری نسبت به مدل BMA با پارامترهای با تغییرات آرام، بسیار آرام می‌باشد؛ که این موضوع، نشان می‌دهد که هر دو گونه تغییرات در پارامترها و مدل‌ها، دارای عملکرد بهتری در پیش‌بینی نمی‌باشد.

مدل BVAR تقریباً در تمامی افق‌های پیش‌بینی، ضعف‌ترین عملکرد را نسبت به سایر مدل‌های مورد استفاده داشته است. نتیجه مقایسه مدل‌های $AR(1) - X OLS$ و $AR(1) OLS$ ، بیانگر آن است که در تمامی افق‌های پیش‌بینی، مدل $AR(1) - X OLS$ و $AR(1) OLS$ ، دارای عملکرد بدتری نسبت به $TVP - AR(1) DMA(\lambda = 0.99)$ بوده است. در کلیت توضیحات فوق باید بیان داشت هدف اصلی از ارائه این توضیحات تعیین روش بهینه از میان مدل‌های BMA، TVP-DMA، TVP-DMS، BVAR و OLS جهت شناسایی مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر دقت پیش‌بینی ساختار سرمایه است^۱.

^۱ میزان تأسی‌پذیری ضریب دوره جاری از ضریب دوره گذشته است.

λ میزان تأسی‌پذیری احتمال دوره جاری از احتمال دوره گذشته است. مقادیر الف و لاندای مورد بررسی بر اساس تمامی تحقیقاتی است که در تحقیقاتی بخش ۴-۸ به آن اشاره شده است؛ مقدار دهی گردیده‌اند. لازم بذکر است زمانیکه $\alpha = \lambda = 1$ باشند به معنای تأسی‌پذیری کامل ضریب و احتمال دوره جاری از دوره گذشته است که در این حالت مدل‌های DMS و DMA به مدل‌های BMA تبدیل می‌شوند.

جدول ۴: معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف

	h=1					
	Log(PL)	MAFE	MSFE	MAPE	FEV	Bias
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.99$)	54.727	0.056	0.008	0.148	0.007	0.013
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.95$)	60.560	0.049	0.006	0.145	0.006	0.011
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.90$)	61.903	0.045	0.005	0.133	0.005	0.011
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.99$)	55.346	0.060	0.008	0.151	0.008	0.014
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.95$)	63.873	0.053	0.006	0.134	0.006	0.009
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.90$)	79.598	0.042	0.005	0.120	0.004	0.012
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)	52.854	0.058	0.008	0.154	0.007	0.013
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)	56.383	0.053	0.006	0.175	0.006	0.018
<i>TVP - AR(1) - X BMA</i> ($\alpha = \lambda = 1$)	87.058	0.011	0.002	0.084	0.016	0.004
<i>BVAR - Minnesota</i>	-	0.373	0.254	0.568	0.087	0.353
<i>TVP - AR(1) DMA</i> ($\lambda = 0.99$)	-	0.062	0.009	0.181	0.008	0.024
<i>TVP - AR(1) DMA</i> ($\lambda = 0.95$)	-	0.065	0.010	0.167	0.009	0.021
<i>AR(1) - X OLS</i>	-	0.079	0.014	0.241	0.012	0.037
<i>AR(1)(OLS)</i>	-	0.106	0.023	0.346	0.014	0.083
h=4						
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.99$)	51.840	0.059	0.008	0.145	0.008	0.016
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.95$)	57.263	0.049	0.006	0.136	0.006	0.012
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.90$)	58.225	0.045	0.005	0.127	0.005	0.011
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.99$)	51.914	0.063	0.009	0.148	0.009	0.016
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.95$)	59.583	0.054	0.007	0.132	0.007	0.007
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.90$)	73.048	0.045	0.005	0.127	0.005	0.007
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)	50.027	0.059	0.008	0.147	0.007	0.012
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)	54.533	0.052	0.005	0.154	0.005	0.016
<i>TVP - AR(1) - X BMA</i> ($\alpha = \lambda = 1$)	74.041	0.013	0.002	0.079	0.002	0.011
<i>BVAR - Minnesota</i>	-	0.383	0.290	0.818	0.114	0.363
<i>TVP - AR(1) DMA</i> ($\lambda = 0.99$)	-	0.079	0.027	0.318	0.025	0.027
<i>TVP - AR(1) DMA</i> ($\lambda = 0.95$)	-	0.069	0.023	0.280	0.022	0.023
<i>AR(1) - X OLS</i>	-	0.081	0.014	0.235	0.013	0.036
<i>AR(1)(OLS)</i>	-	0.110	0.024	0.325	0.014	0.086
h=8						
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.99$)	48.818	0.060	0.008	0.410	0.008	0.008
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.95$)	54.078	0.049	0.005	0.300	0.005	0.010
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = \lambda = 0.90$)	54.868	0.045	0.004	0.236	0.004	0.010
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.99$)	47.222	0.063	0.009	0.412	0.009	0.007
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.95$)	56.897	0.057	0.008	0.343	0.007	0.007
<i>TVP - AR(1) - X DMS</i> ($\alpha = \lambda = 0.90$)	67.662	0.048	0.006	0.319	0.006	0.009
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)	50.139	0.058	0.007	0.424	0.007	0.008
<i>TVP - AR(1) - X DMA</i> ($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)	54.122	0.049	0.005	0.353	0.004	0.010
<i>TVP - AR(1) - X BMA</i> ($\alpha = \lambda = 1$)	62.105	0.013	0.001	0.059	0.004	0.001
<i>BVAR - Minnesota</i>	-	0.251	0.147	0.680	0.140	0.072
<i>TVP - AR(1) DMA</i> ($\lambda = 0.99$)	-	0.074	0.105	2.715	0.076	0.148

$TVP - AR(1)$ $DMA(\lambda = 0.95)$	-	0.069	0.062	1.902	0.062	0.066
$AR(1) - X OLS$	-	0.077	0.013	0.668	0.012	0.028
$AR(1)(OLS)$	-	0.109	0.024	0.765	0.014	0.083

بر اساس نتایج مدل BMA در تمامی حالت‌ها از عملکرد مطلوب‌تری برخوردار است. با توجه به جدول و با استفاده از شاخص ماکزیمم راست نمایی (Log(PL)) که بیانگر دقت مدل برآوردی است؛ مشاهده می‌گردد در سه بازه زمانی $h=1,4,8$ مدل بهینه رویکرد میانگین‌گیری بیزین است. در نتیجه در ادامه به بررسی نتایج مدل BMA پرداخته می‌شود. در این رویکرد ابتدا تمامی حالت‌های ممکن حضور متغیرهای توضیحی بر روی متغیر وابسته رگرسیون می‌گردد. در این روش چندین نکته حائز اهمیت است. اول اینکه یک متغیر در تمامی مدل‌های ممکن حضور ندارد. نکته دوم اینکه لزوماً متغیر مذکور در تمامی مدل‌هایی که حضور دارد تأثیر معناداری بر متغیر وابسته ندارد؛ بر این اساس نسبت تعداد مدل‌هایی که متغیر مذکور معنادار شده به تعداد مدل‌هایی که حضور دارد؛ شاخصی جهت حضور متغیر مذکور در مدل بهینه است؛ سوم اینکه با افزایش تعداد متغیرها محاسبه تمامی حالت‌ها امکان‌پذیر نیست. در نتیجه بر اساس دیدگاه سالای و مارتین از یک تعداد برآورد به بعد (حدود ۱۰۰ تا ۲۰۰ میلیون رگرسیون)، نسبت حضور معنادار یک متغیر به تمامی حالت‌ها، به سمت یک عدد مشخص میل می‌نماید و در نتیجه نیازی به برآورد تمامی حالت‌ها نمی‌باشد. در نهایت نیاز به یک آستانه تصمیم‌گیری جهت حذف متغیرها وجود دارد؛ برای تعیین حد بهینه از نسبت k تقسیم بر کل متغیرها بهره گرفته شده است (k تعداد متغیرهای پیشنهادی است که از دیدگاه محقق بالاترین تأثیر را بر متغیر وابسته دارند). این k تجربی بوده و بر اساس دیدگاه محقق انتخاب می‌شود. برای دستیابی به نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای بررسی شده، تعداد مدل‌های موجود (براساس حضور یا عدم حضور هر متغیر)، در فضای مدل برابر 2^k مدل می‌باشد که بیش از ۲۳۰۵ میلیارد^۱ مدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر فضای مدل شامل 2^k مدل می‌باشد که با توجه به فرض عدم اطمینان مدل یعنی به دور از اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل می‌بایست تمامی مدل‌ها بررسی شده و از اطلاعات همه‌ی مدل‌ها برای دستیابی به نتیجه استفاده شود. به پیروی از سالای مارتین و همکاران مقدار k در این پژوهش مساوی ۱۵ در نظر گرفته شده است. این عدد بازگوکننده‌ی این مطلب است که انتظار می‌رود در نهایت ۱۵ متغیر به عنوان متغیرهای غیرشکننده توسط فرآیند محاسبات معرفی شود؛ اما کاملاً روشن می‌باشد که امکان دارد در نهایت تعداد کم‌تر و یا بیش‌تر از ۱۵ متغیر غیرشکننده باشند. در نرم افزار متلب ورژن ۲۰۲۱، ابتدا با به دست آوردن نمونه‌ای شامل ۱۰ میلیون رگرسیون از فضای مدل، ضرایب و احتمال پسین هر متغیر محاسبه شد. در ادامه ۱۰ میلیون رگرسیون به نمونه‌ی اول اضافه شده و محاسبات برای ۲۰ میلیون رگرسیون انجام شد و ضرایب و احتمالات پسین به دست آمد. با ادامه‌ی این

^۱ $2,305,843,009,213,693,952$ تعداد دقیق حالت‌های ممکن با حضور ۶۱ متغیر توضیحی است. با توجه به بالا بودن تعداد مدل‌های برآوردی از کد متلب BMA در فضای نرم افزار متلب ۲۰۲۱ بهره گرفته شده است.

روند در نمونه‌ای که شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون بود، همگرایی حاصل گردید^۷. بر این اساس دیگر نیازی به افزایش حجم نمونه جهت تعیین متغیرهای غیر شکننده وجود ندارد (جدول ۵). جهت غیر شکننده معرفی نمودن یک متغیر دو شرط لازم است تحقق یابد. (۱) افزایش احتمال پسین هر متغیر نسبت به احتمال پیشین (۲) بالا بودن سطح احتمال پسین از سطح آستانه تعریف شده («سطح آستانه اولیه=۱۵=قسیم بر ۶۱=۲۴۵/۴۰»). شایان ذکر است که در مرحله‌ی اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیر داده‌ای و در مرحله‌ی دوم به دلیل دستیابی سریع‌تر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده شد؛ همچنین متغیرهایی که احتمال پسینی کم‌تر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده داشتند، به دلیل شکننده بودن در مقابل سایر متغیرها از مدل خارج شدند (در مرحله‌ی اول ۳۵ متغیر غیرشکننده بودند که در مرحله‌ی دوم با این متغیرها که احتمال پسین بیشتری نسبت به احتمال پیشین داشته‌اند محاسبات را ادامه می‌دهیم).

جدول ۵: مرحله اول فرایند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K} = 15$

نمونه اول شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون		نمونه اول شامل ۱۰ میلیون رگرسیون		متغیر
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پیشین	ضریب پیشین	
0.8012	0.2133	0.1803	0.1244	نوع مالکیت
0.2706	0.0253-	0.187	0.0264-	سود خالص
0.4958	0.1936-	0.1485	0.3509-	سود خالص عملیاتی
0.3005	0.2299	0.2498	0.1708	کارایی سرمایه‌گذاری
0.3234	0.8668	0.2277	0.1617	هزینه تأمین مالی
0.4191	0.0374	0.297	0.0319	سود و زیان انباشته
0.2468	-0.0561	0.1477	-0.088	ارزش بازار به ارزش دفتری
0.3442	-0.0748	0.2189	-0.1221	نسبت آنی
0.2717	-0.144	0.1342	-0.1023	نسبت جاری
0.3851	-0.0277	0.2442	-0.0166	نسبت گردش حساب‌های پرداختی
0.2271	-0.1397	0.1122	-0.1589	نسبت گردش حساب‌های دریافتی
0.1982	-0.0242	0.143	-0.0429	نسبت گردش انبار
0.3509	-0.1898	0.1969	-0.1612	نسبت گردش دارایی‌های کل
0.2331	-0.0275	0.1983	-0.0165	نسبت گردش دارایی‌های ثابت
0.2415	-0.0261	0.1672	-0.0176	حاشیه سود عملیاتی
0.319	-0.2068	0.1518	-0.0649	حاشیه سود ناخالص
0.2232	-0.0505	0.1782	-0.5379	حاشیه سود خالص

نمونه اول شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون		نمونه اول شامل ۱۰ میلیون رگرسیون		متغیر
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پیشین	ضریب پیشین	
0.2145	-0.0484	0.209	-0.2079	نسبت بازده دارایی‌ها
0.4708	-0.0496	0.1199	-0.0429	درآمد هر سهم (EPS)
0.2398	-0.1036	0.1353	-0.1419	نسبت قیمت به درآمد هر سهم (P بر E)
0.3069	-0.0154	0.2255	-0.0187	نسبت بازده حقوق صاحبان سهام
0.4378	-0.0374	0.1166	-0.0022	نسبت پرداخت سود
0.2456	0.0841	0.1601	0.066	نسبت تأمین سرمایه
0.3113	0.0462	0.1804	0.0374	نسبت پوشش نرخ بهره
0.5412	0.1627	0.3487	0.2057	نسبت دارایی به حقوق صاحبان سهام
0.2893	0.0322	0.0803	0.0122	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام
0.4378	0.0266-	0.2629	0.0122-	دارایی‌های ثابت مشهود
0.2145	0.0479	0.1342	0.0466	اندازه شرکت
0.1397	0.0543	0.1122	0.0367	عدم تقارن اطلاعاتی
0.1452	-0.2376	0.253	-0.1334	عملکرد شرکت
0.3819	0.0011	0.1727	0.0022	عمر
0.2216	0.0275	0.3003	0.0165	نوع صنعت
0.2354	-0.2068	0.0803	-0.0649	فرصت‌های رشد
0.2904	-0.2131	0.198	-0.1931	ساختار دارایی‌ها
0.9141	0.2126	0.7788	0.1806	بتای هر سهم
0.4763	0.0484	0.209	0.2079	مالکیت نهادی
0.315	0.1231	0.506	0.1233	مدیریت سود واقعی
0.7815	0.2026	0.1452	0.1806	مدیریت سود تعهدی
0.1766	0.1672	0.2288	0.0913	تحصیلات هیئت مدیره
0.1278	-0.1707	0.1166	-0.2123	داشتن مدرک مرتبط با فعالیت
0.1432	0.0155	0.1353	0.0143	متوسط سن اعضای هیئت مدیره
0.4783	-0.122	0.3804	-0.0374	درماندگی مالی
0.3849	0.1505	0.1782	0.1379	انحصاری بودن محصولات
0.5995	-0.1022	0.5203	-0.0222	رشد در کل دارایی‌ها
0.2321	-0.1066	0.1529	-0.0466	نرخ رشد فروش
0.4213	-0.0922	0.2046	-0.0533	مالیات
0.5478	0.1855	0.3366	0.0766	تورم

نمونه اول شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون		نمونه اول شامل ۱۰ میلیون رگرسیون		متغیر
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پیشین	ضریب پیشین	
0.4653	0.1422	0.3586	0.0922	نرخ ارز
0.1764	0.1672	0.2288	0.0913	سیکل‌های تجاری
0.3278	0.3707	0.1166	0.2123	سیاست مالی دولت (کسری بودجه)
0.1232	0.0055-	0.1353	0.0143-	سیاست پولی
0.2283	-0.022	0.1804	-0.0374	حکمرانی خوب
0.3849	-0.1505	0.1782	-0.1379	شاخص فضای کسب و کار
0.2095	0.0422	0.1203	0.0822	بیکاری
0.3321	0.0866	0.1529	0.0766	شاخص تاب‌آوری اقتصادی
0.4213	0.0722	0.2046	0.0933	شاخص تحریم
0.2278	0.0955	0.3366	0.0466	نوسانات قیمت نفت
0.4653	-0.0622	0.3586	-0.0722	عمق بازار سرمایه
0.176	-0.1672	0.2288	-0.0913	شاخص جهانی شدن
0.2278	0.3707	0.1166	0.2123	نوسانات قیمت طلا

منبع: محاسبات محقق

در ادامه تمامی مراحل انجام شده در مرحله اول را در مرحله دوم بر روی ۳۵ متغیر باقیمانده اعمال شده است. در مرحله دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل ۵ میلیون رگرسیون بر روی ۳۵ متغیر منتخب اعمال شده و محاسبات ضرایب و احتمالات پسین صورت گرفته است. در ادامه با اعمال دو شرط مذکور «سطح آستانه ثانویه = ۱۵ تقسیم ۳۵ = ۰/۴۲۸»؛ مهم‌ترین متغیرهای موثر بر دقت پیش‌بینی ساختار سرمایه شناسایی خواهند شد. نتایج در جدول (۶)، قابل رویت است.

جدول ۶: مرحله دوم فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K} = 15$

نمونه اول شامل ۵۰ میلیون رگرسیون		نمونه اول شامل ۴ میلیون رگرسیون		متغیر
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پیشین	ضریب پیشین	
0.8252	0.2197	0.1857	0.1281	نوع مالکیت
0.2787	-0.0261	0.1926	-0.0272	سود خالص
0.5107	-0.1994	0.1530	-0.3614	سود خالص عملیاتی
0.3095	0.2368	0.2573	0.1759	کارایی سرمایه‌گذاری
0.3331	0.8928	0.2345	0.1666	هزینه تأمین مالی

مقایسه روش بینه در مدل‌های میانگین‌گیری بیزین، پویا و انتخابی جهت شناسایی متغیرهای اثرگذار بر ... / زهرا طالبی و همکاران

0.4017	0.0385	0.3059	0.0329	سود و زیان انباشته
0.3545	-0.0770	0.2255	-0.1258	نسبت آبی
0.2799	-0.1483	0.1382	-0.1054	نسبت جاری
0.3967	-0.0285	0.2515	-0.0171	نسبت گردش حساب‌های پرداختی
0.5614	-0.1955	0.3028	-0.1660	نسبت گردش دارایی‌های کل
0.3286	-0.2130	0.1564	-0.0668	حاشیه سود ناخالص
0.4149	-0.0511	0.1235	-0.0442	درآمد هر سهم (EPS)
0.3161	-0.0159	0.2323	-0.0193	نسبت بازده حقوق صاحبان سهام
0.4109	-0.0385	0.1201	-0.0023	نسبت پرداخت سود
0.5206	0.0476	0.1858	0.0385	نسبت پوشش نرخ بهره
0.4074	0.1676	0.3592	0.2119	نسبت دارایی به حقوق صاحبان سهام
0.4980	0.0332	0.3827	0.0126	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام
0.4109	-0.0274	0.2708	-0.0126	دارایی‌های ثابت مشهود
0.3934	0.0011	0.1779	0.0023	عمر
0.2991	-0.2195	0.2039	-0.1989	ساختار دارایی‌ها
0.9415	0.2190	0.8022	0.1860	بتای هر سهم
0.4306	0.0499	0.2153	0.2141	مالکیت نهادی
0.3245	0.1268	0.5212	0.1270	مدیریت سود واقعی
0.8049	0.2087	0.1496	0.1860	مدیریت سود تعهدی
0.4926	-0.1257	0.3918	-0.0385	درماندگی مالی
0.3964	0.1550	0.1835	0.1420	انحصاری بودن محصولات
0.3175	-0.1053	0.2359	-0.0229	رشد در کل دارایی‌ها
0.4339	0.0950	0.2107	0.0549	مالیات
0.5642	0.1911	0.3467	0.0789	تورم
0.4793	0.1465	0.3694	0.0950	نرخ ارز
0.5376	0.3818	0.3201	0.2187	سیاست مالی دولت (کسری بودجه)
0.4964	-0.1550	0.1835	-0.1420	شاخص فضای کسب و کار
0.7421	0.0892	0.4575	0.0789	شاخص تاب‌آوری اقتصادی
0.8339	0.0744	0.5107	0.0961	شاخص تحریم
0.4793	-0.0641	0.3694	-0.0744	عمق بازار سرمایه

منبع: محاسبات محقق

در مرحله‌ی دوم با استفاده از شروط، جهت تعیین نمودن متغیرهای غیر شکننده، ۱۷ متغیر انتخاب شدند. یعنی ۱۷ متغیر مقدار احتمال پسین بیش‌تری نسبت به احتمال پیشین داشتند و این ۱۷ متغیر سطح احتمال پسین بالاتر از سطح آستانه ۰/۴۲۸ داشتند. از آن جهت که در حضور بقیه‌ی متغیرها ۱۷ متغیر منتخب شدند، این متغیرها نیرومند یا غیرشکننده نامیده می‌شوند و بقیه‌ی متغیرها را که احتمال ورود پسین کم‌تری از احتمال پیشین دارند را شکننده می‌نامند. با توجه به جدول (۴)، مشهود است که متغیرهای ۱۷ گانه در حضور همه‌ی متغیرها احتمال پسین ورود بیش‌تری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند و به دلیل افزایش حدس ما برای حضور این ۱۷ متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی ساختار سرمایه قابل بررسی بوده و به عبارت دیگر این متغیرها بامعنی می‌باشند. به ترتیب در ستون سوم و چهارم، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده است و در ستون آخر آماره‌ی نسبت آماره t هر متغیر ارائه شده است.

بر اساس نتایج متغیرهایی که بالاترین نسبت آماره T را داشته باشند از اهمیت بالاتری در ساختار سرمایه دارند. اولویت اثرگذار متغیرهای موثر بر ساختار سرمایه در ستون آخر نمایش داده شده است. در روش میانگین‌گیری بیزی چون نتایج بر اساس مقدار فرآپارامتر k به دست آمده است (در محاسبات فوق k عدد ۱۵ در نظر گرفته شده بود)، این پرسش در ذهن مطرح می‌گردد که آیا در صورت تغییر مقدار فرآپارامتر، نتایج پژوهش تغییر می‌کند و اگر پاسخ مثبت باشد، میزان تغییر چقدر است؟ به عبارتی آیا انتخاب اندازه انتظاری مدل تأثیری بر نتایج دارد؟

بر این اساس، با انتخاب \bar{K} ‌های مختلف و انجام مجدد کل فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات مربوط، به مقایسه نتایج مبادرت شد. لازم است یادآوری شود که در این سه حالت، فضای مدل و لذا متغیرها و داده‌ها یکسان است و تنها تفاوت آن‌ها، اندازه انتظاری مدل است؛ البته کاملاً مشخص است که با تغییر اندازه انتظاری مدل، نمونه‌ها و به دنبال آن، نتیجه متفاوت می‌گردد، یعنی ممکن است متغیرها در هر سه مقدار \bar{K} شکننده (یا غیرشکننده) باشند (ب شکنندگی برخی از متغیرها با تغییر مقدار \bar{K} تغییر کند و متغیری که با فرض \bar{K} شکننده بوده، با افزایش اندازه انتظاری مدل غیرشکننده شود).

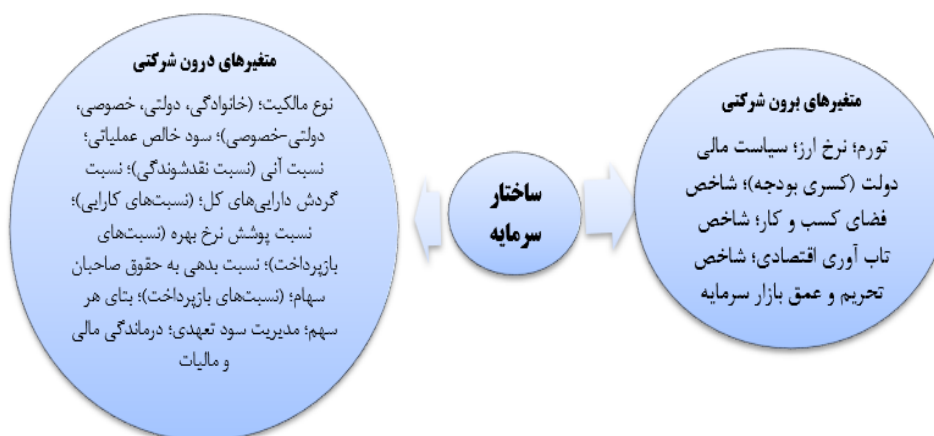
جدول ۷: اولویت‌بندی متغیرهای موثر بر ساختار سرمایه در مدل بهینه

رگرسیون‌ها $ t - stat \geq 2$	نمونه اول شامل ۴ میلیون رگرسیون		متغیر
	احتمال پسین	ضریب پسین	
0.861	0.8252	0.2197	نوع مالکیت
0.932	0.5107	-0.1994	سود خالص عملیاتی
0.858	0.3545	-0.0770	نسبت آنی
0.464	0.5614	-0.1955	نسبت گردش دارایی‌های کل
0.584	0.5206	0.0476	نسبت پوشش نرخ بهره
0.575	0.4980	0.0332	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام

رگرسیون‌ها $ t - stat \geq 2$	نمونه اول شامل ۴ میلیون رگرسیون		متغیر
	احتمال پسین	ضریب پسین	
0.506	0.9415	0.2190	بتای هر سهم
0.618	0.8049	0.2087	مدیریت سود تعهدی
0.646	0.4926	-0.1257	درماندگی مالی
0.788	0.4339	0.0950	مالیات
0.491	0.5642	0.1911	تورم
0.772	0.4793	0.1465	نرخ ارز
0.701	0.5376	0.3818	سیاست مالی دولت (کسری بودجه)
0.592	0.4964	-0.1550	شاخص فضای کسب و کار
0.811	0.7421	0.0892	شاخص تاب‌آوری اقتصادی
0.748	0.8339	0.0744	شاخص تحریم
0.816	0.4793	-0.0641	عمق بازار سرمایه

منبع: محاسبات محقق

با توجه به اینکه متغیرهای غیر شکننده در حالت $\bar{K} = 13$ و $\bar{K} = 15$ با حالت $\bar{K} = 17$ دارای احتمال پسین بالاتری هستند، در نتیجه با توجه به تفاوت اندک (زیر ۱۰ درصد)، استفاده از هر یک از Kهای مختلف برای محقق مجاز است، محقق به علت افزایش جامعیت بیش‌تر تحقیق حالت کامل‌تر (با K بیش‌تر)، را مورد بررسی قرار داده است. برای بررسی دقیق‌تر نتایج توضیحات فوق در نمودار (۲)، ارائه شده است.



نمودار ۲: مدل نهایی تحقیق

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات

بر اساس نتایج از میان مدل‌های BMA، TVP-DMS، TVP-DMA، و BVAR و OLS جهت شناسایی مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر ساختار سرمایه، مدل BMA از بالاترین کارایی برخوردار بود. بر این اساس ۶۱ متغیر شناسایی شده موثر بر ساختار سرمایه در مدل میانگین‌گیری بیزین وارد شدند این متغیرها در دو دسته عوامل درونی و بیرونی تقسیم شدند. بر اساس احتمال‌های پیشین ۱۷ متغیر به عنوان متغیرهای مهم بر ساختار سرمایه شناسایی شدند. از میان این متغیرها ۱۰ متغیر درون شرکتی (نوع مالکیت؛ سود خالص عملیاتی؛ نسبت آبی؛ نسبت گردش دارایی‌های کل؛ نسبت پوشش نرخ بهره؛ نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام؛ بتای هر سهم؛ مدیریت سود تعهدی؛ درماندگی مالی و مالیات) و ۷ متغیر برون شرکتی (تورم؛ نرخ ارز؛ کسری بودجه؛ شاخص فضای کسب و کار؛ شاخص تاب آوری اقتصادی؛ شاخص تحریم؛ عمق بازار سرمایه) بر ساختار سرمایه موثر بودند. با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادات زیر قابل ارائه است:

کارگزاران بورس و مشاوران مالی مسئولیت تجزیه تحلیل وضعیت مالی شرکت‌های داخل بورس و تشریح وضعیت مالی آینده شرکت‌ها برای متقاضیان و خرید فروش سهام را دارا هستند می‌توانند با استفاده از مدل این پژوهش تصمیمات بهتری در خصوص امور مالی متقاضیان سهام مبنی بر خرید و فروش آن در بازار اوراق بهادار اتخاذ نمایند. با توجه به بنیه مالی ضعیف شرکت‌های کوچک و متوسط و اهمیت بدهی در تعیین ساختار سرمایه‌ی آن‌ها، به مسئولین و دست‌اندرکاران ذریع بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود زمینه ایجاد یک بازار سامان یافته برای انتشار اوراق بدهی را فراهم آورند. به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود که جهت بررسی ساختار سرمایه شرکت با استفاده از داده‌های حسابداری و اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری، از روابط غیرخطی استفاده نمایند چرا که استفاده از مدل‌های خطی، نتایج ناصحیح و پیامدهای اقتصادی منفی برای تصمیم‌گیرندگان و استفاده‌کنندگان از مدل‌های مذکور خواهد داشت. با توجه به تعدد عوامل اثرگذار و با توجه به اثرگذاری همزمان عوامل کلان و درون بنگاهی بر ساختار سرمایه لازم است؛ مدیران از تفکر سیستمی جهت تعیین میزان و روش مطلوب بهینه ساختار سرمایه بهره بگیرند. با توجه به نرخ تورم بالا در ایران شرکت‌ها بایستی دارایی‌های خود را مجدداً ارزیابی (تجدد ارزیابی دارایی‌ها) که این امر باعث می‌شود که نسبت بدهی کاهش یابد تبدیل دارایی‌های غیر مولد به مولد جهت افزایش گردش دارایی‌ها و گردش موجودی‌ها و افزایش توان تولید که منجر به افزایش سودآوری و توان پرداخت بدهی را افزایش و تامین مالی داخلی افزایش می‌دهد. اصلاح ساختار سیاست‌های اعتباری شرکت‌ها که منجر به تغییر در چرخه وجه نقد گردد تا از این طریق قدرت نقدینگی جهت پرداخت تعهدات آن‌ها افزایش یابد؛ همچنین استفاده از ابزارهای نوین مالی برای تأمین مالی پیشنهاد می‌گردد. به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود در هنگام تصمیم‌گیری در خصوص تعیین ساختار سرمایه مناسب، علاوه بر مدنظر قرار دادن عوامل تأثیرگذار معرفی شده در پژوهش حاضر و پژوهش‌های مشابه پیشین، در صورتی که شرکت دارای درماندگی مالی باشد، در تصمیمات ساختار سرمایه به متغیر درماندگی و محیودیت میلی توجه ویژه‌ای داشته باشند و با توجه به شرایط خاص شرکت اقدام به ایجاد یا بهبود ترکیب منابع در ساختار سرمایه کنند. نهادهای قانون‌گذار از جمله سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سازمان حسابرسی، جامعه حسابداران رسمی و... بر سیاست‌ها و تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها توجه بیش‌تری داشته باشند.

فهرست منابع

- ستایش، محمد حسین. ابراهیمی، فهیمه. (۱۴۰۰). رابطه جانشینی میزان استفاده از اهرم مالی در ساختار سرمایه و اجتناب مالیاتی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۳(۴۹)، ۵۳-۷۲.
- عبدلی، حمید. تهرانی، رضا. خدیور، آمنه. شعار، مریم. (۱۴۰۲). مدل‌سازی ساختار سرمایه با معیارهای حسابداری ارزیابی عملکرد با رویکرد پویایی‌شناسی (مطالعه موردی شرکت مخابرات ایران). حسابداری دولتی، ۹(۲)، ۳۶-۲۱.
- گراوند، مریم. طالبلو، رضا. نوراحمدی، محمدجواد. (۱۴۰۰). عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، رویکرد رگرسیون چند سطحی (۱۳۹۷-۱۳۸۴) مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۲(۲۱): ۱۱۹-۱۴۶.
- گراوند، مریم. طالبلو، رضا. و نوراحمدی، محمدجواد. (۱۴۰۰). عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ رویکرد رگرسیون چند سطحی (۱۳۹۷-۱۳۸۴). مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۶(۲۱): <https://sid.ir/paper/1034330/fa> SID.
- منتشری، مجید و فرید، داریوش. (۱۳۹۸). نوسان در ساختار سرمایه و نقش متغیرهای کلان اقتصادی: شواهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی مسایل اقتصاد ایران، ۶: ۲۵۴-۲۳۳.
- Adrian Raftery, A.; Hoeting, J.; Volinsky, C.; Painter, I.; Yeung, K. Package "BMA": Bayesian Model Averaging; 2015. Available online: <https://cran.r-project.org/web/packages/BMA/BMA.pdf> (accessed on 4 December 2020).
- Ajtabh, A., & Momaya, K. (2003). Competitiveness of firms: Review of theory, frameworks and models (SSRN Scholarly Paper ID 2146487). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=2146487>
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. The Journal of Finance, 57(1), 1-14. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00414>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Ed. John Wiley and Sons Press.
- Bolton, P., & Scharfstein, D. S. (1990). A theory of predation based on agency problems in financial contracting. The American Economic Review, 80(1), 93-106. <https://www.jstor.org/stable/2006736>
- Brigham, E. F., & Houston, J. F. (2012). *Fundamentals of financial management* (Concise Edition ed.). Cengage Learning.
- Campello, M. (2006). Capital structure and product markets interactions: Evidence from business cycles. Journal of Financial Economics, 68(3), 353-378. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00070-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00070-9) [Crossref], [Google Scholar]
- Chen, H. (2010). Macroeconomic Conditions and the Puzzles of Credit Spreads and Capital Structure, Journal of Finance, 65(6), 2171-2212.
- Chevalier, J. A., & Scharfstein, D. S. (1994). Capital-market imperfections and countercyclical markups: Theory and evidence. <https://www.nber.org/papers/w4614>.
- Damodaran, A. (2011). *The little book of valuation: How to value a company*. John Wiley & Sons. Pick a Stock and Profit
- Demirci, I., Huang, J. and Saim, C. (2019). Government Debt and Corporate Leverage: International Evidence, Journal of Financial Economics, 133 (2), 337-356.

- Dinh Nguyen, D., To, T. H., Nguyen, D. V., Phuong, D. H., & McMillan, D. (2021). Managerial overconfidence and dividend policy in Vietnamese enterprises. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1885195. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1885195>
- Elmendorf, D.W. and Mankiw N.G. (1999). Government Debt. In: Taylor J.B. & Watson M.W.(eds), *Handbook of Macroeconomics*,1(C), 1615– 1669.
- Fama, E. F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88(2), 288–307.
- Fan, J. P., Twite, H., G. and Titman, S. (2012). An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47)1 (.
- Foley-Fisher, N., Ramcharan, R. and Yu, E.G.,)2016(. The Impact of Unconventional Monetary Policy on Firm Financing Constraints: Evidence from the Maturity Extension Program. *Journal of Financial Economics*, 122(2), 409-429.
- Fosu, S. (2013). Capital structure, product market competition and firm performance: Evidence from South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(2), 140–151. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2013.02.004>
- Fragoso, T.M.; Bertoli, W.; Louzada, F. Bayesian Model Averaging: A Systematic Review and Conceptual Classification. *Int. Stat. Rev.* 2018, 86, 1–28.
- Frank, M. Z., and Goyal, V. K. (2009). Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably Important? *Financial Management*, 38 (1), 1-37.
- Friedman, B. M. (1978). Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits. *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 593-641
- Graham, J., Leary, M. T. and Roberts, M. R., (2014). How Does Government Borrowing Affect Corporate Financing and Investment? NBER Working Papers (No. 20581). National Bureau of Economic
- Greenwood, R., Hanson, S. and Stein, J. C. (2010), A Gap Filling Theory of Corporate Debt Maturity Choice, *Journal of Finance*, 65, 993-1028.
- Guney, Y., Li, L., & Fairchild, R. (2011). The relationship between product market competition and capital structure in Chinese listed firms. *International Review of Financial Analysis*, 20(1), 41–51. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2010.10.003>
- Hartwell, C. A. and Malinowska, A. P. (2018), Firm-Level and Institutional Determinants of Corporate Capital Structure in Poland: New Evidence from the Warsaw Stock Exchange, *Czech Journal of Economics and Finance*, 68 (2), 120-143.
- Hausman, J. A. Specification tests in econometrics. (1978). *Econometrica*, 46(6), 1251–1271. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Hinne, M.; Gronau, Q.F.; van den Bergh, D.; Wagenmakers, E.J. A Conceptual Introduction to Bayesian Model Averaging. *Adv. Methods Pract. Psychol. Sci.* 2020, 3, 200–215.
- Huang, Y, Panizza, U, and Varghese, R. (2018), Does Public Debt Crowd Out Corporate Investment International Evidence. IHEID Working Papers(No.8-2018), The Graduate Institute of International Studies.
- Huang, Y., Pagano, M., and Panizza, U. (2016), Public Debt and Private Firm Funding: Evidence from Chinese Cities, IHEID Working Papers (No.10-2016), The Graduate Institute of International Studies.
- Huynh, T. L. D., Wu, J., & Duong, A. T. (2020). Information asymmetry and firm value: Is Vietnam different? *The Journal of Economic Asymmetries*, 21, e00147. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2019.e00147>
- Jinxiang, W., Shinong, W. and Yuhui, W. (2020). The Effect of Local Government Debt on Firm Leverage: Empirical Evidence from the City-level of China, *Journal of Finance and Economics*, 46, 111 – 125.

- Kovenock, D., & Phillips, G. (1995). Capital structure and product-market rivalry: How do we reconcile theory and evidence? *The American Economic Review*, 85(2), 403–408. <https://www.jstor.org/stable/2117956>
- Kovenock, D., & Phillips, G. (1997). Capital structure and product market behaviour: An examination of plant exit and investment decisions. *The Review of Financial Studies*, 10(3), 767–803. <https://doi.org/10.1093/rfs/10.3.767>
- Krugman, P. (1994). Competitiveness: A dangerous obsession. *Foreign Affairs*, 73(2), 28. <https://doi.org/10.2307/20045917>
- Leary, M.T. and Roberts, M.R., (2014). Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? *Journal of Finance*, 69(1), 139-178.
- Liang, Y., Shi, K., Wang, L. and Xu, J. (2017). Local Government Debt and Firm Leverage: Evidence from China, *Asian Economic Policy Review*, 12(2), 210-232
- Marsh, P. (1982). The choice between equity and debt: An empirical study. *The Journal of Finance*, 37(1), 121–144. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1982.tb01099.x>
- Moeinaddin, M., Nayebzadeh, S., & Ghasemi, M. (2013). The relationship between product market competition and capital structure of the selected industries of the tehran stock exchange. *International Journal of Academic Research in Accounting*, 3(3), 221–233. https://hrmars.com/papers_submitted/132/Article_26_The_Relationship_between_Product_Market.pdf
- Muhdi, N. and Sasaki, K. (2009), Roles of External and Domestic Debt in Economy: Analysis of a Macro Econometric Model for Indonesia, *Interdisciplinary Information Sciences*, 15(2), 251–265
- Myers, S. C. (2001). Capital Structure. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 81–102. <https://doi.org/10.1257/jep.15.2.81>
- Nguyen, V. D., Dao, T. K., Nguyen, T. H., & Huong, T. (2014a). Impact of capital structures, firm size and revenue growth on the performance of fishery companies listed on the Vietnamese stock market. In *International conference on emerging challenges innovation management for SMEs* (pp. 623–628).
- Qi, H.; Ma, S.; Chen, J.; Sun, J.; Wang, L.; Wang, N.; Wang, W.; Zhi, X.; Yang, H. Multi-Model Evaluation and Bayesian Model Averaging in Quantitative Air Quality Forecasting in Central China. *Aerosol Air Qual. Res.* 2022, 22, 210247.
- Qu, W., Wongchoti, U., Wu, F., & Chen, Y. (2018). Does information asymmetry lead to higher debt financing? Evidence from China during the NTS reform period. *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 25(1), 109–121. <https://doi.org/10.1108/JABES-04-2018-0006>
- Ramli, N.; Abdul Hamid, H.; Yahaya, A.S.; Ul-Saufie, A.Z.; Mohamed Noor, N.; Abu Seman, N.A.; Kamarudzaman, A.N.; Deak, G. Performance of Bayesian Model Averaging (BMA) for Short-Term Prediction of PM10 Concentration in the Peninsular Malaysia. *Atmosphere* 2023, 14, 311. <https://doi.org/10.3390/atmos14020311>
- Saif-Alyousfi, A. Y., Md-Rus, R., Taufil-Mohd, K. N., Mohd Taib, H., and Shahar, H. K. (2020), Determinants of Capital Structure: Evidence from Malaysian Firms, *Asia-Pacific Journal of Business Administration*, 12 (3/4) 283-326.
- Tran, H.; Kim, J.; Kim, D.; Choi, M.; Choi, M. Impact of Air Pollution on Cause-Specific Mortality in Korea: Results from Bayesian Model Averaging and Principle Component Regression Approaches. *Sci. Total Environ.* 2018, 636, 1020–1031.
- Trong, N. N., & Nguyen, C. T. (2020). Firm performance: The moderation impact of debt and dividend policies on overinvestment. *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 8(1), 47–63. <https://doi.org/10.1108/JABES-12-2019-0128>.

- Vu, T.-H., Nguyen, V.-D., Ho, M.-T., & Vuong, Q.-H. (2019). Determinants of Vietnamese listed firm performance: Competition, wage, CEO, firm size, age, and international trade. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2), 62. <https://doi.org/10.3390/jrfm12020062>
- Wang, G.; Jia, R.; Liu, J.; Zhang, H. A Hybrid Wind Power Forecasting Approach Based on Bayesian Model Averaging and Ensemble Learning. *Renew. Energy* 2020, 145, 2426–2434.
- Welch, I. (2011). Two Common Problems in Capital Structure Research: The Financial Debt to Asset Ratio and Issuing Activity Versus Leverage Changes. *International Review of Finance*, 11(1):1-17.
- Xia, X., Liao, J. and Shen, Z. (2021). The Crowd-Out Effect of Government Debt on Firm Leverage, *E3S Web of Conferences* 235, 01023.

Comparison of the Optimal Method in Bayesian, Dynamic and Selective Averaging Models to Identify the Influencing Variables on Capital Structure

Zahra Talebi

PhD student of Financial Economics, Department of Economical science, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
sh_talebi27@yahoo.com

mohammad sokhanvar

Department of Economy, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
(Corresponding Author)
mohammad.sokhanvar@iau.ac.ir

Tahereh Akhoondzadeh

Department of Economy, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
Tahereh.Akhoondzadeh@gmail.com

Abstract

The purpose of this research is to Compare the optimal method in Bayesian, Dynamic and Selective Averaging models to identify the influencing variables on capital structure forecasting. This research is practical in terms of purpose and correlational in terms of nature. In order to achieve the goal of the research, 175 companies from among the companies listed to the Tehran Stock Exchange during the years 2012 to 2022 were selected by systematic elimination method and considered as the main sample. Based on the results Among the BMA, TVP-DMA, TVP-DMS, BVAR and OLS models, the BMA model had the highest efficiency in identifying the most important variables affecting the capital structure. Based on this, 61 identified variables affecting the capital structure were included in the Bayesian averaging model. These variables were divided into two categories of internal and external factors. Based on previous probabilities, 17 variables were identified as important variables on the capital structure. Among these variables, 10 internal variables (ownership type, net operating profit, current ratio, asset turnover ratio) total; interest rate coverage ratio; debt to equity ratio; beta of all three M; accrued interest management; financial helplessness and taxes) and 7 external variables (inflation; exchange rate; budget deficit; business climate index; economic resilience index; sanctions index; capital market depth) were effective on the capital structure.

Keywords: Capital, Capital Structure; Financial Leverage, Bayesian Model Averaging

