

برآورد تابع سرمایه‌گذاری Q توبین در شرایط اصطکاک مالی

عباس شاکری^۱

مریم افهمی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۲/۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۸/۲

چکیده

هدف این مطالعه برآورد تابع سرمایه‌گذاری Q توبین در ایران می‌باشد، یکی از مهمترین چالش‌هایی که یک بنگاه برای سرمایه‌گذاری با آن مواجه است، مسئله تأمین مالی می‌باشد. از آنجا که در عالم واقع بازار سرمایه کاملی وجود ندارد، هزینه منابع مالی خارجی و داخلی بنگاه با هم برابر نیست و بنابراین مسئله اصطکاک مالی همواره در تصمیمات سرمایه‌گذاری مطرح است.

در این مقاله مدل پویای سرمایه‌گذاری در چارچوب نظریه Q توبین برآورد شده است. این مدل، سه نوع اصطکاک مالی قابل شناسایی یعنی هزینه‌های محاسب انتشار سهام، انباشت بدھی و قیدهای وثیقهای را بررسی می‌کند. برآورد این مدل با لحاظ شرایط بازارهای سرمایه و تأمین مالی ایران و به پیروی از مدل هنسی و همکاران، روی داده‌های پانل ۱۹ شرکت بورسی در دوره ۱۳۷۹-۱۴۰۰ انجام شده است. تخمین‌ها نیز به دو روش GMM و GLS انجام شده و نتایج با یکدیگر مقایسه گردیده‌اند.

واژگان کلیدی: Q توبین، سرمایه‌گذاری، تأمین مالی، اصطکاک مالی

طبقه‌بندی JEL: G31, E22

مقدمه

اگر بنگاهی بتواند فوری و بدون هزینه، ذخیره سرمایه خود را تعديل کند، تصمیم سرمایه‌گذاری آن، اساساً تصمیمی است و در چنین شرایطی، بنگاه تا جایی به انباشت سرمایه ادامه می‌دهد که ارزش تولید نهایی سرمایه برابر با هزینه استفاده از سرمایه باشد. برای به دست آوردن این رابطه می‌توان از تابع سود بنگاه نسبت به نهاده سرمایه در یک وضعیت استثنا گرفت (شاکری ۱۳۸۷، ج ۲). این همان نسخه اولیه رویکرد نئوکلاسیکی سرمایه‌گذاری است. چند اشکال در این نسخه اولیه وجود داشت نظیر اینکه فرض تولید معین بروزنا با فرض رقابت کامل ناسازگار است و اینکه این نظریه قادر به مشخص کردن نرخ سرمایه‌گذاری نبوده و بر مکانیسم تعديل ذخیره تکیه دارد. همچنین لحاظ نکردن هزینه‌های تعديل در این نسخه اولیه از اشکالات آن به شمار می‌رفت (Hayashi, 1982).

تصمیم بنگاه برای سرمایه‌گذاری، زمانی مسائلهای دینامیک و پویا می‌گردد که وجود انواع اصطکاک‌ها از تعديلات بدون هزینه و آنی ذخیره سرمایه جلوگیری کند. در شکل پویای سرمایه‌گذاری، پیش‌بینی‌ها درباره فضای اقتصادی آینده نیز در سرمایه‌گذاری جاری اثرگذار است (Abel & Eberly, 1993).

لوکاس (Lucas, 1963) و اوزاوا (Uzawa, 1969) هزینه‌های نصب^۱ کالاهای سرمایه‌ای جدید را در مسأله بهینه‌یابی بنگاه وارد کردند. بدین ترتیب، تغییراتی در نسخه اولیه رویکرد نظریه نئوکلاسیکی ایجاد گردید که بعدها توسط خود جورگنسون نیز توصیه شد (Hayashi, 1982).

در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ ادغام موضوع هزینه تعديل در تحلیل نظریه q رواج یافت. جیمز توبین بحث می‌کرد که نرخ بهینه سرمایه‌گذاری، تابعی صعودی از نسبت ارزش بازاری بنگاه به هزینه‌های سرمایه بنگاه است، نسبتی که وی آن را q نامید (Abel & Eberly, 1993). نظریه توبین در مورد سرمایه‌گذاری، در بردارنده هزینه‌های تعديل، وقفه‌ها، انتظارات در مورد آینده و همچنین ریسک می‌باشد. او مطرح می‌کند که نرخ سرمایه‌گذاری، تابعی از q به عنوان نسبت ارزش بازاری واحد اضافی سرمایه به هزینه جایگزینی آن می‌باشد.

نقطه تعادل سرمایه‌گذاری بنگاه جایی است که قیمت واحد سرمایه در بازار سهام با قیمت آن در بازار کالاهای سرمایه‌ای برابر باشد؛ یعنی در جایی که q توبین برابر یک گردد. اگر مقدار q بیشتر از یک باشد، نشان دهنده این است که سرمایه‌گذاری اضافی سودآور است و باید انجام شود و اگر مقدار آن کمتر از یک باشد، به این معنی است که موجودی سرمایه باید کاهش یابد. q توبین را می‌توان به این صورت نشان داد:

$$q = \frac{MV}{PK}$$

1. Installation

که در آن، MV ارزش بازاری یک واحد سرمایه بنگاه و P^K قیمت این واحد سرمایه در بازار است (شاکری ۱۳۸۷، ج ۲: ۷۸۱). اگر بنگاهی بتواند ذخیره سرمایه خود را به طور آزادانه تغییر دهد، بنابراین، می‌تواند تا زمانی که q برابر واحد گردد، به افزایش یا کاهش ذخیره سرمایه خود ادامه دهد. از این رو، ملاحظه می‌شود که برخی از انواع هزینه‌های تعديل در پس این تئوری جای دارد (Hayashi, 1982).

بحث توبین این است که افزایش در بازدهی سرمایه^۱ نشان‌دهنده سودآوری^۲ سرمایه‌گذاری اضافی است و ارزش بازاری سرمایه موجود را افزایش خواهد داد. این سرمایه‌گذاری اضافی، تولید نهایی سرمایه را کاهش می‌دهد و قیمت کالاهای سرمایه‌ای تا زمانی که تعادل برقرار شود کاهش می‌یابد (Summers, et al., 1981).

گرچه نقش تابع تولید هرگز در بیان توبین واضح نیست با این حال، می‌توان نظریه q را از بهینه‌یابی بنگاه نیز استخراج کرد. به طور روز افزون قابل شناسایی است که نظریه سرمایه‌گذاری نوکلاسیکی تغییر یافته با هزینه‌های نصب^۳ و نظریه q توبین معادل هستند (Hayashi, 1982). یعنی ایده اساسی نظریه q توبین حل مسئله بهینه‌سازی پویای بنگاه با هزینه‌های تعديل محاسب است (Cooper & Ejarque, 2001).

با این حال q ای که ما آن را q نهایی می‌خوانیم، غیر قابل مشاهده است و مادامی که غیر قابل مشاهده باشد، کاربردی نیست. آنچه که ما مشاهده می‌کنیم، Q متوسط است؛ یعنی: نسبت ارزش بازاری سرمایه موجود به هزینه جایگزینی آن (Hayashi, 1982).

هایاشی (Hayashi, 1982) و نیز ابل و ابرلی (Abel & Eberly, 1993) شرایطی را نشان می‌دهند که در آن، Q متوسط و q نهایی توبین با هم برابر هستند. در هر دو این مدل‌ها، فرض بر این است که بنگاه منحصرًا از طریق انتشار سهام، تأمین مالی می‌کند و بنابراین، آنها در مدل خود از هر نقشی برای ساختار مالی چشم پوشی می‌کنند.

هایاشی نشان می‌دهد که اگر بنگاه قیمت‌پذیر باشد و تابع تولید و تابع نصب دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس باشند، در چنین شرایطی با صرف نظر کردن از مالیات و تخفیف استهلاک، q نهایی برابر با Q متوسط خواهد بود. به عبارت دیگر، زمانی که بنگاه قیمت‌پذیر است و هر دو تابع تولید و تابع نصب همگن هستند، اساساً q نهایی و Q متوسط برابرند ولی اگر بنگاه قیمت‌گذار باشد، Q متوسط بیشتر از q نهایی خواهد بود (این اختلاف همان رانت احصار فروش می‌باشد). واضح است که فرض رقابت کامل در بازارهای تولید سؤال برانگیز بوده و در عالم واقع، رقابت کامل وجود

1. Return to capital

2. Profitability

3. Installation cost

ندارد. علاوه بر این، مسائل دیگری در رابطه با ارزیابی صحیح دارایی‌های بنگاه در بازارهای سرمایه به سبب وجود اطلاعات نامتقارن و حتی در رابطه با انگیزه‌های مدیران در ماقزیم کردن ارزش بنگاه، در ادبیات این حوزه مطرح است.

برای تأمین مالی بنگاهها سه روش وجود دارد: تأمین مالی از طریق وجود داخلی بنگاهها، تأمین مالی از راه انتشار سهام و نیز تأمین مالی از طریق قرض گیری که هزینه و ریسک هرکدام از این منابع تأمین مالی متفاوت است. تغییر در ریسک مورد انتظار، هزینه‌های تأمین مالی سرمایه‌گذاری را تغییر می‌دهد (شاکری، ۱۳۸۷، ۲).

برخلاف پیش‌بینی نظریه مودیگلیانی و میلر (Modigliani & Miller, 1958)، به نظر می‌رسد که بیشتر بنگاهها برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری، استفاده از منابع مالی داخلی را ترجیح می‌دهند. طبق یافته‌های استفان راس و همکارانش (Ross et al., 1993) حدود ۸۰ درصد همه تأمین مالی‌ها از طریق منابع داخلی صورت می‌پذیرد. این رفتار، نقش اطلاعات نامتقارن و مسائل کارگزاری را در افزایش هزینه‌های منابع خارجی تأمین مالی برجسته‌تر می‌کند (Gomes, 2001).

پیش‌فرض اساسی در بازارهای سرمایه کامل این است که قرض‌گیرندگان (تصمیم‌گیرندگان بنگاه) و قرض‌دهندگان (عرضه‌کنندگان منابع مالی) اطلاعات یکسانی درباره انتخاب بنگاه، استفاده از نهاده‌ها، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، ریسک پروژه‌ها، تولید و سود دارند. بر این اساس، هزینه فرصت منابع مالی داخلی بنگاه برابر نرخ بهره بازار در نظر گرفته می‌شود و منابع مالی داخلی و خارجی بنگاه جانشین کامل یکدیگر درنظر گرفته می‌شوند (Hubbard, 1997). در این شرایط هیچگونه کمبودی در منابع برای بنگاه‌ها بوجود نمی‌آید و هزینه نهایی قرض و انتشار سهام و نیز هزینه فرصت منابع داخلی با هم برابر هستند (Mills, Morling, & Tease, 1994). در این شرایط، دسترسی به وجود نقد مناسب، قیدی برای سرمایه‌گذاری محسوب نمی‌گردد و مشخصه‌های مالی بنگاه بر هزینه سرمایه آن تأثیر نمی‌گذارد و بنابراین، فاکتورهای مالی تنها از طریق هزینه سرمایه وارد می‌گردند که در واقع، مستقل از شیوه تأمین مالی بنگاه می‌باشد. این عدم وابستگی از این ناشی می‌شود که بازار سرمایه، کامل فرض شده است (Mills, Morling, & Tease, 1994).

اما مسئله این است که در عالم واقع، بنگاه نمی‌تواند در نرخ بهره بازار به منابع مالی نامحدودی دسترسی داشته باشد و از یک سطح به بعد، منحنی عرضه منابع مالی شکسته می‌شود و بنگاه باید برای به دست آوردن منابع مالی بیشتر، هزینه بیشتری پرداخت نماید. در دنیای واقع، تصمیم‌گیرندگان بنگاه در خصوص جنبه‌های مختلف سرمایه‌گذاری و تولید، به طرز معنی‌داری اطلاعات بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاران خارج از بنگاه دارند (Hubbard, 1997). در مقیاس خرد، مسئله اطلاعات نامتقارن میان قرض‌گیرندگان و قرض‌دهندگان، به شکاف میان هزینه تأمین مالی داخلی و تأمین

مالی خارجی منجر می‌گردد (Hubbard, 1997).

حدودیت تأمین مالی یعنی منابع مالی داخلی و خارجی بنگاه، جانشین کاملی برای هم نیستند (Hennessy, 2004). بنگاهی از نظر تأمین مالی محدودیت دارد که با شکاف بین هزینه‌های داخلی و خارجی تأمین مالی مواجه باشد. با این تعریف، احتمالاً همه بنگاه‌ها محدودیت تأمین مالی دارند؛ چرا که یک هزینه مبادله ناچیز در منابع خارجی می‌تواند برای قرار گرفتن بنگاه در این رده کافی باشد. میزان محدودیت مالی بنگاه، رابطه مستقیمی با میزان شکاف هزینه‌های تأمین مالی داخلی و خارجی بنگاه دارد.

در هر صورت از نظر ما اهمیتی ندارد که شکاف هزینه‌های تأمین مالی داخلی و خارجی بنگاه از چه مسائلی ناشی شده و در واقع، هدف ما شناسایی نواقص بازار سرمایه نیست بلکه پی بردن به اثراتی است که نواقص بازار سرمایه می‌توانند بر روی سرمایه‌گذاری داشته باشند.

گرچه اثر اصطکاک‌های مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، موضوعی مهم در تأمین مالی بنگاه است، ولی متاسفانه شناسایی تعاملات تأمین مالی - سرمایه‌گذاری، کار چندان ساده‌ای نیست (Almeida & Campello, 2007). با این حال، مدل سرمایه‌گذاری q توبین می‌تواند چارچوبی فراهم نماید تا ارتباط میان بخش حقیقی و بخش مالی اقتصاد برقرار گردد؛ یعنی نظریه q توبین از این نظر مورد توجه است که پیوند میان متغیرهای مالی و سرمایه‌گذاری می‌تواند از مدلی آینده نگر^۱ و رفتار بهینه استخراج گردد (Chirinko, 1986).

هننسی و همکارانش در پژوهش خود در سال ۲۰۰۷، مدل سرمایه‌گذاری را در شرایط بازارهای ناقص سرمایه استخراج می‌کنند که ما از این مدل برای برآورد تابع سرمایه‌گذاری q توبین استفاده خواهیم کرد. این مدل، اساساً در حیطه نظریه q ای است که توسط هایاشی (Hayashi, 1982) رائه گردید ولی مدل هایاشی در رابطه با آزمون‌های ساختاری برای نواقص بازار مالی چیزی ارائه نمی‌کند و از این رو، کاربرد آن در تأمین مالی محدود است (Hennessy, Levy, & Whited, 2007).

مدل هنسی و همکارانش، مدلی کامل‌تر است و از این جهت که از طریق بهینه‌یابی به دست آمده‌است و در آن سرمایه‌گذاری نسبت به متغیرهای مربوطه‌اش خطی است، به گونه‌ای منحصر به فرد است. این مدل با مطالعاتی که در حیطه سرمایه‌گذاری پویا به شیوه شبیه‌سازی عمل می‌کنند کاملاً متفاوت است. هنسی و همکارانش ارتباط میان q نهایی و Q متوسط را در شرایطی به دست می‌آورند که بنگاه در بازار سرمایه با مجموعه وسیعی از اصطکاک‌ها مواجه است و معادله سرمایه‌گذاری قابل تخمین آنها مستقیماً به هر کدام از سه اصطکاک هزینه‌های محدب انتشار سهام، قیدهای وثیقه‌ای و نیز انباست بدھی مربوط می‌گردد.

1. Forward-looking

پیشینه پژوهش

فازاری، هوبارد و پترسون در سال ۱۹۸۸ دریافتند که اگر نواقص بازار سرمایه باعث گردد که بنگاهها با محدودیت‌های تأمین مالی مواجه شوند، میزان منابع داخلی، سرمایه‌گذاری بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در غیاب اطلاعات نامتقارن میان مدیران بنگاه و سرمایه‌گذاران خارج از بنگاه، یعنی در شرایط بازار سرمایه کامل، تمام اطلاعات موجود درباره تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه در Q توبین خلاصه می‌شود؛ اما با وجود محدودیت‌های مالی، آنها «جریان وجوه نقد» را به عنوان نماینده‌ای برای منابع داخلی وارد تابع سرمایه‌گذاری Q توبین نمودند (Fazzari, Hubbard, & Petersen, 1996). کاپلان و زینگالس (Kaplan & Zingales, 1997) اذعان می‌کنند که هرچند حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان وجوه نقد در بنگاه‌های دارای محدودیت مالی نسبت به بنگاه‌های بدون محدودیت مالی بیشتر است، اما این لزوماً صحیح نیست که اندازه^۱ این حساسیت، با درجه محدودیت‌های مالی افزایش می‌یابد. توجیه وجود این حساسیت به دلیل وجود هزینه‌های مبادله برای بنگاهها و بنابراین، هزینه‌بری بیشتر منابع خارجی نسبت به منابع داخلی ساده است و با این حال، به نظر آنان هیچ آزمونی درباره فروض اساسی این موضوع که حساسیت‌های سرمایه‌گذاری - جریان وجوه نقد به طور مونوتونیک با درجه محدودیت‌های تأمین مالی افزایش می‌یابد، انجام نشده‌است و هیچ دلیل تئوریک و شواهد تجربی، نشان می‌دهند که حساسیت سرمایه‌گذاری - جریان وجوه نقد بالاتر معیار سنجش معتبری برای اختلاف هزینه تأمین مالی داخلی و خارجی نیست.

اوستربرگ (Osterberg, 1988) در می‌یابد که گرچه Q از ساختار تأمین مالی تأثیر می‌پذیرد اما همچنان آماره مناسبی برای توضیح سرمایه‌گذاری است. او بیان می‌دارد که مدل‌های سرمایه‌گذاری Q ، پیش از او به طور ضمنی فرض کرده‌اند که تصمیمات تأمین مالی، هیچ اثری بر هزینه سرمایه ندارند اما وی نشان می‌دهد که ساختار تأمین مالی چگونه هزینه سرمایه و مسیر زمانی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

گومز (Gomes, 2001) بیان می‌دارد که تأثیر محدودیت‌های مالی می‌تواند در ارزش بازاری بنگاه ظاهر شود و بنابراین، می‌تواند توسط Q بیان گردد. به نظر وی، خطاهای اندازه‌گیری در مدل‌های ساده شده می‌تواند منجر به ظاهر شدن علامت نادرست یعنی ضریب بزرگ برای جریان وجوه نقد گردد و از طرفی، وجود شوک‌های زمینه‌ای نیز می‌تواند ارتباط کاذب میان سرمایه‌گذاری، جریان وجوه نقد و تولید را نشان دهد.

از دید کوپر، وجود شواهدی مبنی بر وجود حساسیت سرمایه‌گذاری نسبت به سوددهی که عمدها در

1. Magnitude

چارچوب تئوری Q جمع شده‌اند، اغلب به عنوان علامتی از ناکامل بودن بازار سرمایه محسوب می‌شود. به نظر اریکسون و وایتد (Erickson & Whited, 2000) و گومز (Gomes, 2001) این نتایج می‌تواند از خطای اندازه‌گیری ناشی شود. اما کوپر و اجارک (Cooper & Ejarque, 2001) نشان می‌دهند که اگر بنگاه‌ها قدرت بازاری داشته باشند، حتی در غیاب ناکاملی بازار سرمایه، سرمایه‌گذاری می‌تواند به متغیرهای مالی وابسته باشد. کوپر در مطالعه خود وضعیتی را بررسی می‌کند که در آن، بنگاه‌های رقابتی با محدودیت‌های قرض‌گیری^۱ آشکار مواجه می‌شوند. از پژوهش‌هایی بر می‌آید که این قدرت بازاری است که پیوند اصلی میان سرمایه‌گذاری و منابع داخلی را ایجاد می‌کند و نه ناکامل بودن بازار سرمایه. مدل او، هم رقابت ناقص و هم، اصطکاک مالی را دربر می‌گیرد. نتایج حاکی از آن است که اضافه کردن اصطکاک‌های مالی به مدل رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه در شرایط رقابت ناقص، توانایی مدل را برای تطبیق با مشاهدات افزایش نمی‌دهد. با اضافه کردن هزینه‌های ثابت دسترسی به بازار سرمایه، ضریب هزینه ثابت، صفر به دست می‌آید و بر مبنای آن، این نتیجه گرفته می‌شود که رگرسیون‌های سرمایه‌گذاری بر مبنای Q اساساً قدرت بازار را منعکس می‌کنند نه ناکامل بودن بازارهای سرمایه را (Cooper & Ejarque, 2003).

آلمندا و کمپلوا (Aleida & Campello, 2007) نیز برای شناسایی اثر اصطکاک‌های مالی بر سرمایه‌گذاری، ضریب فزاینده اعتباری را به کار می‌برند. ضریب فزاینده اعتباری بدین صورت اتفاق می‌افتد که دارایی‌هایی قابل وثیقه‌گذاری،^۲ موقعیت قرض‌گیری بیشتری برای بنگاه فراهم می‌کنند و این موقعیت قرض‌گیری به نوبه خود باعث سرمایه‌گذاری بیشتر در دارایی‌های قابل وثیقه‌گذاری می‌گردد. ضریب فزاینده اعتباری نشان می‌دهد که حساسیت‌های سرمایه‌گذاری نسبت به جریان وجود نقد بنگاه‌ها، برای بنگاه‌هایی که از نظر مالی محدودیت دارند، می‌تواند نسبت به قابلیت لمس^۳ دارایی‌های بنگاه، صعودی باشد. در واقع، آنها بحث تئوریکی جدیدی را برای شناسایی اثر اصطکاک‌های مالی بر سرمایه‌گذاری مطرح می‌کنند و آن اینکه آیا در زمانی که بنگاه دسترسی ناقص به اعتبار دارد، متغیرهایی که توانایی بنگاه برای کسب منابع خارجی را افزایش می‌دهند، قادر به افزایش سرمایه‌گذاری بنگاه هستند.

یکی از این متغیرها که توانایی بنگاه برای جذب منابع خارجی را نشان می‌دهد، قابلیت لمس دارایی‌های بنگاه است. دارایی‌هایی که قابلیت لمس بیشتری دارند، منابع مالی خارجی بیشتری برای بنگاه فراهم می‌کنند. نتایج آزمون آنها نشان می‌دهد که قابلیت لمس دارایی، تنها در بنگاه‌هایی که از نظر مالی محدودند، به طور مثبت بر روی حساسیت‌های سرمایه‌گذاری- جریان وجود نقد تأثیر دارد و

1. Borrowing

2. Pledgeable asset

3. Tangibility

این قابلیت لمس دارایی، هیچ اثری بر حساسیت‌های سرمایه‌گذاری- جریان وجوه نقد در بنگاه‌های غیر محدود ندارد. از این رو، نتایج آنها قویاً بر این نکته تأکید دارد که اصطکاک‌های مالی، تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

هننسی و همکارانش (Hennessy et al., 2007) نظریه q سرمایه‌گذاری را در شرایط محدودیت تأمین مالی توسعه می‌دهند. آنها با اضافه کردن ناطمنانی، ذخیره موقت موجودی نقد، قیود وثیقه‌ای در وام‌های بانکی واسطه‌ای و انباشت بدھی (که با افزایش بدھی بلندمدت افزایش می‌بادد) و نیز هزینه‌های محدب انتشار سهام، مدل هایاشی (Hayashi, 1982) را گسترش داده اند. مدل آنها به طور درون‌زا شامل نگهداری موجودی نقد^۱، جیره‌بندی اعتبار و هزینه‌های انتشار سهام خارجی نیز می‌شود (Hennessy, 2004). نتایج آنها حاکی از آن است که هزینه‌های انتشار سهام و انباشت بدھی باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شوند ولی بنگاه‌هایی که مواجهه با قیود وثیقه‌ای در آینده را پیش‌بینی می‌کنند، در حال حاضر، بیشتر سرمایه‌گذاری خواهند کرد؛ چرا که سرمایه ایجاد شده، محدودیت‌های آینده را کاهش می‌دهد.

بولتون و همکارانش (Bolton et al., 2011) در مطالعه خود، مدلی از سرمایه‌گذاری پویا، تأمین مالی و مدیریت ریسک برای بنگاه‌های دارای محدودیت مالی ارائه می‌کنند. این مدل، در تصمیمات سرمایه‌گذاری بر اهمیت ارزش نهایی نقدینگی درونزا یعنی موجودی نقد^۲ و خط اعتباری^۳ تأکید می‌کند. آنها بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاری بنگاهی که با محدودیت تأمین مالی مواجه است، به وسیله رابطه زیر مشخص می‌گردد:

$$\text{هزینه نهایی تأمین مالی} / q_{\text{نهایی}} = \text{هزینه نهایی سرمایه‌گذاری}$$

برای بنگاهی که جریان وجوه نقد بالایی دارد، هزینه نهایی تأمین مالی تقریباً ۱ است و بنگاهی که با محدودیت تأمین مالی مواجه است، ممکن است هزینه نهایی تأمین مالی بیشتر از یک داشته باشد. نکته کلیدی مطالعه آنها مشخص کردن تحلیلی و کمی ارزش نهایی موجودی نقد به عنوان فرصت‌های سرمایه‌گذاری بنگاه، دارایی‌های نقدی^۴، اهرم^۵، هزینه‌های تأمین مالی خارجی و تأمین فرصت‌هایی که بنگاه با آن مواجه است، در بنگاه دارای محدودیت مالی است. آنان نتیجه می‌گیرند که سرمایه‌گذاری به نسبت q نهایی و ارزش نهایی نقدینگیوابسته است و ارتباط میان سرمایه‌گذاری و q نهایی به واسطه منبع نهایی تأمین مالی تغییر می‌کند.

1. Cash retention
2. Cash
3. Credit line
4. Cash holding
5. Leverage

استخراج مدل

همانطور که اشاره شد به منظور استخراجتابع سرمایه‌گذاری φ توبین در شرایطی که بنگاه با محدودیت در تأمین مالی مواجه است، از مدل هنسی (Hennessy, 2007) استفاده می‌کنیم. به طور خلاصه، مسأله بهینه‌سازی بنگاه به شکل زیر مطرح می‌شود و در واقع، مدیر بنگاه به دنبال حداکثر کردن ارزش بنگاه است که به صورت معادله زیر بیان می‌گردد:

$$S(K_t, B_t, \varepsilon_t) = \max_{g_{t+\tau}, I_{t+\tau}, T} E_t \left[- \int_0^{T-t} e^{-rt} H(X_{t+\tau}, K_{t+\tau}) dt \right] \quad (1)$$

که در آن، تابع $H(X, K)$ هزینه انتشار سهام است. برای سازگاری مدل با چارچوب نظری انتخاب نامناسب^۱ فرض می‌شود که هزینه‌های انتشار سهام محدب هستند. X مقدار تأمین مالی از طریق انتشار سهام است. متغیر K ذخیره سرمایه را نشان می‌دهد. تابع H نسبت به X محدب بوده و اکیداً صعودی و نسبت به K نزولی و محدب است. این تابع، نسبت به هر دو X و K همگن از درجه یک و در متغیر X ، هم سود توزیع شده و هم، انتشار سهام گنجانده شده است. بنابراین، برای هر $X \leq 0$ داریم:

$$H(X, K) = X$$

مقادیر منفی X معادل با این است که سهامداران با هزینه منفی مواجه هستند؛ یعنی زمانی که $X < 0$ است، بنگاه سود توزیع می‌کند و سهامداران X را دریافت می‌کنند و زمانی که $X > 0$ است، بنگاه سهام منتشر خواهد کرد.

برای بنگاه در هر لحظه از زمان، قید بودجه زیر می‌باید برقرار باشد:

$$X_t = I_t + G(I_t, K_t) + b + \tilde{r}B_t - g_t - F(K_t, \varepsilon_t) \quad (2)$$

چهار عبارت اول در سمت راست معادله فوق، هزینه‌ها و مصارف را نشان می‌دهد که شامل هزینه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم (I)، هزینه‌های غیرمستقیم تعديل سرمایه (G)، پرداخت‌های بدھی عمومی (b) و هزینه بهره در خط اعتباری بانک ($\tilde{r}B_t$) است. دو عبارت آخر، منابع تأمین مالی غیر از انتشار سهام را نشان می‌دهد. متغیر g قرض گرفتن جدید از بانک یا کاهش در ذخیره موقع وحه نقد را نشان می‌دهد؛ در حالی که F نشان دهنده وجه نقدی است که از عملیات جاری به دست می‌آید.

در واقع تابع F سود ناخالص بنگاه است که هزینه‌های نصب ماشین آلات جدید یا کثار گذاشتن ماشین آلات قدیمی را شامل نمی‌شود. فرض می‌شود که این تابع نسبت به دو آرگومان خود اکیداً صعودی بوده و نسبت به K همگن از درجه یک باشد. به عبارت دیگر، تابع سود ناخالص F نسبت به سرمایه خطی در نظر گرفته می‌شود. این فرض، زمانی مصدق دارد که بنگاه قیمت پذیر

1. Adverse selection

و تابع تولید، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس داشته باشد؛ یعنی در واقع، زمانی که فروض های اشی برای برابری q نهایی و Q متوسط، برقرار است. غیر خطی بودن تابع سود ناچالص می‌تواند ناشی از قدرت بازار یا بازدهی‌های نزولی و یا هر دو این موارد باشد. تابع G هزینه‌های تعدیل سرمایه (غیر از $I=0$ قیمت مستقیم سرمایه) را نشان می‌دهد. هزینه‌های تعدیل، هزینه‌هایی غیر منفی هستند و در به مقدار مینیمم خود یعنی صفر می‌رسند. این تابع اکیداً محدب است و نسبت به دو آرگومان خود یعنی I و K همگن از درجه یک می‌باشد. متغیر برونزای ε تغییرات در قیمت محصول بنگاه، تغییرات هزینه‌ها و تولید را نشان می‌دهد. برای سادگی، قیمت سرمایه واحد در نظر گرفته شده است.

تغییرات k به شکل زیر است:

$$(3) \quad dK_t = (I_t - \delta K_t)dt$$

که پارامتر δ نشان دهنده نرخ استهلاک می‌باشد. تغییرات خط اعتباری بانک نیز به شکل زیر است:

$$(4) \quad dB_t = g_t dt$$

به منظور در نظر گرفتن فرآیند وام با واسطه (وام بانکی)، فرض می‌شود که بنگاه به خط اعتباری بانک دسترسی دارد و برای قابل محاسبه کردن این دسترسی به خط اعتباری، متغیر حالت درونزای B وارد مدل می‌شود. متغیر B تعادل خط اعتباری و متغیر g سیاست کنترل تأمین مالی را نشان می‌دهد؛ یعنی نرخ رشد خط اعتباری بانک را تنظیم می‌کند. قیدهای وثیقه‌ای از طریق محدود کردن g اعمال می‌شود:

$$(5) \quad g \leq \bar{g}(K, B, \varepsilon) \equiv \gamma * [L(\varepsilon)K - B]$$

ارزش نقدشوندگی^۱ هر واحد از سرمایه $L(\varepsilon) \in (0, 1)$ است. که L به وضعیت صنعت (ε) بستگی دارد. بانک، قیود وثیقه‌ای اعمال می‌کند تا رابطه $K_t \leq L(\varepsilon)B_t$ را تضمین نماید. قید کنترل در معادله بالا به بنگاه اجازه می‌دهد تا شکاف میان تعادل خط اعتباری موجود (B) و مرز بالاتر (LK) را از بین ببرد. پارامتر γ نرخی را که بنگاه می‌تواند شکاف را از بین ببرد، مشخص می‌کند. این پارامتر می‌تواند به طور دلخواه بالا در نظر گرفته شود و بنگاه به سرعت شکاف را از بین ببرد. مقدار این پارامتر، هیچگونه تأثیری در معادله سرمایه‌گذاری تجربی ندارد.

به هر صورت، معادله بهینه‌سازی ۱ با توجه به قیدهای ۲ تا ۵ حل می‌شود. حل این معادله با استفاده از معادله بلمن به دست می‌آید:

$$(6) \quad rS = \max_{g,I} -H[I + G(I, K) + b - \tilde{r}B - g - F(K, \varepsilon), K] + (I - \delta K)S_K + gS_B + \mu(\varepsilon)S_\varepsilon + \frac{1}{2}\sigma^2(\varepsilon)S_{\varepsilon\varepsilon} + \lambda[\gamma(L(\varepsilon)K - B) - g]$$

1. Liquidation value

شرط بهینه‌ای که مشخص کننده سرمایه‌گذاری می‌باشد، عبارت است از:

$$S_K \equiv q = H_X * [1 + G_I(I^*, K)] = (-S_B + \lambda) * [1 + G_I(I^*, K)] \quad (7)$$

این شرط بهینه، نشان می‌دهد که بنگاه تا جایی به سرمایه‌گذاری خود ادامه می‌دهد که ارزش سایه‌ای یک واحد از سرمایه به کار گرفته شده، دقیقاً برابر با هزینه نهایی سرمایه‌گذاری باشد. ارزش سایه‌ای یک واحد از سرمایه، همان q توبین است. با مرتب کردن عبارت بالا داریم:

$$G_I(I^*, K) = \frac{q}{H_X} - 1 \quad (8)$$

برای تبدیل مدل به مدلی قابل آزمون، فرض می‌شود که تابع هزینه تعدیل G ، شکل تابعی زیر را داشته باشد که با فروض درنظر گرفته شده در خصوص تابع G سازگار است:

$$G(I, K) = \frac{1}{2} \alpha K \left[\frac{1}{K} - \delta \right]^2 \quad (9)$$

که در آن، α پارامتری است که خمیدگی را نشان می‌دهد و مقدار آن بزرگتر از صفر است. فرض می‌شود که تابع هزینه انتشار سهام نیز شکل زیر را داشته باشد:

$$H(X, K) = X + \emptyset * \left[\frac{1}{2} K \varphi \left(\frac{X}{K} \right)^2 \right] \quad (10)$$

که در آن، φ پارامتری است که خمیدگی را نشان می‌دهد و مقدار آن بزرگتر از صفر است. \emptyset شاخصی برای $X > 0$ می‌باشد.

با توجه به فرض در نظر گرفته، شده شرط بهینه برای سرمایه‌گذاری عبارت است از:

$$I^* = \left(\delta - \frac{1}{\alpha} \right) + \left(\frac{1}{\alpha} \right) [1 + \emptyset \varphi X]^{-1} * q \quad (11)$$

$$X \equiv \frac{X}{K} \quad I \equiv \frac{I}{K}$$

تابع $f(\cdot)$ را به شکل زیر تعریف می‌کنیم:

$$f(x) \equiv [1 + \emptyset \varphi x]^{-1} \quad (12)$$

با استفاده از بسط تیلور مرتبه اول برای تابع f داریم:

$$f(x) \approx 1 - \emptyset \varphi x \quad (13)$$

با جایگذاری در شرط بهینه، معادله سرمایه‌گذاری خطی زیر را خواهیم داشت:

$$I^* \approx \left(\delta - \frac{1}{\alpha} \right) + \left(\frac{1}{\alpha} \right) q - \left(\frac{\emptyset}{\alpha} \right) (q * \emptyset x) \quad (14)$$

قابل اثبات است که ارتباط میان q نهایی و Q متوسط نیز به شکل زیر است:

$$q_t = Q_t - \frac{R_t}{K_t} + \frac{C_t}{K_t}$$

که با جایگذاری در معادله سرمایه‌گذاری به دست آمده، داریم:

$$I^* \approx \left(\delta - \frac{1}{\alpha} \right) + \left(\frac{1}{\alpha} \right) Q - \left(\frac{\emptyset}{\alpha} \right) (Q * \emptyset x) - \left(\frac{1}{\alpha} \right) \left(\frac{R}{K} \right) + \left(\frac{1}{\alpha} \right) \left(\frac{C}{K} \right) + \left(\frac{\emptyset}{\alpha} \right) \left(\frac{R-C}{K} * \emptyset x \right) \quad (15)$$

بنابراین، با استفاده از مسئله بهینه‌سازی بنگاه، معادله سرمایه‌گذاری خطی بر حسب Q به

دست می‌آید که به سادگی قابل تخمین است (Hennessy, Levy, & Whited, 2007) از آنجاکه در ایران، بازاری برای اوراق قرضه شرکتی وجود ندارد، مقادیر بدھی عمومی و بازپرداخت آن در مدل صفر خواهد بود و همچنین مسئله عدم پرداخت بدھی عمومی وجود نخواهد داشت. با اعمال شرایط فوق در مراحل استخراج مدل، عبارت $\frac{R}{K}$ از رابطه q نهایی و Q متوسط حذف می‌گردد و مدل به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$i^* \approx \left(\delta - \frac{1}{\alpha}\right) + \left(\frac{1}{\alpha}\right) Q - \left(\frac{\varphi}{\alpha}\right) (Q * \emptyset x) + \left(\frac{1}{\alpha}\right) \left(\frac{C}{K}\right) \quad (16)$$

داده‌ها

داده‌های استفاده شده برای برآورد مدل، از صورت مالی (ترازنامه، صورت سود و زیان، صورت جریان وجود نقد) شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. برای برآورد مدل، از داده‌های پانل استفاده گردیده که تلفیقی از داده‌های سری زمانی و مقطعی است. دوره مورد مطالعه، سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۸ را شامل می‌گردد که به منظور محاسبه برخی از متغیرهای مدل نظری انتشار سهام، سال پایانی یعنی سال ۱۳۸۸ از داده‌ها حذف می‌گردد. انتخاب این دوره زمانی، صرفاً به دلیل در دسترس بودن صورت مالی شرکت‌ها برای این سالها بوده است و در واقع، به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها برای سالهای بیشتر، ناچار به این ۱۰ سال اکتفا کرده‌ایم. روش نمونه‌گیری به صورت تصادفی ساده است. برای این منظور قبل از نمونه‌گیری شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مؤسسات مالی، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه، از لیست حذف شده‌اند. ضمناً شرکت‌هایی که پس از سال ۱۳۷۹ وارد بورس شده‌اند نیز از جامعه آماری حذف و تعداد ۲۰ شرکت از میان ۲۸۸ شرکت باقیمانده به صورت تصادفی انتخاب گردیدند که یکی از شرکت‌ها به دلیل نداشتن داده برای بسیاری از متغیرها، به ناجار از مدل حذف گردید و بنابراین، داده‌های پانل مورد استفاده برای تخمین معادله شامل ۹ سال و ۱۹ شرکت می‌گردد.

آزمون تجربی

همان‌گونه که از معادله ۱۶ برمی‌آید، تئوری پیش‌بینی می‌کند که Q متوسط توبین و نیز C/K ضرایب مثبتی داشته باشند و ضریب عبارت Q^*x (عبارت تعاملی) منفی گردد. طبق نظریه Q توبین، هرچه میزان Q متوسط توبین برای بنگاه بیشتر باشد، سرمایه‌گذاری بیشتر خواهد بود؛ زیرا نرخ سرمایه‌گذاری، تابعی صعودی از مقدار Q توبین است. با این حال مدل، پیش‌بینی می‌کند که بنگاه‌هایی که سهام منتشر می‌کنند، سرمایه‌گذاری کمتری داشته باشند و این به دلیل هزینه‌های اضافی مربوط به انتشار سهام اتفاق می‌افتد. از طرفی همان‌گونه که از مدل برمی‌آید، بنگاه‌هایی که مواجه شدن با قیدهای وثیقه‌ای در آینده را پیش‌بینی می‌کنند، در زمان حال سرمایه‌گذاری بیشتری انجام خواهند داد. از این رو، ضریب متغیر C/K مثبت خواهد بود.

متغیر $\left(\frac{C}{K}\right)$ مزیت سرمایه جدید در کاهش قیود وثیقه‌گذاری دوره‌های آتی را نشان می‌دهد و از این جهت، نمایه مناسبی برای بنگاه‌هایی است که احتمالاً در آینده با قیدهای وثیقه‌ای اجباری مواجه خواهند گردید. این متغیر به طور مستقیم قابل مشاهده نیست و به این علت، برای آن جانشینی بسیار پرکاربرد یعنی نمایه KZ را استفاده می‌کنیم. نمایه KZ از کاپلان و زینگالس (Kaplan & Lingales, 1997) به دست آمده است. بسیاری از پژوهشگران از این نمایه برای اندازه‌گیری قیدهای مالی استفاده می‌کنند. این نمایه به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$-1.001909CF + 3.139193TLTD - 39.36780TDIV - 1.314759CASH + 0.2826389Q$$

که در آن CF نشان دهنده نسبت جریان وجود نقد به K ، TLTD نسبت بدھی بلندمدت کلی به K ، TDIV نشان دهنده نسبت سود توزیع شده به K ، CASH نسبت ذخیره موجودی نقد به K بوده و Q نشان دهنده Q توبین است (Hennessy, Levy, & Whited, 2007).

به تبعیت از برخی از مطالعات این حوزه، ما عبارت Q را از این نمایه KZ خارج می‌کنیم. (Baker, et al., and Hennessy et al., 2007) برای انجام این کار، دو دلیل وجود دارد: اول، Q در معادله رگرسیون تجربی به طور جداگانه وارد می‌شود و ما می‌خواهیم اثرات آن را از اثرات قیدهای وثیقه‌ای جدا کنیم. دوم، Q در نقش خود به عنوان جانشینی برای q نهایی توبین شامل مقدار زیادی خطای اندازه‌گیری است (Hennessy, et al., 2007).

بنابراین، مدلی که ما برآورد کرده‌ایم، به شکل زیر است:

$$i = a + b(Q) + c(Qx) + d(KZ)$$

آزمون اثرات ثابت و تصادفی

مدل داده‌های پانل به سه صورت زیر مطرح است:

۱- رگرسیون تلفیقی^۲ - ۲- مدل اثرات ثابت^۳ - ۳- مدل اثرات تصادفی^۴

برای تشخیص اینکه داده‌های مورد استفاده برای رگرسیون از کدامیک از این مدل‌ها تعیت می‌کند، آزمون‌های مربوطه را انجام داده و به این نتیجه رسیده‌ایم که مدل دارای هیچیک از اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی مقطعی نیست. از این‌رو، در ادامه، مدل خود را به صورت رگرسیون تلفیقی برآورد خواهیم کرد.

برآورد مدل

برای اینکه نتایج آزمون‌های به دست آمده معتبر بوده و ضرایب دارای اریب نبوده و سازگار باشند، فروض کلاسیک برای تخمین OLS را بررسی می‌کنیم، بررسی این فروض، نشان می‌دهد که مدل دارای خودهمبستگی است و لذا برآورد مدل به روش OLS نتایج اریب‌دار و ناسازگاری در پی خواهد داشت. برای حل این مسئله، مدل را به روش GLS برآورد کرده‌ایم. لازم به ذکر است که برای حذف مقادیر دور افتاده^۵ از متغیری مجازی^۶ استفاده شده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که مدل به طور کلی با p-value صفر و مقدار F ای برابر با ۱۳۸/۱۸ معنی‌دار است. مقدار دوربین-واتسون به دست آمده مقدار ۱/۹۶ بوده که به ۲ بسیار نزدیک می‌باشد و حاکی از آن است که خطای تصریح در مدل وجود ندارد (اگرچه این مقدار می‌تواند نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی از مرتبه اول نیز باشد و با این‌حال، کاربرد آن در تشخیص خطای تصریح مهمتر است).

مقدار R^2 مدل نیز ۷۷ درصد به دست آمده است. هرچند که مقدار R^2 در مدل‌های Q توبین اغلب پایین است، با این‌حال مقدار به دست آمده در این مطالعه، مناسب به نظر می‌رسد و مدل، از قدرت توضیح‌دهنده‌گی خوبی برخوردار است. ضریب Q مقدار ۱۶/۰/۰ می‌باشد. p-value این ضریب، مقدار صفر به دست آمده است و نشان می‌دهد که این ضریب در فاصله اعتماد ۹۹ درصد معنی‌دار و علامت آن نیز با پیش‌بینی تئوری سازگار بوده و مثبت است.

این نتیجه، نشان می‌دهد که هر چه مقدار Q توبین برای بنگاه‌ها بزرگتر باشد سرمایه‌گذاری آن‌ها نیز بیشتر خواهد بود و این همان نتیجه‌ای است که توبین بیان داشته‌است. ضریب به دست آمده برای متغیر تعاملی Qx مقدار ۰/۰۷۸ بوده و از لحاظ آماری با p-value صفر معنی‌دار ولی علامت آن برخلاف تئوری است. اگرچه تئوری بیان می‌کند که هزینه‌های محدب انتشار سهام باعث

1. Pooled Regression

2. Fixed Effect

3. Random Effect

4. Outlier

5. Dummy

می‌گردد تا بنگاه‌هایی که سهام منتشر می‌کنند، سرمایه‌گذاری کمتری داشته باشند، با این حال، علامت این ضریب در برآورد ما خلاف پیش‌بینی مدل به دست آمده است.

در این رابطه می‌توان گفت که هزینه‌های محاسبه مربوط به انتشار سهام در ایران، چندان مؤثر عمل نمی‌کنند و بنگاه‌ها هرچه بیشتر سهام منتشر می‌کنند، سرمایه‌گذاری جاری بیشتری نیز انجام می‌دهند. این موضوع در شرایط ایران چندان دور از انتظار نیست؛ چراکه بنگاه‌ها به دلیل شرایط فرهنگی و نهادی خاصی که در ایران حاکم است، مجبور به توزیع هرچه بیشتر سود هستند؛ چون اغلب افراد عادی در خرید سهام یک شرکت توجه بیشتری به مقدار سود توزیع شده شرکت نشان می‌دهند و اطلاعات کافی درباره صورت مالی شرکت و فرصت‌های پیش‌روی آن و یا درباره ترازنامه بنگاه ندارند و از این رو، بنگاه‌ها ناچارند تا در حد توان به توزیع سود بیشتری بپردازند و این توزیع سود بیشتر از آنچه که باید، مقدار منابع داخلی بنگاه برای سرمایه‌گذاری جدید را کاهش می‌دهد. از آنجا که در ایران بازاری برای اوراق قرضه شرکتی وجود ندارد، دو راه، بیشتر برای تأمین مالی باقی نمی‌ماند: استفاده از وام مسائل مربوط به وثیقه‌گذاری را دربر دارد و بنابراین، تنها راه باقیمانده، انتشار سهام بیشتر است. از این رو است که می‌توان ارتباط مستقیم میان انتشار سهام بنگاه و افزایش سرمایه‌گذاری آن را در ایران توجیه کرد.

نتایج برآورد نشان می‌دهد که ضریب قیدهای وثیقه‌ای نیز با $p\text{-value}$ زیر ۵ درصد از نظر آماری معنی‌دار است، مقدار این ضریب 0.002 بوده و علامت آن نیز طبق تئوری مثبت به دست آمده است. بنابراین، این ضریب نشان می‌دهد بنگاه‌هایی که قیدهای وثیقه‌ای اجباری در آینده را پیش‌بینی می‌کنند، در زمان حال سرمایه‌گذاری بیشتری انجام خواهند داد.

هایاشی (Hayashi, 1982) نشان می‌دهد که حتی در بازارهای کامل مالی، اگر همگنی خطی برایتابع F (تابع سود ناخالص بنگاه) وجود نداشته باشد، Q متوسط توبیین، آماره مناسبی برای سرمایه‌گذاری نیست. این حالت مثلاً می‌تواند زمانی اتفاق بیفتد که بنگاه قدرت بازاری داشته و یا اینکه عایدات آن نزولی باشد. از طرفی، واضح است که در دنیای واقعی، رقابت کامل وجود ندارد. با این حال، کوبر و اجارک (Cooper & Ejarque, 2003) و ابل و ابرلی (Abel & Eberly, 2004) نشان می‌دهند در زمانی که بنگاه قدرت بازاری دارد، جریان وجود نقد برای شکاف میان q نهایی و Q متوسط، جانشین مناسبی است. بنابراین، وجود قدرت بازاری توضیح قابل قبولی برای معنی‌دار بودن جریان وجود نقد محسوب می‌شود. برای نشان دادن اثر قدرت بازاری یا عایدات نزولی بنگاه، جریان وجود نقد را نیز به مدل رگرسیونی خود اضافه می‌کنیم.

نتایج به دست آمده حاکی از آن است که اضافه کردن متغیر جریان وجود نقد تأثیر چندانی روی متغیرهای دیگر ندارد و ضرایب آنها کمابیش مشابه برآورد قبلی به دست می‌آید. ضریب متغیر

Q برابر با $14\% \cdot 0.083$ ، ضریب متغیر Q_X برابر با 0.005 و ضریب متغیر KZ برابر با 0.005 به دست آمده است. ضریب متغیر اضافه شده یعنی Cf نیز مقدار 0.086 است و از نظر آماری در فاصله اطمینان ۹۹ درصد کاملاً معنی‌دار بوده و علامت آن نیز مثبت می‌باشد.

با این حال، از آنجا که خود نمایه KZ شامل جریان وجوه نقد است، وارد کردن جریان وجوه نقد به طور جداگانه در مدل M می‌تواند به اریب‌دار بودن ضریب Cf منجر گردد. علاوه بر این، وجود خطای اندازه‌گیری در Q می‌تواند باعث گردد تا این اریب به ضرایب دیگر نیز سرایت کند، چرا که Q با تمام متغیرهای رگرسیون مرتبط است. برای آزمودن این اثر، متغیر Cf (جریان وجوه نقد) را از نمایه KZ خارج کرده و مدل را با نمایه جدید یعنی $KZ2$ دوباره برآورد می‌کنیم. نتایج مشابه به دست آمده با حالت قبل، حاکی از آن است که این نگرانی بی‌مورد بوده است. ضریب برآورده Q_X ، ضریب برآورده $KZ2$ و Cf ، به ترتیب $14\% \cdot 0.081$ ، 0.005 و 0.083 به دست آمده است.

به هر حال، در رابطه با Q متوسط، دو مشکل تکنیکی وجود دارد:

اولی خطای اندازه‌گیری در Q است که می‌تواند به اریبی (رو به پایین) در رگرسیون سرمایه‌گذاری بر روی Q منجر گردد. این خطای اندازه‌گیری می‌تواند از اختلاف میان q نهایی و Q متوسط ناشی شده باشد که خود این اختلاف می‌تواند چندین منشأ داشته باشد:

- ممکن است به علت نواقص بازار تولید اتفاق بیفتد؛
- می‌تواند به سبب وجود اطلاعات نامتقاضن در بازارهای سرمایه صورت پذیرد؛
- یا اینکه از تفسیر هزینه جایگزینی سرمایه ناشی گردد (Angelopoulou, 2005).

در این مقاله، سعی شده است که اثر دو مورد اول را ارزیابی کنیم و نتایج، حاکی از آن بود که این دو مورد اثر چندانی بر اریب‌دار شدن رگرسیون روی Q نداشت. با این حال، مسأله سوم همچنان باقی است؛ زیرا در محاسبه مخرج Q به جای هزینه جایگزینی سرمایه، از ارزش دفتری سرمایه استفاده می‌شود.

مسأله تکنیکی دیگر مربوط به درونزا بودن Q می‌شود. از آنجا که q نهایی، ارزش فعلی سودهای آینده و حالی است که با واحد نهایی سرمایه افزایش می‌باید، بنابراین یک شوک مثبت به تابع هزینه تعديل می‌تواند مستقیماً سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد؛ چرا که این شوک به هزینه تعديل به دلیل افزایش در سوددهی مورد انتظار می‌تواند باعث افزایش q شود. با این حال، این مسأله و نیز مسأله تکنیکی مطرح شده سوم در بالا با استفاده از روش تخمین GMM مناسب قابل حل است (Angelopoulou, 2005).

برآورد مدل به روش GMM

جهت بررسی دو مسأله باقیمانده ذکر شده در بالا، سعی می‌کنیم که مدل را به روش GMM نیز برآورد نماییم. زیرا این روش می‌تواند علاوه بر این، بسیاری از مشکلات مدل از جمله واریانس ناهمسانی از نوع ناشناخته را نیز برطرف نماید.

مسئله اصلی در برآورد مدل به روش GMM، انتخاب ابزار مناسب است. از طرفی، تعداد ابزارهای استفاده شده نیز مسئله‌ای مهم به شمار می‌رود. در حالت کلی، هیچ راهنمایی واضحی درباره انتخاب ابزارها وجود ندارد و بسیاری از ابزارها اغلب به واسطه در دسترس بودن انتخاب می‌شوند. با این حال، برونا بودن ابزارها یکی از معیارهای معتبر بودن آنها می‌باشد. یافته‌های اخیر در حوزه اقتصادستجی نشان می‌دهد که وجود ابزارهای ضعیف منجر به اریبی و ناسازگاری ضرایب نیز می‌شود. از طرفی، تعداد ابزارها نباید بیش از حد زیاد باشد، چراکه به از دست دادن درجه آزادی منجر می‌گردد (Ebbes, 2007).

علاوه بر همه این موارد، اریکسون و وایتد بیان می‌دارند که خطای اندازه‌گیری در Q توبین احتمالاً به صورت سریالی همبسته است و بنابراین، متغیرهای Q با وقه ابزار مناسبی به شمار نمی‌روند (Erickson & Whited, 2000).

با لحاظ همه این موارد، در انتخاب متغیرهای ابزاری از متغیری سود جسته‌ایم که چیرینکو (Chirinko, 1986) تعریف کرده و از آن استفاده کرده است. این متغیر به صورت اختلاف میان صورت و مخرج Q متوسط توبین تعریف می‌شود. این متغیر را به پیروی از چیرینکو omega نامیده‌ایم. هان و هاسمن (Bound et al., 1995), (Hahn & Hausman, 2003)، بوند، جاگر و بیکر (Bound et al., 2003) نشان می‌دهند که رابطه معکوسی میان اریب ضرایب و مقدار F که از رگرسیون متغیر مستقل درونزا بر روی ابزارها به دست می‌آید، وجود دارد. نتایج آنان حاکی است که هرچه مقدار F و نیز R^2 مربوط به رگرسیون متغیر توضیحی بر روی ابزارها بیشتر باشد، اریب ضرایب کمتر بوده و این ابزار، ابزاری قوی برای تخمین به شمار می‌رود (Ebbes, 2007).

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که مقدار R^2 مدل در این حالت برابر با ۰/۷۵ بوده و دوربین-واتسون ۱/۹۴ می‌باشد. نتایج تخمین در این حالت بسیار مشابه نتایج تخمین با GLS است. ضرایب مربوط به متغیرهای Q و KZ همچنان در فاصله اطمینان بالای ۹۹ درصد معنی‌دار بوده و مقدار عددی این ضرایب، به ترتیب، ۰/۰۱۶ و ۰/۰۰۲۵ است. ضریب متغیر Q_X نیز از نظر آماری معنی‌دار بوده و مقدار آن ۰/۰۷۵ است و همچنان علامتی خلاف پیش‌بینی مدل دارد. ابزارهای استفاده شده شامل سود توزیع نشده، متغیری که از اختلاف صورت و مخرج Q به دست می‌آید و omega نامیده شده است و نیز متغیری که از حاصل ضرب متغیر x (انتشارسهم) و omega به دست می‌آید، می‌باشد. تعداد این ابزارها حداقل ممکن انتخاب شده است و ملاک به کار رفته برای آزمون ضعیف نبودن ابزارها، نشان از F و R^2 بالا دارد.

لازم به توضیح است که مقدار J نیز عددی بسیار نزدیک به صفر یعنی 1×10^{-29} است. تابع J به عنوان تابع آزمون خطای تصویح مدل راجع به درست یا غلط بودن ابزارهای استفاده شده، قابل

استناد است که مقدار نزدیک به صفر آن، نشان از مناسب بودن ابزارهای انتخابی دارد.

نتیجه‌گیری

مدلی که در این مطالعه به برآورد آن پرداخته‌ایم، از این نظر که بنگاه در طول زمان و تحت شرایط ناظمینانی و در مواجهه با سه اصطکاک مهم مالی به بهینه‌یابی می‌پردازد، به گونه‌ای منحصر به فرد است. این اصطکاک‌های مالی شامل هزینه‌های محدب انتشار سهام، قیدهای وثیقه‌ای و نیز بدھی انباشته^۱ است (Hennessy, Levy, & Whited, 2007). در واقع، هر کدام از این سه اصطکاک مالی در سه عبارت مجزا در معادله سرمایه‌گذاری بر مبنای Q وارد می‌شود. یکی از این سه اصطکاک مالی (بدھی انباشته) که مربوط به اوراق قرضه شرکتی است، مسلماً در مدل برآورده‌ی ما جایی ندارد. دو میان اصطکاک مالی مربوط به هزینه‌های محدب انتشار سهام است که با توجه به نتایج به دست آمده از رگرسیون انجام شده بر روی شرکت‌های بورسی ایران، دارای نتیجه‌های برخلاف پیش‌بینی تئوری است و سومین اصطکاک مالی، قیدهای وثیقه‌ای است که در برآورده‌های ما دارای معنی‌داری آماری و نیز علامت موافق تئوری می‌باشد. در واقع بنگاه‌هایی که پیش‌بینی می‌کنند در آینده با قیدهای وثیقه‌ای مواجه گرددند، در زمان حال، به سرمایه‌گذاری بیشتری می‌پردازنند. این نوع از سرمایه‌گذاری به این دلیل صورت می‌پذیرد که سرمایه به کار گرفته شده به کاهش محدودیت‌های وثیقه‌ای کمک می‌کند (Hennessy, Levy, & Whited, 2007).

هرچند در این مطالعه، اثر مثبت متغیر Q توبین بر روی سرمایه‌گذاری در بین شرکت‌های بورسی ایران با معنی‌داری بالا تأیید می‌گردد ولی به نظر می‌رسد به دلیل شرایط خاص سرمایه‌گذاری در ایران (به طور مثال، متفاوت بودن انگیزه‌های توزیع سود یا الگوهای انتشار سهام و یا حتی شرایط ویژه برای وام‌گیری از بانک‌ها، نبود بازاری برای اوراق قرضه شرکتی و ...) بررسی اصطکاک‌های مالی در این کشور نیاز به استخراج نظریه‌ای دارد که مناسب شرایط ویژه سرمایه‌گذاری آن است و مدل‌هایی نظیر آنچه که هنسی و همکارانش به استخراج آن پرداخته‌اند، پاسخگوی کاملی برای بررسی اصطکاک‌های مالی در ایران نیست و شاید بتوان با مطالعات بیشتر، گونه‌ای متفاوت از اصطکاک‌های مالی را در ایران بازشناخت. بنا به یافته‌های این پژوهش، توسعه نهادهای مالی که به بنگاه‌های اقتصادی امکان می‌دهد تا بدون نیاز به انتشار سهام جدید، پژوهه‌های سرمایه‌گذاری خود را تأمین مالی کنند، شاید مهمترین عامل رشد سرمایه‌گذاری و در نهایت، رشد اقتصادی کشور باشد. از این جهت به نظر می‌رسد اولین قدم، ایجاد زیرساخت‌های نهادی برای امکان انتشار اوراق قرضه توسط شرکت‌های خصوصی باشد.

1. Overhang debt

منابع و مأخذ:

- ریموند، پی.، ن. (۱۳۸۷). مدیریت مالی؛ ترجمه ع. جهانخانی، & ع. پارسیان، انتشارات سمت.
- سازمان بورس و اوراق بهادار (۱۳۹۰). اطلاعات مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس؛ بازبینی در مرداد ماه ۱۳۹۰، از تارنمای مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی : <http://rdis.ir/CMPAnnouncements.asp>
- شاکری، ع. (۱۳۸۷). نظریه ها و سیاست های اقتصاد کلان (جلد دوم)؛ تهران: پارس نویسا.
- Abel, A. B., & Eberly, J. C. (1993). "A Unified Model of Investment Under Uncertainty".
- Abel, A. B., & Eberly, J. C. (2004). "Q Theory without Adjustment Costs and Cash Flow Effects without Financing Constraints".
- Almeida, H., & Campello, M. (2007). "Financial Constraints, Asset Tangibility, and Corporate Investment". *The Review of Financial Studies*, 20.
- Angelopoulou, E. (2005). "The Comparative Performance of Q-Type and Dynamic Models of Firm Investment: Empirical Evidence from The UK", September.
- Baker, M., Stein, J. C., & Wurgler, J. (2002). "When Does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of Equity-Dependent Firms", July.
- Bolton, P., Chen, H., & Wang, N. (2011). "A Unified Theory of Tobin's q, Corporate Investment, Financing, and Risk Management". *forthcomin, Journal of Finance*.
- Bound, J., Jaeger, D. A., & Baker, R. M. (1995). "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak". *Journal of the American statistical association*.
- Chirinko, R. S. (1986). "Tobin's Q and Financial Policy". *NBER Working Paper*, November.
- Cooper, R., & Ejarque, J. (2001). "Exhuming Q: Market Power vs. Capital Market Imperfections", January.
- Cooper, R., & Ejarque, J. (2003). "Financial Frictions and Investment: Requiem in Q", July.
- Corgel, J. B. (1997). "Real Estate Q". "The Cutting Edge" 1997 Conference Dublin.
- Ebbes, P. (2007). "A Non-technical Guide to Indtrumental Variables and Regressor-error.
- Erickson, T., & Whited, T. M. (2000). "Measurement Error and the Relationship between Investment and q". *Journal of Political Economy*.
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). "Financing Constraints and Corporate Investment". *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1996). "Financing Constraints and Corporate Investment: Response to Kaplan and Zingales", January.
- Gomes, J. F. (2001). "Financing Investment". *The American Economic Review*, December.

-
- Hahn, J., & Hausman, J. (2003). "Weak Instruments: Diagnosis and Cures in Empirical Econometrics", Vol. 93, The American Economic Review.
- Hayashi, F. (1982). "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation". *Econometrica*, 50: 213-224.
- Hennessy, C. A. (2004). "Tobin's Q, Debt Overhang, and Investment". *The Journal of Finance*, August .
- Hennessy, C. A., Levy, A., & Whited, T. M. (2007). "Testing Q Theory with Financing Frictions". *Journal of Financial Economics* : 691-717.
- Hubbard, R. G. (1997). "Capital-Market Imperfections and Investment", April.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). "Do Investment-Cash flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?". *Quarterly Journal of Economics* .
- Lucas, R. E. (1967). "Adjustment Costs and the Theory of Supply". *Journal of political economy* .
- Mills, K., Morling, S., & Tease, W. (1994). "The Influence of Financial Factors on Corporate Investment", May.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment". *The American economic review*, June .
- Osterberg, W. P. (1988). "Tobin's Q, Investment, and The Endogenous Adjustment of Financial Structure".
- Ross, S. A., Randolph, W. W., & Bradford, J. D. (1993). "Fundamentals of Corporate Finance" (2nd Edition ed.). Irwin Press.
- Summers, L. H., Bosworth, B. P., Tobin, J., & White, P. M. (1981). "Taxation and Corporate Investment: A q-Theory Approach". *Brookings Paper on Economic Activity*: 67-140.
- Uzawa, H. (1969). "Time Preference and the Penrose Effect in a Two- class Model of Economic Growth". *Journal of political economy* .