

برآورد تابع سرمایه‌گذاری q توبین با تأکید بر نقش مالیات بر شرکت‌ها در ایران

دکتر محمد علی فلاحي*
علی چشمی**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۸/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۳/۱۱

چکیده

در علم اقتصاد نظریات بسیاری پیرامون رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در سطوح خرد و کلان اقتصادی مطرح شده است. الگوی q توبین یکی از مهمترین نظریه‌های نئوکلاسیکی سرمایه‌گذاری است که در مطالعات بیشماری مورد استفاده قرار گرفته است. در مقاله حاضر سعی شده تا با استفاده از این نظریه و با داده‌های تلفیقی سری زمانی و مقطعی برخی از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری شرکت‌های ایرانی با توجه به نقش مالیات بر شرکت‌ها شناسایی و معرفی شوند.

واژه‌های کلیدی: q نهایی و Q متوسط توبین، مالیات بر شرکت‌ها، سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، سود تقسیم شده و تقسیم نشده.

* عضو هیئت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد

e-mail: Falahi@Ferdowsi.um.ac.ir

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری یکی از مهمترین اجزای تقاضای کل است که نقش بسیار تعیین کننده‌ای در نوسانات اقتصادی و رشد اقتصادی یک کشور ایفا می‌کند، لذا، شناخت رفتار سرمایه‌گذاری بسیار مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گزاران اقتصادی بوده است. بر این اساس، از دیرباز نظریه‌پردازان درصدد تهیه الگویی بوده‌اند تا بتواند رفتار سرمایه‌گذاری را تبیین و مهمترین عوامل تأثیرگذار بر آن را شناسایی کند. از طرف دیگر، یکی از مهمترین ابزارهای سیاستی مالیات‌ها است که به وسیله آن دولت می‌تواند اهداف خود در حوزه رشد اقتصادی و توزیع درآمد و غیره را پیگیری کند. مالیات بر شرکت‌ها به عنوان مالیات بر درآمد سرمایه ارتباط بیشتری با سرمایه‌گذاری دارد. نظریه پردازان بیان کرده‌اند که مالیات بر شرکت‌ها می‌تواند تحت شرایطی با توجه به چگونگی تأمین مالی سرمایه‌گذاری، نحوه محاسبه استهلاک‌های مجاز دارایی‌ها، وجود تورم، نوع ساختار بازار کالاها و عوامل تولید و چند عامل دیگر بر سرمایه‌گذاری تأثیر منفی داشته و یا اینکه خنثی باشد.

نظریه‌های سرمایه‌گذاری اصل شتاب و نئوکلاسیکی تاکنون توابع سرمایه‌گذاری متفاوتی ارائه کرده‌اند که برای کشورهای مختلف مورد آزمون قرار گرفته است. در توابع نئوکلاسیکی^۱، هزینه استفاده از سرمایه و قیمت از متغیرهای تأثیرگذار هستند، ولی در توابع اصل شتاب به علت صفر بودن کشش جایگزینی بین نهاده‌های تولید این گونه نیست. این توابع می‌تواند در سطح کلان اقتصاد و یا در سطح شرکت‌ها مورد آزمون قرار گیرد. اکثر مطالعات انجام شده در ایران در سطح کلان و بر اساس نظریه اصل شتاب استوار است. اما در سطح شرکت‌ها به دلایل مختلفی از جمله کمبود اطلاعات و آمار پژوهش کمتری انجام شده است. این در حالی است که بر خلاف ایران در سایر کشورها به ویژه کشورهای توسعه یافته پژوهش‌های فراوانی در سطح شرکت‌ها مشاهده می‌شود.

تصمیم پیرامون سرمایه‌گذاری با سه مسئله مهم انتظارات، وقفه‌ها و ریسک روبرو است که پرداختن همزمان به آنها برای اقتصاددانان به سادگی مقدور نبوده است.^۲ جیمز توبین^۳ در سال‌های ۱۹۶۸ و ۱۹۶۹ در نظریه q این مشکلات را به کمک اطلاعات به دست آمده از بازارهای مالی به نوعی حل کرد. دیگر نظریه‌پردازان نیز برای گسترش و اصلاح این نظریه تلاش‌های فراوانی را انجام داده‌اند. در سال ۱۹۸۲ هایشی^۴ مبانی نظری نحوه ارتباط میان q نهایی غیر قابل مشاهده با Q متوسط قابل

۱. الگوهای نئوکلاسیک بر اساس شرط حداکثرسازی سود بنگاه شکل گرفته‌اند. تابع سرمایه‌گذاری q توبین و تابع هزینه استفاده از سرمایه (user cost of capital) جورگنسون از این دسته الگوها است. تابع هزینه استفاده از سرمایه بر اساس عوامل نرخ بهره، استهلاک، مالیات‌ها و قیمت کالاهای سرمایه‌ای و تولیدی استوار است. برای مطالعه بیشتر به Chirinko (1986) مراجعه شود.

۲. برای اطلاع بیشتر به Branson (1989) صفحه ۳۰۵ مراجعه شود.

3. James Tobin.

4. F. Hayashi.

مشاهده را به خوبی بسط داد. از این الگو برای مطالعه در کشورهای بیشماری استفاده شده است که از آن جمله می‌توان به سامرز^۱ (۱۹۸۱)، هایاشی (۱۹۸۲، ۱۹۸۳ و ۱۹۸۵)، پاتربا^۲ و سامرز (۱۹۸۵) هایاشی و اینو^۳ (۱۹۹۱)، کامینز و هاست^۴ (۱۹۹۲)، بلوندل و دیگران^۵ (۱۹۹۲)، دورو و دیگران^۶ (۱۹۹۴) و کامینز و دیگران (۱۹۹۶) اشاره کرد.

۲. طراحی الگو^۷

معمولاً ارائه الگوی q تعدیل شده با مالیات از معادله ارزش بنگاه آغاز می‌شود، بر این اساس که هدف هر بنگاهی حداکثر کردن این ارزش است. برای معرفی ارزش بنگاه (یعنی تابع هدف) می‌توان از عبارت مربوط به بازدهی بعد از مالیات بنگاه برای سهام‌داران که شامل افزایش ارزش سرمایه و سود سهام در زمان t است به صورت زیر استفاده کرد:

$$[(1 - z_t)(E_{i,t}(V_{i,t+1} - S_{i,t+1}) - V_{i,t}) + (1 - m_t)q_t E_{i,t} D_{i,t+1}] / V_{i,t} = r_{i,t} \quad (1)$$

در معادله فوق: i ، شاخص بنگاه، t شاخص زمان، $E_{i,t}$ عملگر انتظارات بنگاه i ام با توجه به اطلاعاتی که در زمان t در اختیار دارد، V ارزش سهام بنگاه، S ، ارزش سهام منتشر شده جدید، D سود سهامی که بنگاه می‌پردازد، Z نرخ مالیات بر افزایش ارزش سرمایه، m نرخ مالیات بر سود سهام متعلق به اشخاص و θ ، سهم سهام‌داران بنگاه از ارزش پولی یک واحد عواید تقسیم نشده دوره‌های قبل که توزیع می‌شود.

با فرض اینکه بورس بازی ساختگی وجود ندارد؛ می‌توان از معادله (۱)، ارزش بازاری خالص دارایی بنگاه را در زمان t به دست آورد:

$$V_{i,t} = E_{i,t} = \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{P}{s} \right) b_{i,j} (h_s D_{i,s} - S_{i,s}) \quad (2)$$

عامل تنزیل زمانی j برای بنگاه i ام، $\beta_{i,j} = \frac{(1 - m_s)q_s}{(1 - Z_s)}$ پارامتر تبعیض مالیاتی است به

این معنی که مزیت نسبی مالیات بر سود تقسیم شده را در مقابل مالیات بر عواید تقسیم نشده بیان می‌کند.

1. L. H. Summers.
2. J. M. Poterba.
3. T. Inoue
4. J. G. Cummins and K. A. Hassett.
5. R. Blundell, S. Bond, M. Devereux, and F. Schiantarelli.
6. M. Devereux, M. J. Keen, and F. Schiantarelli.

^۷ الگوی نظری معرفی شده در اینجا بر اساس مقاله Cummins و دیگران (۱۹۹۶) است.

بنگاه معادله (۲) رابه عنوان تابع هدف و با توجه به پنج محدودیت ناشی از شرایط موجود و وضعیت قوانین حداکثر می‌سازد:

محدودیت اول، اتحاد حسابداری موجودی سرمایه است:

$$K_{i,t} = (1 - d_i)K_{i,t-1} + I_{i,t}$$

که در اینجا: I ، سرمایه‌گذاری (ناخالص)، K ، موجودی سرمایه و δ ، نرخ استهلاک اقتصادی است. رابطه فوق بیان می‌دارد که موجودی سرمایه دوره جاری از خالص موجودی سرمایه دوره قبل به علاوه سرمایه‌گذاری ناخالص دوره جاری تشکیل می‌شود.

محدودیت دوم، براساس سود تقسیم شده بنگاه (خالص جریان نقدینگی) است. جریان ورودی نقدینگی به بنگاه شامل فروش، انتشار سهام جدید و خالص استقراض است. جریان خروجی نقدینگی از بنگاه شامل سود تقسیم شده، پرداختی به عوامل تولید، پرداختی‌های بهره و مخارج سرمایه‌گذاری است. لذا خواهیم داشت:

$$D_{i,t} = (1 - t_f)[F(K_{i,t-1}, N_{i,t}) - w_t N_{i,t} - C(I_{i,t}, K_{i,t-1}) - i_{t-1} B_{i,t-1}] + S_{i,t} + B_{i,t} - (1 - p^e) B_{t-1} - p_t (1 - G_{i,t}) I_{i,t}$$

τ ، نرخ نهایی مالیات بر شرکت، $F(K, N)$ تابع تولید بنگاه ($F_k > 0$) تولید نهایی سرمایه، $F_{kk} < 0$ شیب تولید نهایی سرمایه، $C(I, K)$ هزینه واقعی تعدیل در موجودی سرمایه ($C_I > 0$)، هزینه نهایی تعدیل سرمایه‌گذاری، $C_{II} > 0$ شیب هزینه نهایی تعدیل سرمایه‌گذاری، $C_{kk} < 0$ هزینه نهایی تعدیل سرمایه، $C_{kk} < 0$ ، شیب هزینه نهایی تعدیل سرمایه) N ، برداری شامل عوامل تولید متغیر، w برداری شامل قیمت واقعی عوامل تولید، B ، ارزش بازاری بدهی موجود شرکت، i ، نرخ بهره اسمی پرداختی به اوراق قرضه شرکت، p^e نرخ تورم انتظاری، p نسبت قیمت کالاهای سرمایه‌ای به قیمت کالاهای تولیدی و Γ منافع مالیاتی حاصل از انجام سرمایه‌گذاری است. برای مثال در حالت تخفیف مالیاتی سرمایه‌گذاری با نرخ k ، Γ مساوی است با:

$$G_{i,t} = k_{i,t} + \sum_{s=t}^{\infty} (1 + r_s + p_s^e)^{-t} t_s DEP_{i,s}(s-t)$$

که در اینجا: r نرخ بهره واقعی است که هیچ ریسکی در بر ندارد، $DEP_{i,s}(a)$ استهلاک‌های مجاز یک دارایی با عمر a است که با یک نرخ اسمی در بر گیرنده نرخ تورم انتظاری p^e تنزیل می‌شود.

محدودیت سوم، قید منفی بودن سود تقسیم شده است:

$$D_{i,t} \geq 0$$

محدودیت چهارم، خرید مجدد سهام را محدود می‌سازد: $S_{i,t} \geq \bar{S}$
 محدودیت پنجم، شرط فراگردی^۱ است که مانع می‌شود تا بنگاه بتواند مقدار بی‌نهایت قرض بگیرد و در نتیجه، بتواند بر اساس آن سود سهام را پرداخت کند که این قید به صورت معادله زیر نشان داده شده است:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{j=t}^{T-1} (1 - b_{i,j}) B_{i,T} = 0, \quad t$$

یک بنگاه تابع هدف خود را با توجه به پنج محدودیت فوق حداکثر می‌کند. به منظور به دست آوردن معادله اول^۲ برای سرمایه‌گذاری، از مسئله حداکثر سازی بنگاه با توجه به محدودیت‌ها در زمان t مشتق گرفته و برابر صفر قرار داده می‌شود:

$$(1 - t_t) \left[p_t \left(\frac{1 - G_{i,t}}{1 - t_t} \right) + C_I \right] = I_{i,t} \quad (۳)$$

و

$$E_{i,t} \left\{ B_{i,t+1} (1 - t_{t+1}) (F_K - C_K) + (1 - d_i) \right\} I_{i,t+1} = I_{i,t} \quad (۴)$$

$I_{i,t}$ ارزش سایه‌ای یک واحد افزایش در موجودی سرمایه بنگاه i ام (q نهایی) در زمان t است. معادله (۴) بیان می‌کند که نقطه بهینه سرمایه‌گذاری جایی است که بازدهی یک واحد نهایی سرمایه در دوره $t+1$ با هزینه نهایی سرمایه در این دوره مساوی باشد. برای استخراج معادله‌ای که از آن بتوان به منظور تخمین تابع سرمایه‌گذاری استفاده کرد، باید یک تابع هزینه تعدیل از درجه دو تشکیل داده شود:

$$C(I_{i,t}, K_{i,t-1}) = \frac{a}{2} \left(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} - m_1 \right)^2 K_{i,t-1} \quad (۵)$$

در این تابع: μ_i نرخ یکنواخت سرمایه‌گذاری و α پارامتر هزینه تعدیل سرمایه است. حال، اگر از معادله (۵) مشتق گرفته شود، می‌توان مقدار هزینه نهایی تعدیل سرمایه‌گذاری (CI) را به دست آورد. سپس، این مقدار را در معادله (۳) قرار داده تا عبارت زیر حاصل شود:

1. Transversality Condition.

۲. معادله اول (Euler Equation) شرط حداکثر سازی سود بنگاه یعنی برابری $MC = MR$ است. در اینجا شرط مزبور با وجود محدودیت‌های پنج گانه محاسبه شده است.

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} = \mu_i + \frac{1}{\alpha} \left[\frac{\lambda_{i,t} - p_t(1 - \Gamma_{i,t})}{1 - \tau_{i,t}} \right] \quad (6)$$

عبارت فوق نسبت سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه را به متغیرهای تعیین کننده آن ارتباط می‌دهد. اما، تا زمانی که λ غیر قابل مشاهده است؛ از معادله (۶) به‌طور کاربردی نمی‌توان استفاده کرد. بنابراین، با فرض تابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بازار رقابت کامل می‌توان q نهایی غیرقابل مشاهده را با Q متوسط قابل مشاهده مساوی قرار داد (Hayashi, 1982). بر اساس این فروض Q متوسط هر بنگاه با معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$Q_{i,t} = \frac{(L_{i,t}V_{i,t} + B_{i,t} - A_{i,t})}{K_{i,t-1}^*} \quad (7)$$

L ، یک متغیر شاخص است که اگر بنگاه سود تقسیم شده پرداخت نکند، مساوی واحد است و اگر بنگاه سود تقسیم شده پرداخت کند، مساوی η است. A ، ارزش حال استهلاک های مجاز برای سرمایه‌گذاری هایی است که قبل از دوره t انجام شده است. K^* ، ارزش جایگزینی موجودی سرمایه بنگاه به اضافه موجودی کالا است. بر اساس نتایج فوق معادله نهایی که برای تخمین به صورت اقتصادسنجی مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ به صورت زیر است:

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \mu_i + \frac{1}{\alpha} (1 - \tau)^{-1} \left[\frac{(L_{i,t}V_{i,t} + B_{i,t} - A_{i,t})}{K_{i,t-1}^*} - p_t(1 - \Gamma_{i,t}) \right] \quad (8)$$

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \mu_i + \gamma Q_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

به منظور بررسی اثر دیگر متغیرها بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و تبیین آثار مالیات به تدریج معادله فوق اصلاح خواهد شد و متغیرهایی چون جریان نقدینگی و اجزای آن، سود و بدهی به معادله اضافه خواهند شد.^۱

۳. آمار و متغیرهای الگو

برای برآورد معادله فوق از آمار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. به این منظور با توجه به موجود بودن صورت‌های مالی شرکت‌ها و رعایت همگن بودن آنها تعداد ۲۲ شرکت از گروه صنایع کانی غیرفلزی به عنوان نمونه انتخاب و آمار آنها طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۸

۱. برای این طراحی از هایاشی (۱۹۸۲ و ۱۹۸۳)، هایاشی و اینو (۱۹۹۱)، سامرز و پاتربا (۱۹۸۳)، کامینز و دیگران (۱۹۹۶)، بلوندل و دیگران (۱۹۹۲) استفاده شده است.

جمع‌آوری شده است. بنابراین، آمار به صورت داده‌های تلفیقی سری زمانی و مقطعی^۱ است. درانتخاب شرکت‌ها به ویژگی‌هایی از قبیل: تولیدی- صنعتی بودن شرکت، وجود آمار طی تمامی سال‌های مورد بررسی و استفاده از آمار شرکت‌های یک گروه خاص توجه شده است. اطلاعات مورد نیاز از صورت‌های مالی این شرکت‌ها استخراج شده است.

آمار شرکت‌های نمونه نشان می‌دهد در سال‌هایی که این شرکت‌ها عضو بورس اوراق بهادار تهران نبوده‌اند؛ نسبت به زمانی که در بورس پذیرفته شده‌اند، مالیات بسیار بیشتری پرداخت کرده‌اند. این امر به دلیل معافیت‌هایی است که شرکت‌های عضو بورس از آن برخوردارند. لذا، انتخاب نمونه از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران اثر مالیات‌ها را کمتر از حد برآورد می‌کند.

متغیرهای به کار رفته در الگو به شرح زیر است: K ، موجودی کالای سرمایه‌ای ناخالص که برای محاسبه آن از بهای تمام شده اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات استفاده شده است. I ، سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص که از تغییرات سالانه موجودی کالای سرمایه‌ای به دست آمده است. با توجه به اینکه λ قابل مشاهده نیست، لذا، از الگوی q نهایی توبین نمی‌توان به صورت تجربی استفاده کرد. با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید و وجود رقابت کامل می‌توان q نهایی را با Q متوسط - که به صورت زیر محاسبه می‌شود - برابر در نظر گرفت:

$$Q = \left[\frac{V_i + DB - A}{K^* + IN + OI} - p_i(1 - \Gamma) \right] (1 - \tau)^{-1}$$

در معادله فوق: V ارزش بازاری سهام شرکت در پایان دوره، DB خالص بدهی شرکت، A میزان استهلاک‌های مجاز شرکت، K^* مقدار مستهلک نشده موجودی کالای سرمایه‌ای، IN موجودی مواد، کالا و سفارشات، OI سایر دارایی‌های شرکت، p نسبت قیمت کالای سرمایه‌ای به قیمت کالای تولیدی است که به دلیل کمبود آمار و اطلاعات در این زمینه برای قیمت کالای سرمایه‌ای از شاخص بهای عمده فروشی کالاها در گروه ماشین‌آلات و وسایل نقلیه و به جای قیمت کالای تولیدی شرکت‌ها از شاخص بهای تولید کننده در گروه ساخت (صنعت) استفاده شده است. G انگیزه‌های مالیاتی سرمایه‌گذاری است که در ایران به شکل دیگر کشورها وجود ندارد. لذا، هر چند برخی از شرکت‌ها از معافیت‌های زیادی برخوردارند، اما به ناچار مقدار صفر برای آن به کار رفته است. τ ، نرخ متوسط مالیاتی هر شرکت در هر سال است.

متغیرهای اضافی که در الگوی برآوردی وارد می‌شوند، به شرح زیر است:

CF ، جریان نقدینگی که از دو بخش استهلاک انباشته سالانه (DDR) و سود پس از کسر مالیات (PAT) تشکیل شده است، D ، سود تقسیم شده بنگاه در هر سال، NRE ، خالص سود تقسیم نشده

است که از سود پس از کسر مالیات منهای سود تقسیم شده به دست آمده است، RP، اندوخته طرح و توسعه شرکت در هر سال و DB کل بدهی های شرکت در پایان سال است. همان‌گونه که تئوری تصریح می‌نماید و به منظور رفع برخی از مشکلات آماری (مانند واریانس ناهمسانی) متغیرهای I، CF، DDR، D، NRE، RP و DB به صورت نسبتی از موجودی کالای سرمایه‌ای ناخالص محاسبه و در برآوردها استفاده شده است. در جدول شماره (۱) مقدار متوسط متغیرهای ۲۲ شرکت مذکور مورد محاسبه قرار گرفته است.

جدول ۱- متوسط متغیرهای شرکت‌های نمونه طی سال‌های ۱۳۷۲ - ۱۳۷۸

نام متغیر	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸
I	-	۰/۲۰۷	۰/۱۱۸	۰/۲۰۰	۰/۱۲۳	۰/۱۱۵	۰/۱۷۹
Q	۰/۵۱۶	۰/۹۱۰	۱/۱۴۶	۱/۱۵۵	۰/۵۷۴	۰/۴۶۸	۱/۱۱۴
CF	-	۰/۵۹۷	۰/۷۲۴	۰/۷۱۴	۰/۷۲۷	۰/۷۰۱	۰/۸۵۹
DDR	-	۰/۰۵۲	۰/۰۳۷	۰/۰۵۸	۰/۰۵۵	۰/۰۵۶	۰/۰۴۵
PAT	۰/۳۹۵	۰/۵۴۴	۰/۶۸۷	۰/۶۵۶	۰/۶۷۱	۰/۶۴۴	۰/۸۱۳
D	۰/۲۹۹	۰/۴۰۰	۰/۵۱۵	۰/۵۲۳	۰/۴۹۹	۰/۵۹۰	۰/۶۳۲
NRE	۰/۰۹۶	۰/۱۴۴	۰/۱۷۱	۰/۱۳۲	۰/۱۷۲	۰/۰۵۳	۰/۱۸۱
RP	۰/۰۳۶	۰/۰۵۵	۰/۰۹۱	۰/۰۴۹	۰/۰۳۷	۰/۰۶۰	۰/۱۰۵
DB	۱/۷۷۰	۱/۸۸۹	۱/۹۸۲	۲/۰۳۰	۲/۰۶۷	۲/۱۰۸	۲/۰۹۶

منبع: ۱. بورس اوراق بهادار تهران، صورت‌های مالی سه ساله. ۲. محاسبات انجام شده در پژوهش.

۴. روش برآورد الگو

به منظور برآورد داده‌های تلفیقی سری زمانی و مقطعی، روش‌های اقتصادسنجی ویژه‌ای طراحی شده است. با توجه به تعداد مقاطع و طول دوره زمانی داده‌ها، روش برآورد ومشکلات آماری همراه با آن متفاوت است. الگوهایی که از این گونه داده‌ها استفاده می‌کنند به دو نوع تقسیم می‌شوند: الف) الگوهای حاوی سری زمانی طولانی^۱. در این الگوها تعداد مقاطع (n) اندک ولی دوره زمانی (T) نسبتاً زیاد است. ب) الگوهای حاوی تعداد مقاطع زیاد^۲. در این الگوها تعداد مقاطع نسبتاً زیاد ولی دوره زمانی محدود است.

1. Models of Several Time Series.
2. Longitudinal Data.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش تقریباً شرایط الگوهای نوع دوم را دارا است. بنابراین، برخی ویژگی‌های این‌گونه الگوها و روش‌های برآورد آن بیان می‌شود. به منظور تخمین الگوهای حاوی تعداد مقاطع زیاد سعی می‌شود تا عدم تجانس‌های موجود در بین مقاطع مختلف از یکدیگر تفکیک شود. بدین منظور، الگوهایی با عرض از مبدأهای مختلف برآورد می‌شود که به شرح زیر است (اندیس ۱ نشان دهنده مقطع و اندیس t نشان دهنده زمان است):

۱. الگوی اثرات مشترک

در این الگو، یک عرض از مبدأ مشترک برای تمام مقاطع در نظر گرفته می‌شود که معادله آن به صورت زیر است:

$$Y_{i,t} = \alpha + BX_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

۲. الگوی اثرات ثابت، در این الگو برای هر مقطع یک عرض از مبدأ برآورد می‌شود:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + BX_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

۳. الگوی اثرات تصادفی، در این قبیل الگو افزون بر تخمین یک عرض از مبدأ مشترک یک جزء تصادفی ثابت در طول زمان برای هر مقطع برآورد می‌شود:

$$Y_{i,t} = \alpha + BX_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

روش برآورد این الگو حداقل مربعات تعمیم یافته^۱ است. بنابراین، الگو بر اساس سه الگوی فوق و به روش حداقل مربعات تلفیقی^۲ برآورد شده است^۳.

۵. برآورد الگو

پژوهشگرانی که در زمینه الگوی q توبین به پژوهش می‌پردازند بر این عقیده‌اند که هر چند این الگو از پایه نظری مستحکمی برخوردار شده است، اما در مطالعات تجربی از قدرت توضیح دهنده کمی درباره سرمایه‌گذاری برخوردار است. به عبارت دیگر، R^2 این الگو پایین و ضریب آن نیز اندک است. این در حالی است که دیگر متغیرها مثل تولید، سود و جریان نقدینگی ارتباط بیشتری با سرمایه‌گذاری نشان می‌دهند (Hayashi & Inoue, 1991, PP: 731-732).

الگوی q برآورد شده در اینجا نیز تقریباً دارای چنین وضعیتی است. لذا، متغیرهای سود و جریان نقدینگی در مراحل مجزا به این الگو اضافه شده است تا میزان توضیح دهنده الگو افزایش یابد و همچنین، اثر مالیات‌ها از طریق این متغیرهای جدید نیز بررسی شود. اما، متغیر تولید هر چند از قدرت توضیح دهنده بالایی برخوردار است؛ اما به علت نقش مسلط آن در الگو و ایجاد همخطی با متغیرهای

1. Generalized Least Squares.

2. Pooled Least Squares.

۳. برای مطالعه بیشتر در این زمینه به گرین (۲۰۰۰)، بالتاجی (۱۹۹۵) و فتح‌اللهی (۱۳۷۹) رجوع کنید.

سود و به علت اینکه مالیات‌ها از طریق تولید اثر چندانی بر تولید ندارند؛ وارد الگو نشده است. با توجه به مطالب فوق اولین معادله برآوردی به شکل زیر است:

جدول-۲. نتایج برآورد الگوی q

D.W	F	R^2	متغیرهای توضیحی (ضرایب و مقادیر آماره)		متغیروابسته	نوع برآورد
			عرض از مبدأ	Q		
۱/۸۶	۴/۱۸	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۱۲۹	I	الگوی اثرات مشترک
			۲/۰۴	۷/۰۶		
۲/۱۳	-	۰/۱۵	۰/۰۴۳	-	I	الگوی اثرات ثابت
			۱/۷۹	-		
۱/۷۹	-	۰/۰	۰/۰۲۹	۰/۱۳	I	الگوی اثرات تصادفی
			۲/۰۸	۷/۷۵		

نتایج نشان می‌دهد که متغیر Q در هر سه الگو از معنی‌داری آماری برخوردار است. در بین سه نوع الگوی برآورد شده الگوی اثرات ثابت از R^2 بالاتری برخوردار است. در این الگو ضریب Q ، $۰/۰۴۳$ است که نشان می‌دهد نسبت سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص به موجودی کالای سرمایه‌ای در اثر تغییر در Q واکنش نشان می‌دهد. این نتایج هر چند تقریباً همانند نتایجی است که در اکثر کشورهای دیگر به دست آمده است ولی می‌تواند ناشی از عدم همخوانی فروض الگوی q (یعنی فروض بازارهای رقابت کامل، بازارهای مالی رقابتی و کاراً و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس)، با شرایط اقتصادی ایران باشد. بر این اساس و به منظور بررسی اثرات مالیات‌ها از جنبه‌های دیگر متغیر جریان نقدینگی به الگو اضافه شده است.

همان‌طور که در جدول شماره (۳) ملاحظه می‌شود؛ متغیر CF به عنوان جریان نقدینگی شرکت وارد الگو شده است. در این الگوی جدید R^2 معادله تغییری نیافته است و افزون بر این، متغیر جدید از لحاظ آماری معنی دار نیست و اثر چندانی نیز بر ضریب Q توبین نداشته است. از این نتایج می‌توان پی‌برد که جریان نقدینگی شرکت (که از مجموع استهلاک سالانه و سود پس از مالیات تشکیل شده است)، اثر معنی‌داری روی سرمایه‌گذاری شرکت ندارد. اما این یک نتیجه‌گیری عجولانه است زیرا، با توجه به اجزای جریان نقدینگی، اثرات متفاوت و متضادی را می‌توان بر سرمایه‌گذاری شناسایی کرد. برای بررسی این موضوع اجزای جریان نقدینگی یعنی، استهلاک انباشته سالانه (DDR) و سود پس از کسر مالیات (PAT) وارد معادله شده است (جدول شماره (۴)).

جدول-۳. نتایج برآورد الگوی q با جریان نقدینگی

D.W	F	R ²	متغیرهای توضیحی (ضرایب و مقادیر آماره t)			متغیروابسته	نوع برآورد
			CF	Q	عرض از مبدأ		
۱/۸۷	۲/۱۵	۰/۰۳	-۰/۰۱۲	۰/۰۳۴	۰/۱۳۵	I	الگوی اثرات مشترک
			-۰/۰۴	۱/۹۱	۵/۹۴		
۲/۱۴	۱۹/۷۹	۰/۱۵	-۰/۰۱۶	۰/۰۴۵	-	I	الگوی اثرات ثابت
			-۰/۳۱	۱/۷۸	-		
۱/۸۱	—	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۱	۰/۰۳۳	۰/۱۳۵	I	الگوی اثرات تصادفی
			-۰/۳۹	۱/۹۲	۶/۴۲		

جدول-۴. نتایج برآورد الگوی q با استهلاک انباشته سالانه و سود پس از کسر مالیات

D.W	F	R ²	متغیرهای توضیحی (ضرایب و مقادیر آماره t)				متغیروابسته	نوع برآورد
			PAT	DDR	Q	عرض از مبدأ		
۱/۷۴	۳/۴۲	۰/۰۷	-۰/۰۲۹	۰/۴۱	۰/۰۴۱	۰/۱۱۸	I	الگوی اثرات مشترک
			-۰/۹۴	۲/۳	۲/۳	۵/۰۹		
۲/۰۰	۱۲/۶۴	۰/۱۹	-۰/۰۳۸	۰/۳۹۷	۰/۰۵۴	-	I	الگوی اثرات ثابت
			-۰/۷۳	۲/۰۲	۲/۱۳	-		
۱/۷۰	—	۰/۰۵	-۰/۰۲۸	۰/۴۱۳	۰/۰۴	۰/۱۱۹	I	الگوی اثرات تصادفی
			-۰/۹۴	۲/۳۱	۲/۳۱	۵/۴۱		

در این الگو R^2 افزایش قابل ملاحظه‌ای دارد و ضریب Q نیز معنی‌دارتر شده است. ضریب استهلاک انباشته سالانه به عنوان یک جزء مهم از پس‌انداز شرکت حدود ۰/۴۰ است و در تمامی معادلات در سطح کمتر از ۵ درصد معنی‌دار است ولی ضریب سود پس از مالیات بین ۰/۰۲۸ تا ۰/۰۳۸ است و از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. برای بررسی بیشتر، متغیر سود پس از مالیات به دو جزء سود تقسیم شده و تقسیم نشده تفکیک و به عنوان دو متغیر جدید وارد الگو شده است.

جدول-۵. نتایج برآورد الگوی q با استهلاک انباشته سالانه، سود تقسیم شده و تقسیم نشده

D.W	F	R^2	متغیرهای توضیحی (ضرایب و مقادیر آماره)					متغیر وابسته	نوع برآورد
			NRE	D	DDR	Q	عرض از مبدأ		
۱/۷۰	۳/۲۳	۰/۰۹	۰/۰۵۹	-۰/۰۶۰	۰/۴۴۵	۰/۰۴۹	۰/۱۱۳	I	الگوی اثرات مشترک
			۰/۹۳	-۱/۶۴	۲/۴۹	۲/۶۷	۴/۸۱		
۱/۹۴	۸/۹۵	۰/۲۰	۰/۰۵۲	-۰/۰۶۳	۰/۴۳۰	۰/۰۵۶	-	I	الگوی اثرات ثابت
			۰/۵۷	-۱/۱۱	۲/۱۸	۲/۲۳	-		
۱/۶۷	-	۰/۰۷	۰/۰۶۰	-۰/۰۵۹	۰/۴۴۷	۰/۰۴۹	۰/۱۱۳	I	الگوی اثرات تصادفی
			۰/۹۷	-۱/۶۷	۲/۵۰	۲/۷۰	۵/۰۷		

همان‌گونه که در جدول شماره (۵) ملاحظه می‌شود؛ الگوی جدید با ورود اجزای سود پس از مالیات برآورد شده است. به‌طور کلی، در هر سه نوع برآورد R^2 ها، سطح معنی‌داری و مقدار ضریب Q و استهلاک انباشته سالانه افزایش یافته است. اما دو متغیر جدید شرایط کاملاً متفاوتی دارند. ضریب سود تقسیم شده (D) در معادله سرمایه‌گذاری حدود $۰/۰۶$ - است. این ضریب در الگوهای اثرات مشترک و اثرات تصادفی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است ولی در الگوی اثرات ثابت در سطح بسیار پایین ۲۵ درصد معنی‌دار است. ضریب متغیر سود تقسیم نشده (NRE) حدود $۰/۰۶$ است ولی از معنی‌داری آماری مناسبی برخوردار نیست.

به منظور تشویق شرکت‌های صنعتی و معدنی در امر سرمایه‌گذاری و نیز ایجاد واحدهای مسکونی برای کارمندان طبق قانون مالیات‌های مستقیم، اندوخته ای که به این منظور در شرکت نگهداری می‌شود از پرداخت مالیات معاف است. به این منظور مقدار اندوخته طرح و توسعه که معرف این قانون است به عنوان یک متغیر وارد الگو شده و به دلیل ایجاد همخطی با سود تقسیم نشده این متغیر از الگو حذف شده است.

همان‌طور که در جدول (۶) ملاحظه می‌شود؛ دو متغیر جدید در نتایج کلی معادله تغییر محسوسی ایجاد نکرده است. چرا که اندوخته طرح و توسعه خود قسمتی از سود تقسیم نشده است. ولی ضریب این متغیر بیشتر از ضریب سود تقسیم نشده است. ضریب متغیر اندوخته طرح و توسعه در دو الگوی اثرات مشترک و اثرات تصادفی حدود $۰/۱۷$ است که در الگوی اول در سطح ۱۰ درصد و در الگوی دوم در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. اما در الگوی اثرات ثابت که نتایج آن از اهمیت بیشتری برخوردار است (به دلیل R^2 بالاتر)، مقدار این ضریب حدود $۰/۱۰$ و از معنی‌داری آماری نیز برخوردار نیست.

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی q با استهلاک انباشته شده، سود تقسیم شده و اندوخته شرکت

D.W	F	R ²	متغیرهای توضیحی (ضرایب و مقادیر آماره t)					متغیروابسته	نوع برآورد
			RP	D	DDR	Q	عرض از مبدأ		
۱/۷۳	۳/۷۹	۰/۱	-۰/۱۶۴	-۰/۰۶۱	۰/۴۱۳	۰/۰۵۱	۰/۱۱۱	I	الگوی اثرات مشترک
			۱/۷	-۱/۶۸	۲/۳۳	۲/۷۵	۴/۹۹		
۱/۹۴	۹/۰۵	۰/۲	۰/۱	-۰/۰۷۱	۰/۴۱۵	۰/۰۵۸	—	I	الگوی اثرات ثابت
			۰/۷۶	-۱/۳	۲/۱۳	۲/۳۴	—		
۱/۶۵	—	۰/۰۷	-۰/۱۷۷	-۰/۰۵۸	۰/۴۱	۰/۰۴۹	۰/۱۱۱	I	الگوی اثرات تصادفی
			۱/۹۵	-۱/۷۲	۲/۳۱	۲/۸	۵/۵۲		

به منظور بررسی میزان استفاده شرکت‌های نمونه از واحدهای تأمین اعتبار خارج از شرکت برای انجام سرمایه‌گذاری، بدهی شرکت به عنوان یک متغیر توضیحی جدید وارد معادله شده است. مالیات از طریق اثر تورم بر نرخ بهره اسمی و همچنین، قابل کسر بودن هزینه‌های بهره از سود مشمول مالیات می‌تواند از طریق بدهی‌های شرکت نیز بر سرمایه‌گذاری تأثیر داشته باشد.

جدول ۷- نتایج برآورد الگوی q با استهلاک انباشته سالانه، سود تقسیم شده و تقسیم نشده و بدهی‌های شرکت

D.W	F	R ²	متغیرهای توضیحی (ضرایب و مقادیر آماره t)					متغیروابسته	نوع برآورد	
			DB	NRE	D	DDR	Q			عرض از مبدأ
۱/۶۸	۲/۷۱	۰/۰۹	-۰/۰۱۶	۰/۰۸۶	-۰/۰۲۹	۰/۴۴۲	۰/۰۴۵	۰/۱۳۱	I	الگوی اثرات مشترک
			-۰/۸۲	۱/۲۰	-۰/۵۵	۲/۴۷	۲/۳۱	۴/۰۳		
۱/۸۸	۷/۰۷	۰/۲۱	-۰/۰۴۵	۰/۰۸۲	-۰/۰۲۱	۰/۴۱۹	۰/۰۵۳	—	I	الگوی اثرات ثابت
			-۱/۱۶	۰/۸۶	-۰/۳۲	۲/۱۲	۲/۰۷	—		
۱/۶۶	—	۰/۰۸	-۰/۰۱۶	۰/۰۸۶	-۰/۰۲۹	۰/۴۴۳	۰/۰۴۴	۰/۱۳۰	I	الگوی اثرات تصادفی
			-۰/۳۰	۱/۲۲	-۰/۵۶	۲/۴۷	۲/۳۱	۴/۱۵		

همان‌گونه که در جدول (۷) ملاحظه می‌شود؛ متغیر بدهی‌های شرکت (DB) اثر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری ندارد و حتی ضریب آن نیز بر خلاف نظریه است.

۶. نتایج

- در ایران، ضریب برآوردی q توبین همانند اکثر کشورها اندک است و از قدرت توضیح‌دهندگی ناچیزی در رابطه با سرمایه‌گذاری شرکت‌ها برخوردار است. اما با تمام این شرایط، اثر مثبت این متغیر بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار است.

- متغیر جریان نقدینگی در اکثر کشورها به عنوان متغیر مؤثر بر سرمایه‌گذاری معرفی شده است؛ در حالی که این متغیر برای شرکت‌های نمونه مورد بررسی، علامتی خلاف انتظار دارد و از معنی‌داری آماری برخوردار نیست. این قضیه را می‌توان در آثار قوانین مالیات بر شرکت‌ها بر اجزای جریان نقدینگی جستجو کرد.

جریان نقدینگی از دو جزء استهلاک انباشته سالانه و سود پس از کسر مالیات تشکیل شده است (استهلاک انباشته سالانه و سود تقسیم نشده، پس انداز شرکت‌ها را تشکیل می‌دهند). استهلاک انباشته سالانه به عنوان یک جزء از پس‌انداز شرکت اثر قابل توجه مثبتی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها نشان می‌دهد. در حالی که سود پس از کسر مالیات شرکت‌ها اثر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری شرکت ندارد که علت این امر ماهیت قانون بر شرکت‌ها در ایران است، که سود تقسیم شده و تقسیم نشده شرکت را یکسان مشمول مالیات قرار می‌دهد و در مواردی سود تقسیم نشده مشمول مالیات بیشتری می‌شود. این در حالی است که سود تقسیم نشده به عنوان جزئی از پس‌انداز شرکت برای اهداف سرمایه‌گذاری باید مورد تشویق قرار گیرد.

- بررسی آثار اجزای سود پس از کسر مالیات یعنی سود تقسیم شده و تقسیم نشده بر سرمایه‌گذاری شرکت نشان می‌دهد که سود تقسیم نشده نیز به عنوان یک جزء پس‌انداز از شرکت قاعداً باید اثر مثبت معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری داشته باشد. اما، همان‌گونه که بیان شد؛ به دلیل وضعیت خاص قانون مالیات بر شرکت‌ها در ایران ضریب این متغیر در معادله سرمایه‌گذاری از معنی‌داری آماری مناسبی برخوردار نیست. لذا، می‌توان بیان کرد که در این زمینه قانون مالیات بر شرکت‌ها در ایران اثر بازدارنده قابل توجهی در کاهش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد.

- نتایج نشان می‌دهد که اندوخته طرح و توسعه که طبق قانون مالیات‌های مستقیم از معافیت مالیاتی برای شرکت‌های صنعتی و معدنی برخوردار است، در سطح شرکت‌های نمونه، اثر مثبتی بر سرمایه‌گذاری دارد. اما بر اساس الگوهای مختلفی که در اینجا برآورد شده است، سطح معنی‌داری و مقدار ضریب این متغیر متفاوت است. با این حال، به‌طور کلی می‌توان اظهار داشت که این معافیت مالیاتی اثر مثبتی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌های صنعتی و معدنی دارد.

- یکی از منابع تأمین مالی برای انجام سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، دریافت وام از مؤسسات اعتباری (بانک‌ها) و اشخاص است. لذا، به دلیل اینکه هزینه بهره بدهی‌های شرکت از سود مشمول مالیات کسر می‌شود؛ شرکت‌ها تمایل زیادی برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری از طریق بدهی دارند. اما، نتایج برآوردهای این پژوهش نشان می‌دهد که سطح کل بدهی‌های شرکت اثر معنی‌داری روی سرمایه‌گذاری

آنها ندارد. این امر می‌تواند به علت وجود محدودیت‌های غیر بازاری در مؤسسات اعتباری کشور باشد. به عبارت دیگر، اعطای وام و اعتبارات به شرکت‌ها معمولاً بر اساس نیاز واقعی شرکت‌ها انجام نمی‌شود؛ بلکه، بسیاری از موارد غیر بازاری در اعطای وام دخالت دارد.

- در پایان خاطر نشان می‌شود الگوی Q توبین (همانند سایر الگوها)، با مفروضات ساده شونده و محدودکننده‌ای همراه است که در مرحله به کارگیری نتایج باید مورد نظر قرار بگیرد. با این حال، کاربرد آن در اقتصاد ایران می‌تواند چارچوبی را فراهم کند تا رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در سطح خرد اقتصادی بهتر تحلیل شود.

منابع

- بورس اوراق بهادار تهران. صورت‌های مالی سه ساله. ۱۳۷۲-۱۳۷۸.
- پژویان، جمشید. (۱۳۷۳). *اقتصاد بخش عمومی (مالیات‌ها)*، مؤسسه پژوهش‌های اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس.
- چشمی، علی. (۱۳۸۱). مالیات بر شرکت‌ها و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تبیین علل آن، *پایان‌نامه کارشناسی/ارشد*، دانشگاه فردوسی مشهد.
- فتح‌اللهی، جمال. (۱۳۷۹). بررسی عوامل موثر بر تولید و سطح زیرکشت ذرت در استان فارس، *پایان‌نامه کارشناسی/ارشد*، دانشگاه فردوسی مشهد.

- Atkinson, A. B. and Stiglitz, J. E. (1987). *Lectures on Public Economics*. McGraw Hill.
- Baltagi, B.H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley.
- Blundell, R. , S. Bond, Devereux, M. and F. Schiantarelli. (1992). Investment and Tobin's Q: Evidence from Company Panel Data. *Journal of Econometrics*, Vol 5, PP . 233 258
- Chirinko , R. S. (1986). Business Investment and Tax Policy: A Perspective on Existing Models and Empirical Results. *National Tax Journal*, Vol39 (June), PP. 137-155
- Cummins, J. G. and Hassett , K. A. (1992). The Effects of Taxation on Investment: New Evidence from Firm-level Panel Data. *National Tax Journal*, Vol4, PP . 243-252.
- Cummins, J. G., Hassett, K. A. and Hubbard, R. G. (1996). Tax Reforms and Investment: A Cross Country Comparison. *Journal of Public Economics*, Vol 6, PP . 237-273
- Devereux, M., Keen, M. J. and Schiantarelli, F. (1994). Corporation Tax Asymmetries and Investment: Evidence from U.K. Panel Data. *Journal of Public Economics*, Vol.53 ,PP . 395 418
- Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*. Prentice Hall.
- Hassett, K. A. and Hubbard, R.G. (2002). *Tax Policy and Business Investment*. ed by: A. J. Auerbuch and M. Feldstein. Handbooks of Public Economics, Elsevier Science, Amsterdam.
- Hayashi, F. (1982). Tobin's Marginal Q and Average Q: A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, Vol5, QPP . 213 224
- Hayashi, F. (1983). *Investment and Tax Adjusted Q with Japanese Data*. NBER Summer Institute, (July).

-
- Hayashi, F. and Inoue, T. (1991) . The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms. *Econometrica* , Vol.59, PP . 731 753
- Poterba, J. M. and Summers, L. H. (1983). Dividend Taxes, Corporate Investment and Q. *Journal of Public Economics*, Vol.22, PP . 135 167
- Summers, L. H. (1981) . *Taxation and Corporate Investment: A Q Theory Approach*. Brookings Papers on Economic Activity, PP. 67 127
- Tobin, J. (1969) . A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking* , Vol.1, PP . 15 29