عوامل تعیین‌کننده نقدینگی در سطح بنگاه‌های تولیدی ـ یک رویکرد تقاضای پول

اکبر کمیجانی | komijani@ut.ac.ir
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
حمیدرضا طباطبایی زواره | htaba67@gmail.com
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تهران
(نویسنده مسئول)

دریافت: ۱۳۹۱/۶/۲۱ | پذیرش: ۱۳۹۱/۹/۲

چکیده: در پژوهش حاضر، با استفاده از مبانی اقتصاد خرد و برای اولین بار در کشور، تخمین و ارزیابی عوامل مؤثر بر نقدینگی در بنگاه‌های تولیدی انجام شده است. برای این منظور، تابع تقاضای بنگاه‌ها برای پول، با استفاده از اطلاعات صد و شصت و یک شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران، در دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ (شامل دو برنامه پنج‌ساله سوم و چهارم) برآورد شده است. نتایج تجربی حاصل از فن داده‌های تابلویی متوازن، بیانگر وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در تقاضای حقیقی پول در سطح بنگاه‌های تولیدی است. همچنین در بنگاه‌هایی که هزینه دستمزد بیشتری وجود دارد، تراز حقیقی پول بالاتری نگهداری می‌شود. علاوه بر این، با معرفی "شاخص دسترسی به منابع بانکی" در تابع تقاضای پول، برآوردها نشان داده است که در بنگاه‌های با دسترسی بیشتر به منابع بانکی، تراز حقیقی کمتری نگهداری می‌شود. علاوه بر این، تخمین‌های مربوط به ضرایب نرخ سود (بهره) بیانگر آن است که میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات بانکی، به لحاظ آماری متغیرهای معناداری برای جانشینی هزینه فرصت پول در پژوهش حاضر نیست و به همین دلیل برای تحلیل اثر سیاست پولی بر رفتار نقدینگی بنگاه‌های تولیدی لازم است متغیرهای دیگری در توسعه مدل مورد استفاده قرار گیرد.

کلیدواژه‌ها: تقاضای پول، نرخ سود، سیاست پولی، رفتار بنگاه، داده‌های تابلویی
طبقه‌بندی JEL: E41, E43, E52, D21, C231

مقدمه

تبیین صحیح تابع تقاضا برای پول، از موضوع‌های بحث‌برانگیز در ادبیات اقتصادی است[1] که شناخت عوامل تعیین‌کننده آن، به ویژه در سطح عامل‌های اقتصادی (خانوارها و بنگاه‌ها) از اهمیت خاصی در انتخاب مناسب سیاست پولی برخوردار است. ویلبرات[2] (۱۹۷۵) ضمن نشان دادن تمایز بین ماهیت تقاضای خانوارها و بنگاه‌ها، عدم ثبات تابع تقاضای پول در بخش تجاری را دلیل پیچیدگی عمل تخصیص دارایی‌های نقدی در بنگاه‌ها میان وسیله مبادله بودن و جانشین‌های آن تفسیر کرده است. بر این اساس، به نظر می‌رسد در بنگاه‌های اقتصادی به صورت ساختاری بخشی از منابع به صورت دارایی نقدی نگهداری می‌شود. از آنجایی که نگهداری وجوه نقد در تک تک بنگاه‌ها می‌تواند در کل، میزان فراوانی از نقدینگی بخش خصوصی را شامل شود، مدل مناسب برای تبیین رفتار آنها می‌تواند برای سیاست‌گذاری‌های پولی بااهمیت تلقی شود.

در حوزه کاربردی، در دوره مورد بررسی (۸۹-۱۳۷۹) حجم نقدینگی در کشور، از رقم ۱۳۴ هزار میلیارد ریال با رشد سالیانه ۲۸/۹ درصد به ۲۱۹۰ هزار میلیارد ریال افزایش یافته و نسبت مطالبات غیرجاری بانک‌ها از ۵/۶ درصد به ۱۸/۳ درصد در همین دوره افزایش یافته[3] و در عین حال کمبود شدید سرمایه در گردش بنگاه‌های مذکور در شرایطی که بازار سرمایه محدود بوده، اتکاء آنها را به تأمین مالی از طریق استقراض از نظام بانکی افزایش داده است. با توجه به موارد فوق، این پرسش مطرح می‌شود که عوامل تعیین‌کننده نقدینگی در سطح بنگاه‌های تولیدی کدام است؟ آیا تابع تقاضای پول در سطح بنگاه، مبتنی بر رفتار بهینه‌سازی بنگاه قابل استخراج است؟ آیا صرفه‌های ناشی از مقیاس در تابع تقاضای پول در بنگاه‌ها وجود دارد؟ و آیا با توجه به تفاوت بنگاه‌ها به لحاظ هزینه تأمین سرمایه، نرخ سود بانکی متغیر مناسبی برای تبیین تقاضای پول آنها است؟ این پژوهش که برای اولین بار در کشور در سطح داده‌های تابلویی درباره تابع تقاضای پول انجام شده است، به منظور پاسخ به پرسش‌های فوق، در چهار بخش شامل ادبیات نظری و پژوهش‌های تجربی، مبانی نظری مدل و روش برآورد، یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری و پیشنهادها تنظیم و بیان شده است.

---

۱. برای مثال، به سریرام (۱۹۹۹) برای مطالعه درباره ادبیات تقاضای پول مراجعه شود.

2. Wilbratte

۳. آمار مربوط به حجم نقدینگی و مطالبات غیرجاری از سایت رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی و بانک اطلاعات اقتصادی) اخذ شده است.

ادبیات نظری و پژوهش‌های تجربی

در ادبیات مربوط به تقاضای بنگاه برای پول، به سه مسئله اساسی یعنی اثبات و استخراج تقاضای پول بر پایه مبانی اقتصاد خرد (به عنوان یک مسئله بهینه‌سازی)، وجود یا نبود صرفه‌های ناشی از مقیاس برای تراز پولی، و تفسیر نقشی توجه شده است که تراز پولی در فرایند فیزیکی تولید می‌تواند داشته باشد. تلاش‌های انجام شده برای پاسخ به مسائل مذکور و برآورد تقاضای بنگاه برای پول، در قالب سه رویکرد نظریه انبار، رویکردی که پول را به طور مستقیم در تابع تولید بنگاه وارد می‌کند و رویکرد مبتنی بر نظریه ثروت تفکیک‌پذیر است. پژوهش بامول[1] (۱۹۵۲) و توبین[2] (۱۹۵۶) مبتنی بر نظریه انبار، سرآغازی برای استخراج تقاضای پول و تلاشی برای عقلایی نشان دادن رفتار عامل‌های اقتصادی در نگهداری پول از طریق حداقل‌سازی هزینه‌ها (شامل هزینه فرصت نگهداری پول که با نرخ بهره اندازه‌گیری می‌شود و هزینه تبدیل دارایی‌های نقد و غیر نقد به یکدیگر) است. علاوه بر این، در چارچوب دیدگاه نقش پول در تابع تولید، نادیری[3] (۱۹۶۹) نشان داده است که تراز حقیقی پول به عنوان نهاده‌ای بهره‌ور در تولید به خدمت گرفته می‌شود. به بیان دیگر از دیدگاه وی، تراز حقیقی پول بخشی از سرمایه به کار گرفته شده بنگاه است که فرایند تولید بنگاه را (اغلب به طور غیرمستقیم مانند جلوگیری از ضرر به واسطه تغییر در قیمت‌های سرمایه و نیروی کار و نرخ بهره) تسهیل می‌کند. نگهداری تراز حقیقی پول، عدم اطمینان از تأمین پرداخت‌های جاری را کاهش می‌دهد و در نتیجه از نقد شدن غیرضروری سایر دارایی‌ها جلوگیری می‌کند. در همین راستا، سیوینگ[4] (۱۹۷۲) تلاش کرد چارچوب نظری ورود تراز پولی را به تابع تولید تبیین کند. به اعتقاد وی، بهره‌وری تراز حقیقی پول از بهره‌وری فنی عوامل تولید مانند سرمایه و نیروی کار متمایز است. به بیان دیگر، بنگاه یک تابع تولید با نهاده‌های فیزیکی دارد و خرید نهاده‌ها و میزان تولید آن، یک موضوع فنی است. علاوه بر این، دریافتی‌های خالص حاصل از عملیات تولید، می‌تواند به صورت نقد یا اوراق نگهداری شود و تبدیل این دارایی‌ها به یکدیگر با هزینه ثابتی میسر است. بر این اساس، در بنگاه‌ها سود در دو گام حداکثر می‌شود. در گام نخست، ترکیبی از نهاده‌ها و تولیدی شناسایی می‌شود که بیشترین خالص دریافتی‌ها را ایجاد کند. از این‌رو، خرید نهاده‌ها و فروش محصول تولیدی صرفاً به جنبه‌های فیزیکی و فنی منوط است، اما عدم تطابق زمانی میان دریافت‌ها و پرداخت‌ها، انگیزه‌ای برای نگهداری تراز حقیقی پول و

1. Tobin
2. Baumol
3. Nadiri
4. Saving

اوراق به وجود می‌آورد. در گام دوم، بنگاه باید میزان بهینه دریافت‌های خالص را تعیین کند که باید در دو نوع دارایی نگهداری شود و چنین تصمیمی فقط جنبه مالی بنگاه را نشان می‌دهد. در چارچوب بحث مذکور، سود بنگاه منوط به نگهداری پول است، اما نبود عمل متقابل بین دو گام مذکور در فرایند تصمیم‌گیری، مانع از مدل‌سازی پول به عنوان یک نهاده می‌شود. برای ایجاد وابستگی درونی میان این دو گام، فیشر[1] (۱۹۷۴) هزینه‌های تبدیل دارایی‌ها را به نیروی کار پیوند می‌زند. او فرض می‌کند که یک واحد تبدیل دارایی‌ها، نیازمند استفاده از خدمات یک واحد نیروی کار است و از این طریق، تولید به طور مستقیم به تراز حقیقی پول مربوط می‌شود. در نتیجه، افزایش نگهداری تراز پولی، موجب نیاز به تبدیل‌های اضافی می‌شود که موجب کاهش نیروی کار برای تولید خواهد بود.

به منظور تکمیل کار فیشر، فینرتی[2] (۱۹۸۰) رهیافت ریاضی برای استخراج تابع تقاضا را ارائه کرد. به اعتقاد وی، افزایش در متوسط نرخ تولید با ثابت ماندن متوسط سطوح نهاده‌ها، نیازمند تراز پولی بزرگتری است. علاوه بر این، هنگامی که متوسط نرخ تولید، ثابت است، افزایش متوسط سطوح نهاده‌ها، سبب کاهش مبادلات و در نتیجه کاهش نیاز به تراز پولی خواهد شد. فینرتی نشان داده است که مسیر توسعه بنگاه با و بدون تراز پولی به عنوان یک نهاده، یکسان نخواهد بود و به همین دلیل معتقد است که منظور کردن تراز پولی در تابع تولید، فرمول‌بندی بهتری می‌تواند باشد.

علاوه بر این، در حوزه آزمون تجربی به تدریج با توسعه فنون اقتصادسنجی و دسترسی بیشتر به داده‌های تابلویی[3] در سطح بنگاه، در سال‌های اخیر پژوهش‌های تجربی فراوانی برای برآورد تقاضای پول و عوامل تعیین‌کننده نقدینگی در سطح بنگاه‌های غیرمالی در کشورهای آمریکا، برزیل، انگلستان، هلند، اسپانیا و غیره انجام شده است که مهمترین آنها، پژوهش مولیگان[4] (۱۹۹۷)، ناتکه[5] (۲۰۰۱)، اوزاکان و اوزاکان[6] (۲۰۰۴)، برینشوفد و کول[7] (۲۰۰۴)، باور و واتسون[8] (۲۰۰۵)، لوتسی و مارکوچی[9] (۲۰۰۶)، لیو[10] و همکاران (۲۰۰۸) و ناتکه و فالس[11] (۲۰۱۰) است. در بین پژوهش‌های انجام شده درباره این موضوع، بررسی مولیگان (۱۹۹۷) به دلیل تبیین مبانی نظری استخراج تابع

1. Fischer
2. Finnerty
3. Panel Data
4. Mulligan
5. Natke
6. Ozkan & Ozkan
7. Bruinshoof & Kool
8. Bover & Watson
9. Lotti & Marcucci
10. Liu
11. Natke & Falls

تقاضا و نحوه استخراج تقاضای پول در فرم پارامتری تابع تولید (تابع CES) و برآورد تابع تقاضای پول با استفاده از داده‌های دوازده هزار بنگاه در آمریکا برای سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۵۶، پژوهشی متفاوت محسوب می‌شود. وی نشان داده است که بنگاه‌های بزرگ، وجوه نقد کمتری (به عنوان نسبتی از فروش) نسبت به بنگاه‌های کوچک‌تر نگهداری می‌کنند. مقایسه‌های درون‌صنعتی و بین‌صنعتی مویلگان بیانگر آن است که کشش تراز پولی نسبت به فروش در حدود ۰/۷۵ است. همچنین او نشان داده است که در بنگاه‌های با هزینه دستمزد بیشتر، میزان پول بیشتری در هر سطح از فروش نگهداری می‌شود. یافته‌ای که وی آن را سازگار با این ایده دانسته است که زمان می‌تواند جانشینی برای پول در عرضه خدمات معاملاتی باشد.

علاوه بر این، باور و واتسون (۲۰۰۵) مبتنی بر روش مولیگان (۱۹۹۷) و با عرضه نوآوری‌های فنی به ویژه استفاده از فن GMM[1] و با استفاده از داده‌های گسترده در سه کشور اسپانیا، انگلستان و آمریکا، تقاضای پول را در سطح بنگاه‌ها با تأکید بر تخمین کشش مربوط به متغیر مقیاس (فروش) برآورد کردند. آنها با منظور کردن آثار ثابت[2]، کشش تقاضای پول را در سطح بنگاه‌های کشورهای اسپانیا و انگلستان برابر واحد برآورد کردند. در مقابل کشش مذکور برای بنگاه‌های آمریکا در حدود ۰/۷۴ برآورد شده است. همچنین با استفاده از دو نرخ بهره، یکی نرخ بهره کلی برای همه بنگاه‌ها و دیگری نرخ بهره مختص هر بنگاه که از تقسیم هزینه مالی هر بنگاه بر کل بدهی خالص شده از هزینه اجاره به دست آمده است، کشش نرخ بهره تقاضای پول بنگاه‌ها، به ترتیب برابر ۰/۰۸- برای نرخ بهره کلی و حدود ۰/۳۳- برای نرخ بهره مشخص هر بنگاه برآورد شده است.

همچنین لوتسی و مارکوچی (۲۰۰۶) در مقایسه با پژوهش‌های مرسوم که در آن هزینه سرمایه (نرخ بهره) برای همه بنگاه‌ها یکسان در نظر گرفته شده است، اثر مشخص هر بنگاه نظیر هزینه سرمایه و هزینه دستمزد را در مدل خود وارد کردند. نتیجه پژوهش آنها با استفاده از داده‌های پانل برای حدود پانزده هزار بنگاه در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۲ در آمریکا، وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در تقاضای پول را تأیید کرده است. آنها همچنین نشان دادند که نیروی کار، جانشینی برای پول محسوب نمی‌شود.

مبانی نظری مدل و روش برآورد

به منظور استخراج تابع تقاضای پول در بنگاه، ابتدا لازم به ذکر است که منظور از بنگاه در

1. Generalized Method of Moments
2. Fixed effects

پژوهش حاضر، بنگاه تولیدی است که در شرایط رقابتی و اطمینان و مبتنی بر رفتار عقلایی عمل می‌کند و قیمت نهاده‌ها و قیمت محصول‌های تولیدی برای آن تعیین شده است. بنگاه[1] مذکور برای تولید محصول‌های خود، نهاده‌های تولیدی را به استخدام در می‌آورد و بر اساس مدل بامول (۱۹۵۲) و توبین (۱۹۵۶) بنگاه برای انجام مبادلات خود به پول نیاز دارد. بر این اساس به پیروی از فوجیکی و مولیگان[2] (۱۹۹۶) فرض می‌کنیم که فرایند تولید به صورت تابع تولید و به شکل زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$y_{it} = f(X_{it}, T_{it}) \qquad (۱$$

که در آن y_{it} تولید (یا فروش) بنگاه iام در زمان t است، X_{it} بردار J بعدی از نهاده‌های فیزیکی مانند کار و سرمایه است و T_{it} میزان خدمات مبادلاتی مورد استفاده در زمان t است.

برای تأمین شرایط خوش‌رفتاری[3] تابع تولید فرض می‌کنیم که تابع (۱) تابع پیوسته، مقعر، غیرنزولی نسبت به همه عناصر و صعودی نسبت به T است. علاوه بر این، خدمات مبادلاتی آنهایی هستند که با پول تولید می‌شود و فرض می‌کنیم که تابع آن به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$T_{it} = g(m_{it}, X_{it}, A_{it}) \qquad (۲$$

که در آن m_{it} تراز حقیقی پول است که از طریق بنگاه iام در زمان نگهداری t می‌شود. بنگاه می‌تواند بهره‌وری هر میزان مشخص از موجودی پول را با بکارگیری تعدادی یا همه نهاده‌های فیزیکی (X_{it}) تغییر دهد. همچنین درجه خبرگی مالی[4] هر بنگاه در طول زمان (A_{it}) به صورت برونزا می‌تواند سبب افزایش بهره‌وری پول و انتقال تابع تولید خدمات مبادلاتی شود. بر این اساس فرض می‌شود که $A \succ 0$ و $\partial g / \partial A \succ 0$ است. همچنین فرض می‌کنیم که تابع (۲) تابعی پیوسته، نسبت به همه عناصر غیرنزولی و نسبت به A و m صعودی مؤکد است. با جایگذاری (۲) در (۱) تابع تولید به شکل یک تابع دو مرحله‌ای یا دوسطحی[5] به صورت زیر خواهد بود:

$$y_{it} = f(X_{it}, g(m_{it}, X_{it}, A_{it})) \qquad (۳$$

---

۱. توضیح: با وجود شرایط عدم اطمینان در جریان دریافت‌ها و پرداخت‌های بنگاه‌ها در دنیای واقعی، ورود متغیر واریانس میزان فروش (به عنوان شاخصی برای عدم اطمینان در جریان دریافت‌های بنگاه‌ها) به مدل مورد استفاده در آزمون تجربی یا ورود متغیر تورم (برای منظور نمودن شرایط عدم اطمینان در قیمت نهاده‌ها و محصول‌های بنگاه‌ها) احتمالاً به دلیل دوره زمانی نسبتاً محدود، از معناداری لازم برخوردار نگردید. با وجود وقوف نویسندگان مقاله بر تأثیر قید شرایط عدم اطمینان بر محدودیت کاربرد نتایج و استنتاج‌های پژوهش، پژوهش حاضر، آغازی برای انجام بررسی‌های بیشتر به ویژه در صورت افزایش دوره زمانی و لحاظ شرایط عدم اطمینان تلقی می‌شود.

2. Fujiki & Mulligan
3. Well behaved function
4. Financial sophistication
5. Two-level production function

در این وضعیت، بنگاه مذکور پول و سایر نهاده‌ها را در زمان t به گونه‌ای انتخاب می‌کند که هزینه بکارگیری آنها با توجه به سطح مشخصی از تولید حداقل شود. هزینه بنگاه به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$C_{it} = q_t X_{it} + r_t m_{it} \qquad (۴$$

که در آن C_{it} هزینه بنگاه iام در زمان t است، q بردار J بعدی نرخ‌های J اجاره نهاده (X) و r نرخ بهره اسمی است. با توجه به شرایط دنیای واقعی، فرض می‌کنیم که همه نرخ‌های اجاره در معادله (۴) مشتمل بر نرخ بهره اسمی به‌طور اکید مثبت است.

بر این اساس، تابع هزینه بنگاه به صورت تابعی از سطح تولید y_{it} و قیمت نهاده‌های فیزیکی q و نرخ بهره r به شکل زیر قابل حصول است.

$$\Omega(y_{it}, r_t, q_t, A_{it}) \equiv \min_{X_{it}, m_{it}} (q_t X_{it} + r_t m_{it})$$
$$S.t: y_{it} = f\left[X_{it}, g(m_{it}, X_{it}, A_{it})\right] \qquad (۵$$

تابع هزینه (Ω) پیوسته و مقعر نسبت به q و r است، همگن از درجه یک نسبت به نرخ‌های q و r، صعودی نسبت به y، غیرنزولی نسبت به هر یک از نرخ‌های اجاره نهاده‌ها (q) و غیرنزولی نسبت به نرخ بهره اسمی (r) است. با داشتن تابع هزینه Ω و استفاده از لم شپارد، تابع تقاضا برای پول و سایر نهاده‌ها به شکل زیر قابل استخراج است.

$$m_{it} = L(y_{it}, r_t, q_t, A_{it}) = \frac{\partial \Omega(y_{it}, r_t, q_t, A_{it})}{\partial r_t} \qquad (۶$$

بر این اساس، خواص تابع پول (m) استخراج شده از تابع هزینه، با خواص تابع تولید f و وضعیت‌های مختلف خبرگی مالی مرتبط است[۱].

با توجه به مبانی مذکور و به پیروی از مدل باور و واتسون (۲۰۰۵) تابع تولید بنگاه در فرم CES به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$y_{it} = [(1-\lambda)(x_{it} + \theta_{it})^{\frac{\gamma - c}{\gamma}} + \lambda(\frac{\gamma - c}{\gamma - 1}) T_{it}^{\frac{\gamma - 1}{\gamma}}]^{\frac{\gamma}{\gamma - c}} \qquad (۷$$

۱ . برای کسب اطلاع بیشتر درباره چگونگی استخراج و خواص تابع تقاضای حاصله، به فوجیکی و مولیگان (۱۹۹۶) مراجعه شود.

که در آن تولید y_{it} بنگاه iام در زمان t، X_{it} نهاده ترکیبی و T_{it} خدمات مبادلاتی پول است. در تابع مذکور γ کشش جانشینی میان نهاده ترکیبی و خدمات مبادلاتی است. اگر این دو مکمل یکدیگر باشد، $\gamma<0$ خواهد بود. در حالت حدی یعنی کشش جانشینی صفر میان نهاده ترکیبی و خدمات مبادلاتی (یعنی $\gamma \to 0$)، تابع تولید مذکور به تابع تولید لئونتیف تعمیم‌یافته[1] به صورت زیر تغییر خواهد کرد.

$$y_{it} = \min[F_{it}(x_{it}), T_{it}^{\frac{1}{c}}] \qquad (۸$$

در تابع مذکور $c \neq 1$ می‌باشد که امکان بررسی صرفه‌های ناشی از مقیاس را در تابع تقاضای پول برای آزمون تجربی مهیا می‌کند. همچنین تابع خدمات مبادلاتی (T_{it}) به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$T_{it} = A_{it} m_{it}^{a} l_{it}^{b} \qquad (۹$$

که در آن A_{it} بیانگر خبرگی مالی بنگاه، l_{it} نیروی کار به کار گرفته شده در تولید خدمات مبادلاتی و m_{it} تراز حقیقی پول است.

با معین بودن هزینه بنگاه، مسئله به صورت حداقل‌سازی هزینه با توجه به سطح مشخصی از تولید تبدیل می‌شود. یعنی:

$$\min_{x,l,m} \; P_{it}x_{it} + w_{it}l_{it} + R_{it}m_{it} \qquad (۱۰$$

که در آن R_{it} هزینه فرصت پول، P_{it} قیمت نهاده ترکیبی و w_{it} دستمزد نیروی کار در بخش تولید خدمات مبادلاتی است. با حداقل‌سازی هزینه نسبت به قید تابع تولید، تقاضای پول از طریق حل معادله زیر به دست می‌آید:

$$\min_{m} \; P_{it}F_{it}^{-1}(y_{it}) + R_{it}m_{it} + y_{it}^{c/b} A_{it}^{-1/b} m_{it}^{-a/b} w_{it} \qquad (۱۱$$

با به دست آوردن شرط مرتبه اول، خواهیم داشت:

$$R_{it} - (a/b) y_{it}^{c/b} A_{it}^{-1/b} m_{it}^{-(a+b)/b} w_{it} = 0 \qquad (۱۲$$

و در نتیجه، تابع تقاضای پول به صورت زیر حاصل می‌شود.

1. Generalized Leontief Function

$$m_{it} = \left[\left(\frac{R_{it}}{w_{it}}\right)\left(\frac{b}{a}\right) A_{it}^{1/b} y_{it}^{-c/b} \right]^{-b/(a+b)} \qquad (۱۳$$

تابع مذکور از تابع تولید لئونتیف تعمیم‌یافته در نهاده‌های ترکیبی و خدمات مبادلاتی استخراج است. با لگاریتم‌گیری از معادله فوق، تابع تقاضای پول به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\log m_{it} = \left(\frac{c}{a+b}\right)\log y_{it} - \left(\frac{b}{a+b}\right)\log R_{it} + \left(\frac{b}{a+b}\right)\log w_{it} - \frac{1}{a}\left(\frac{b}{a+b}\right)\log A_{it} \qquad (۱۴$$

با توجه به معادله فوق، مدل مورد استفاده در پژوهش حاضر برای برآورد تقاضای پول در سطح بنگاه‌ها به صورت زیر خواهد بود.

$$\log m_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_{it} + \alpha_2 \log R_{it} + \alpha_3 \log w_{it} + \alpha_4 \log A_{it} + u_{it} \qquad (۱۵$$

که در آن u_{it} جمله اخلال است. همچنین با توجه به فروض مذکور انتظار می‌رود که به لحاظ نظری ضرایب α_1 و α_3 مثبت و ضرایب α_2 و α_4 منفی باشد. علاوه بر این، در خصوص متغیر A_{it} بیان این نکته ضرورت دارد که با توجه به شرایط تورمی در دوره مورد بررسی و منفی بودن نرخ حقیقی سود بانکی، دسترسی سهل‌تر و بیشتر به منابع بانکی، امتیازی مالی برای بنگاه‌ها در تأمین منابع ارزان مالی است. به همین دلیل با توجه به شرایط مذکور، در مدل تجربی از نسبت اعتبارات دریافتی از بانک‌ها به کل بدهی یک بنگاه (شامل اعتبارات دریافتی از بانک‌ها و از سایرین) به جای درجه خبرگی مالی استفاده شده است.

به منظور به دست آوردن برآوردهای سازگار از ضرایب مدل و با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر، از فن داده‌های تابلویی متوازن[1] استفاده شده است. داده‌های تابلویی نه تنها برای توضیح رفتار متفاوت بنگاه‌ها (عامل‌های اقتصادی) از یکدیگر، بلکه برای توضیح رفتار متفاوت یک بنگاه مشخص در طول زمان نیز مفید است (Verbeek, 2004: 342). با توجه به این واقعیت که بنگاه‌ها به لحاظ اندازه، فناوری و شرایط مالی ناهمگن است و آثار این ناهمگنی می‌تواند منتج به تخمین‌زننده‌های ناسازگار شود، در تصریح تجربی مدل، با استفاده از فن آثار ثابت فردی[2] و اثر تصادفی[3]، آثار تفاوت‌های میان بنگاه‌ها از تخمین‌ها خارج شده است. در نتیجه، کشش‌های تقاضای

1. Balanced Panel Data
2. Individual Fixed effects
3. Random effects

پول از هرگونه تفاوت بنگاه‌ها در نگهداری پول مصون شده و تفسیر آن اتکاءپذیرتر شده است. در نهایت، با استفاده از آزمون هاسمن[1]، میان آثار ثابت و آثار تصادفی انتخاب انجام می‌شود.

یافته‌های پژوهش

در این قسمت، پس از بررسی متغیرها و داده‌ها در سطح بنگاه‌ها، برآورد مدل و تفسیر نتایج آن انجام می‌شود.

بررسی متغیرها و داده‌ها در سطح بنگاه‌ها

داده‌های مورد استفاده برای آزمون تجربی در پژوهش حاضر، از دو سطح بنگاه و سطح کلان جمع‌آوری شده است. در سطح بنگاه، داده‌های مربوط به میزان نقدینگی، میزان فروش، دارایی‌ها، بدهی‌ها، هزینه مالی، میزان تسهیلات و غیره، از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار[2] استخراج شده است. در سطح کلان، داده‌های مربوط به شاخص قیمت‌ها، شاخص دستمزد و نرخ‌های سود بانکی از سایت رسمی بانک مرکزی استخراج شده است. تعاریف مربوط به هر یک از داده‌ها و متغیرهای مورد استفاده در ادامه بیان می‌شود.

بنگاه: در پژوهش حاضر به منظور بررسی عوامل تعیین‌کننده نقدینگی در سطح بنگاه‌های تولیدی، اطلاعات مورد استفاده در سطح بنگاه، فقط از شرکت‌های "تولیدی" پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار اخذ شده و اطلاعات شرکت‌های واسطه‌های مالی از جمله بانک‌ها، بیمه‌ها، لیزینگ‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری مالی، مورد استفاده قرار نگرفته است. همچنین به منظور حذف آثار ناشی از ورود و خروج بنگاه‌ها بر تفسیر ضرایب مدل، تعداد بنگاه‌ها در دوره مورد بررسی (۸۹-۱۳۷۹) ثابت در نظر گرفته شده است. ترکیب بنگاه‌های تولیدی مورد بررسی در پژوهش حاضر، از بیست صنعت و در قالب صد و شصت و یک شرکت به شرح ذیل تشکیل شده است.

صنعت غذایی قند و شکر، بیست و پنج شرکت، صنعت خودرو و قطعات، پانزده شرکت، صنعت دارو، بیست شرکت، صنعت شیمیایی، سیزده شرکت، صنعت فلزات اساسی، یازده شرکت، صنعت

1. Hausman test

۲. اطلاعات و داده‌ها در سطح بنگاه‌ها، از شرکت رایان نوین از شرکت‌های فعال در بازار سرمایه خریداری یا از سایت مدیریت پژوهش و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار به آدرس www.rdis.ir استخراج شده است. با توجه به استفاده از فروض مربوط به وجود شرایط رقابتی برای استخراج مدل تقاضای پول، داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج شده است که در شرایط اقتصاد ایران نزدیکترین شرایط به شرایط رقابتی (به دلیل شفافیت اطلاعات و کمترین مداخلات دولت در قیمت‌گذاری محصولات آنها) را دارا میباشد.

ماشین‌آلات و تجهیزات، دوازده شرکت، صنعت سیمان، آهک و گچ، ده شرکت، صنعت سایر کانی‌های غیرفلزی، ده شرکت، صنعت کاشی و سرامیک، نه شرکت، صنعت دستگاه‌های برقی، هفت شرکت، صنعت لاستیک و پلاستیک، هشت شرکت، صنعت محصولات فلزی، هفت شرکت، صنعت محصولات کاغذی، چهار شرکت، صنعت کانی‌های فلزی، دو شرکت، صنعت منسوجات، سه شرکت، و صنعت رایانه، صنعت انتشار، چاپ و تکثیر، صنعت استخراج سایر معادن، صنعت وسایل ارتباطی و صنعت محصول‌های چوبی هر کدام یک شرکت را شامل می‌شود.

دوره مورد بررسی: دوره مورد بررسی در پژوهش حاضر، سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ است. گرچه دوره مذکور، دو برنامه پنج‌ساله سوم و چهارم توسعه را شامل می‌شود و به لحاظ سیاست‌های پولی و رویکردهای متفاوت اتخاذ شده از جمله سیاست کاهش دستوری، نرخ سودهای تسهیلات، قابل بررسی است، اما دلیل اساسی انتخاب دوره مذکور، محدودیت دسترسی به اطلاعات و داده‌ها در سطح بنگاه‌ها در دوره زمانی طولانی‌تر بوده است.

نقدینگی: نقدینگی در بنگاه از دو بخش تشکیل شده است. موجودی نقد، وجه نگهداری شده در داخل شرکت و موجودی سپرده دیداری آن شرکت را در بانک‌ها شامل می‌شود که در پژوهش حاضر به عنوان متغیر نشان‌دهنده M1 در سطح بنگاه معرفی می‌شود. بخش دوم، سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت است که سپرده‌های مدت‌دار و اوراق سریع‌المعامله در بازار را شامل می‌شود که نقدپذیری فراوانی دارد. در پژوهش حاضر از مجموع موجودی نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت به عنوان M2 در سطح بنگاه استفاده شده است. روند تراز حقیقی نقدینگی در سطح بنگاه‌ها در شکل (۱) نشان داده شده است. بر اساس این روند، از سال ۱۳۸۲ به بعد، در مجموع تراز حقیقی نقدینگی صد و شصت و یک بنگاه تولیدی کاهش یافته است.

فروش: با توجه به فقدان آمار مربوط به ارزش تولیدات شرکت‌های مورد استفاده در این پژوهش و همبستگی فراوان میان فروش و تولید، از آمار مربوط به فروش شرکت‌ها، به عنوان جانشینی برای متغیر تولید استفاده شده است. روند فروش حقیقی شرکت‌ها در نمودار (۲) نشان داده شده است.

هزینه فرصت پول: در خصوص متغیر مناسب برای استفاده به عنوان هزینه فرصت پول، با توجه به اینکه در پژوهش‌های تجربی، طیفی از نرخ‌های بهره به عنوان هزینه فرصت در نظر گرفته شده است، در پژوهش حاضر نیز تلاش شده است متغیر ترکیبی مناسبی به عنوان هزینه فرصت پول ارائه شود. بدین‌ترتیب، در سطح کلان، میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌ها و میانگین وزنی نرخ سود تسهیلات اعطایی، به عنوان نرخ بهره اسمی در مدل استفاده شده است.

دستمزد: در بنگاه‌های تولیدی، پرداخت دستمزد به عنوان یک پرداخت نقد می‌تواند تأثیر مستقیمی بر تراز حقیقی پول داشته باشد. اطلاعات مربوط به تعداد نیروی انسانی در هر بنگاه، اعم از پرسنل رسمی (قرارداد دائم) و پرسنل قرارداد موقت و نیز مجموع هزینه‌های نقدی سالیانه مترتب بر نیروی انسانی، شامل حقوق و دستمزد و مزایا (اعم از عیدی و پاداش، اضافه کاری، کارایی و حق جذب و یا هر عنوان دیگر)، بیمه سهم کارفرما و بیمه بیکاری و نیز مزایای پایان خدمت پرداختی به نیروی انسانی، از صورت‌های مالی هر شرکت اخذ شده است. به منظور حقیقی کردن متوسط دستمزد شرکت‌ها نیز از شاخص دستمزد کارگران ساختمانی استفاده شده است. در شکل (۳) روند متوسط دستمزد حقیقی در مجموع صد و شصت و یک شرکت نشان داده شده است.

شاخص دسترسی به منابع بانکی: تأمین مالی از مراکز مختلف و با هزینه‌های مختلف، برای هر بنگاه با توجه به وضعیت اعتباری و سودآوری آن، بدهی آن بنگاه به مراکز اعتباری و غیره متفاوت است و برای برخی از بنگاه‌ها، پرهزینه و برای برخی دیگر کم‌هزینه است. در پژوهش حاضر، نسبت اعتبارات دریافتی از بانک‌ها به کل بدهی یک بنگاه (شامل اعتبارات دریافتی از بانک‌ها و سایرین) به عنوان شاخص دسترسی به منابع بانکی محسوب شده است. این شاخص در شکل (۴) نشان داده شده است.

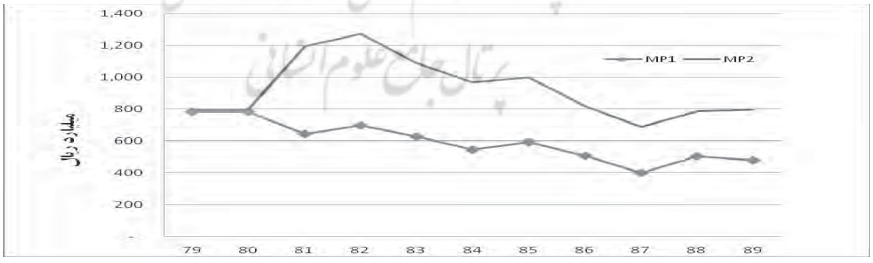
نکته قابل توجه درباره درجه خبرگی مالی این است که روند زمانی میانگین این شاخص، از ۲۹ درصد در سال ۱۳۷۹، به حدود ۵۱ درصد در سال ۱۳۸۹ تغییر یافته است که بیانگر افزایش وابستگی بنگاه‌های نمونه به منابع اعتباری بانکی در تأمین اعتبار است. این موضوع با توجه به شرایط تورمی در دوره مورد بررسی در سطح تک‌تک بنگاه‌ها، بیانگر افزایش استفاده از منابع نسبتاً ارزان بانکی است، اما در سطح کلان به معنای تقاضای بیشتر بنگاه‌ها برای اخذ اعتبارات از شبکه بانکی است و ممکن است بازار عرضه و تقاضای وام را در شرایط محدودیت منابع، دچار بی‌ثباتی کند. علاوه بر این، وابستگی بیشتر بنگاه‌ها به منابع ارزان‌قیمت بانک‌ها، تأثیرپذیری آنها را از سیاست‌های اعتباری افزایش می‌دهد و خود به‌طور احتمالی به اهرم فشاری بر سیاست‌گزار پولی تبدیل می‌شود تا بدون توجه به شرایط مالی و بازدهی حقیقی بنگاه‌ها به بسط و تداوم اعتباردهی به آنها ادامه دهد. حضور شاخص مذکور در مدل، می‌تواند منظور کردن ویژگی‌های ساختاری اقتصاد کشور در خصوص بانک‌محوری بنگاه‌های تولیدی و تأثیر آن بر رفتار نقدینگی آنها تلقی شود.

در جدول (۱) خلاصه شاخص‌های آماری متغیرهای اساسی برای استفاده در مدل تجربی بیان شده است. با توجه به میانگین متغیرها و مقادیر کمینه و بیشینه هر یک از آنها، تفاوت در اندازه و ویژگی‌های شرکت‌های مورد استفاده در نمونه مشخص شده است.

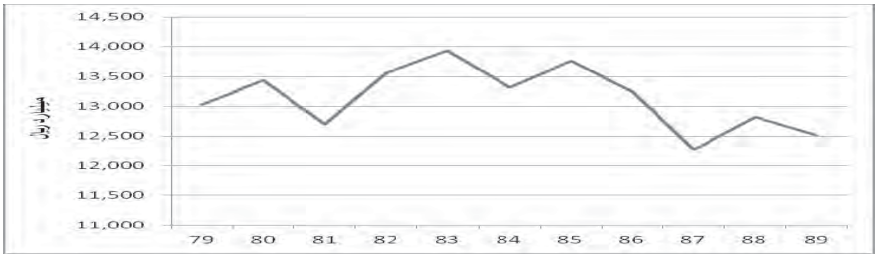
جدول (۱): خلاصه شاخص‌های آماری در نمونه ۱۶۱ بنگاه تولیدی (تعداد مشاهده‌ها ۱۷۷۱ مشاهده)

Variable	Mean	.Std. Dev	Min	Max
m1p	3709.6	5811.4	9.1	65530.6
m2p	5765.3	10767.5	9.1	174252.2
sp	81639.7	95604.9	1365.8	682138.9
raw	20632.4	7198.7	3977.4	52918.1
wdi	12.7	0.66	12.0	14.4
wli	15.7	2.46	10.6	18.0
bldr	0.37	0.214	0	0.94

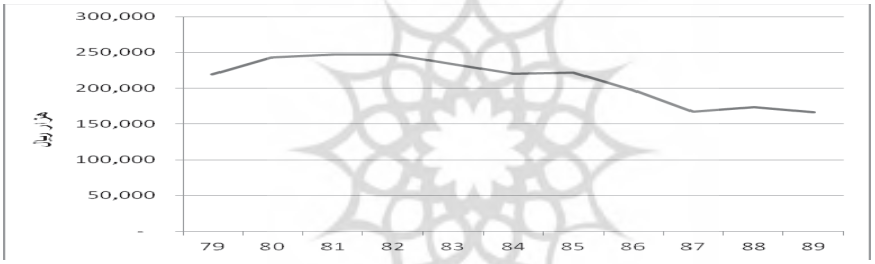
m1p موجودی نقد حقیقی بنگاه، m2p شامل m1p به علاوه موجودی حقیقی سپرده‌های مدت‌دار و اوراق و سهام سریع‌المعامله، sp فروش خالص حقیقی بنگاه و raw متوسط دستمزد حقیقی است. همچنین ارقام مربوط به نقدینگی، فروش و دستمزد، به میلیون ریال است و ارقام نقدینگی و فروش با استفاده از شاخص ضمنی تولید به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ حقیقی شده و ارقام مربوط به دستمزد متوسط نیز با استفاده از شاخص دستمزد کارگران ساختمانی حقیقی شده است. wdi میانگین وزنی نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها در نظام بانکی و wli میانگین وزنی نرخ سود دریافتی از تسهیلات اعطایی نظام بانکی و bldr نسبت تسهیلات بانکی دریافتی بنگاه به کل بدهی‌ها (تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و اعتبارات دریافتی از سایرین) است.



شکل (۱): روند تراز حقیقی نقدینگی در ۱۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس در سال‌های ۸۹-۱۳۷۹

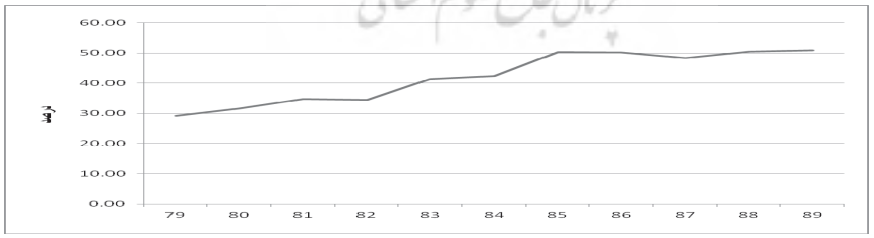


شکل (۲): روند فروش حقیقی در مجموع ۱۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس در سال‌های ۸۹-۱۳۷۹



شکل (۳): روند متوسط دستمزد حقیقی در مجموع ۱۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس در سال‌های ۸۹-۱۳۷۹

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



شکل (٤): نسبت بدهی بانکی به کل بدهی ۱۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس در سال‌های ۸۹-۱۳۷۹

مأخذ کلیه نمودارها: داده‌های استخراج شده توسط پژوهشگر از صورت‌های مالی شرکت‌ها

برآورد مدل

به منظور تعیین عوامل تعیین‌کننده نقدینگی در سطح بنگاه‌ها، از چهار تصریح برای آزمون تجربی مدل به شرح زیر استفاده شده است. مدل‌های (۱۶) و (۱۷) به عنوان مدل‌های پایه و برای برآورد تقاضای درآمدی پول و بررسی کشش متغیر مقیاس (متغیر فروش) در دو سطح نقدینگی (M1 و M2) بنگاه‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. مدل‌های (۱۸) و (۱۹) به عنوان مدل‌های گسترده‌تر، متغیرهای برگرفته از مبانی نظری را برای کل تقاضای پول شامل می‌شود.

$$\log m1p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۶$$

$$\log m2p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۷$$

$$\log m1p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log wdi_t + \alpha_3 \log wli_t + \alpha_4 \log raw_{it} + \alpha_5 \log bldr + \varepsilon_{it} \quad (۱۸$$

$$\log m2p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log wdi_t + \alpha_3 \log wli_t + \alpha_4 \log raw_{it} + \alpha_5 \log bldr + \varepsilon_{it} \quad (۱۹$$

که در آن m1p موجودی نقد حقیقی بنگاه، m2p شامل m1p به علاوه موجودی حقیقی سپرده‌های مدت‌دار و اوراق و سهام سریع‌المعامله، sp فروش خالص حقیقی بنگاه و raw متوسط دستمزد واقعی، wdi میانگین وزنی نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها در نظام بانکی و wli میانگین وزنی نرخ سود دریافتی از تسهیلات اعطایی نظام بانکی و bldr[1] نسبت اعتبارات بانکی بنگاه به کل بدهی‌های آن است.

به منظور بررسی مانا بودن داده‌ها و اجتناب از انجام رگرسیون کاذب، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر[2] استفاده شده است. برای این منظور، در این پژوهش، روش پیشنهادی کائو[3] برای آزمون هم‌جمعی داده‌ها مورد استفاده قرار گرفته است و نتایج حاصل، بیانگر مانایی داده‌های مدل است.

در جدول (۲) نتایج حاصل از تخمین‌های مدل پایه (۱۶) و مدل گسترده (۱۸) یعنی رابطه میان M1 و متغیر فروش و سایر متغیرها بیان شده است. تخمین‌های مدل پایه با و بدون منظور کردن آثار ثابت زمان، در دو وضعیت اثر ثابت فردی و اثر تصادفی فردی نشان داده شده است. شایان ذکر است

---

۱. با توجه به اینکه در برخی سال‌ها، نسبت اعتبارات دریافتی بنگاه از بانک‌ها به بدهی آن بنگاه برابر صفر بوده، به منظور رفع مشکل لگاریتم‌گیری از یک به علاوه نسبت مذکور (1+bldr) لگاریتم گرفته شده است.

2. Fisher-ADF test

3. Kao

که به دلیل کم بودن دوره زمانی، آثار تصادفی زمان معنا و مفهوم نداشته و در عین حال به لحاظ رد شدن توسط آزمون هاسمن در جدول منظور نشده است.

تخمین‌های کشش‌های تقاضای پول نسبت به فروش در مدل پایه، بیانگر آن است که کشش فروش بدون منظور کردن اثر زمان با منظور کردن آثار ثابت فردی (اثر مشخص هر بنگاه) در حدود ۰/۸ و در حالت آثار تصادفی معادل ۰/۸۶ است. نتیجه آزمون هاسمن، بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر نبود همبستگی میان آثار ثابت فردی و رگرسورها است. به بیان دیگر، آثار ثابت تخمین‌زننده‌های کاراتری ارائه می‌کند.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین مدل (۱۶) و (۱۸)

$$\log m1p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\log m1p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log wdi_t + \alpha_3 \log wli_t + \alpha_4 \log raw_{it} + \alpha_5 \log bldr + \varepsilon_{it}$$

اثر مشخص فردی	اثر ثابت	اثر تصادفی	اثر ثابت	اثر تصادفی	اثر ثابت	اثر تصادفی
اثر زمان	خیر	خیر	خیر	خیر	اثر ثابت	اثر ثابت
α_0	-۲/۰۱ (-۱/۱۳)	-۲/۴۲ (-۱/۴۹)	-۱/۲۲ (-۲/۲۹)	-۱/۹۱ (-۵/۰۱)	-۰/۳۴۶ (-۰/۶۷)	-۱/۵ (-۳/۹۲)
$\log sp$	۰/۶۸۰ (۱۳/۰۲)	۰/۷۹۷ (۲۱/۳۸)	۰/۷۹۹ (۲۱/۴)	۰/۸۶۴ (۲۴/۶۱)	۰/۷۲ (۱۴/۳)	۰/۸۲ (۲۳/۲۹)
$\log wdi$	-۰/۴۳ (-۱/۰۳)	-۰/۴۷۸ (-۱/۱۷)				
$\log wli$	۰/۱۰۶ (۰/۹۴)	۰/۱۰۶ (۰/۹۵)				
$\log raw$	۰/۳۱۷ (۳/۲۳)	۰/۲۴ (۲/۸۱)				
$\log bldr$	۰/۸۲ (-۴/۶۹)	-۰/۷۱ (-۴/۳)				
R^2	۰/۶۹۲	۰/۲۸	۰/۶۸۲	۰/۲۵۴	۰/۶۹۲	۰/۲۷۱
F	۲۱/۹	۱۳۰/۶	۲۱/۴	۶۰۵	۲۱/۰	۵۹/۴
$D.W.$	۱/۶۱	۱/۴۶	۱/۵۶	۱/۴۲	۱/۵۸	۱/۴۴
N	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱
$H.T:$		۱۱/۸۵		۳,۴۵۹		۸/۷۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از برنامه Eviews 6

با منظور نمودن اثر ثابت زمان، همزمان با منظور کردن اثر ثابت و اثر تصادفی فردی، کشش فروش کاهش می‌یابد و به ترتیب، معادل ۰/۷۲ و ۰/۸۲ است. در این مورد نیز نتیجه آزمون هاسمن، بیانگر کاراتر بودن آثار ثابت بر آثار تصادفی در پژوهش است.

علاوه بر این، نتایج حاصل از تخمین‌های مدل گسترده (۱۸) یعنی رابطه میان M1 و متغیرهای تعیین‌کننده آن در سطح بنگاه‌های تولیدی، در دو ستون اول جدول بیان شده است. بر این اساس، کشش تقاضای پول نسبت به فروش با منظور کردن آثار ثابت فردی (اثر مشخص هر بنگاه) در حدود ۰/۶۸ و در حالت آثار تصادفی معادل ۰/۸۰ است. علاوه بر این، با توجه به اهمیت کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره و تفسیر آن و با توجه به اینکه در مدل‌های تجربی، طیف گسترده‌ای از نرخ‌های بهره، مورد استفاده قرار گرفته است، در مدل (۱۸) از میانگین وزنی نرخ سپرده‌ها در نظام بانکی و میانگین وزنی نرخ تسهیلات بانکی به عنوان جانشین‌های نرخ بهره استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل، نشان داد که ضرایب مربوط به میانگین نرخ سپرده‌ها و میانگین نرخ تسهیلات بانکی در سطح ۱۰ درصد معنادار نیست. علاوه بر این، ضریب مربوط به دستمزد سازگار با مبانی نظری با در نظر گرفتن آثار ثابت ۰/۳۳ و با آثار تصادفی ۰/۲۴ است. نکته مهم در مدل مذکور، ضریب مربوط به درجه خبرگی مالی بنگاه است که در حالت آثار ثابت ۰/۸۲- و با آثار تصادفی ۰/۷۱- و معنادار است. در نهایت، نتیجه آزمون هاسمن بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر نبود همبستگی میان آثار ثابت فردی و رگرسورها است. به عبارت دیگر، آثار ثابت تخمین‌زننده‌های کاراتری را ارائه می‌کند.

در جدول (۳) نتایج حاصل از تخمین‌های مدل پایه (۱۷) و مدل گسترده (۱۹) یعنی رابطه میان M2 و متغیر فروش و سایر متغیرها بیان شده است. تخمین‌های کشش‌های تقاضای پول نسبت به فروش در مدل پایه، بیانگر آن است که کشش فروش بدون منظور کردن اثر زمان با منظور کردن آثار ثابت فردی (اثر مشخص هر بنگاه) در حدود ۰/۷۸ و در حالت آثار تصادفی معادل ۰/۸۷ است. نتیجه آزمون هاسمن نیز بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر نبود همبستگی میان آثار ثابت فردی و رگرسورها است. علاوه بر این، با منظور کردن آثار ثابت زمان همزمان با منظور کردن اثرات ثابت و تصادفی فردی، کشش فروش تغییر محسوسی ندارد و به ترتیب، معادل ۰/۷۵ و ۰/۸۶ است. در این مورد نیز نتیجه آزمون هاسمن بیانگر برتری نتایج حاصل از آثار ثابت بر آثار تصادفی است.

علاوه بر این، نتایج حاصل از تخمین‌های مدل گسترده (۱۹) یعنی رابطه میان M2 و متغیرهای تعیین‌کننده آن در سطح بنگاه‌های تولیدی، در دو ستون اول جدول بیان شده است. بر این اساس،

کشش تقاضای پول نسبت به فروش با منظور کردن آثار ثابت فردی (اثر مشخص هر بنگاه) در حدود ۰/۶۷ و در حالت آثار تصادفی معادل ۰/۸۰ است.

جدول (۳): نتایج حاصل از تخمین مدل (۱۷) و (۱۹)

$$\log m2p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\log m2p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log wdi_t + \alpha_3 \log wli_t + \alpha_4 \log raw_{it} + \alpha_5 \log nbldr + \varepsilon_{it}$$

اثر مشخص فردی	اثر ثابت	اثر تصادفی	اثر ثابت	اثر تصادفی	اثر ثابت	اثر تصادفی
اثر زمان	خیر	خیر	خیر	خیر	اثر ثابت	اثر ثابت
α_0	-۱/۴۳ (-۰/۷۳)	-۳/۰۹ (-۱/۷۳)	-۰/۷۴ (-۱/۲۷)	-۱/۷۱ (-۴/۰۱)	-۰/۴۴ (-۰/۷۵)	-۱/۵۹ (-۳/۶)
$\log sp$	۰/۶۷ (۱۱/۷۸)	۰/۸۰۱ (۱۹/۳۲)	۰/۷۸ (۱۴/۶)	۰/۸۷ (۲۲/۲)	۰/۷۵ (۱۳/۷)	۰/۸۶ (۲۱/۶)
$\log wdi$	-۰/۱۹۶ (-۰/۴۳۱)	-۰/۰۹۵ (-۰/۲۲)				
$\log wli$	-۰/۱۲۶ (-۱/۰۲۸)	-۰/۱۱ (-۰/۹۴)				
$\log raw$	۰/۲۹۸ (۲/۷۷)	۰/۲۹۵ (۳/۱۳)				
$\log bldr$	-۰/۸۳ (-۴/۲۳)	-۰/۷۲ (۴/۰۳)				
R^2	۰/۶۸۲	۰/۲۳۲	۰/۶۷۶	۰/۲۱۸	۰/۶۸	۰/۲۲۷
F	۲۰/۹	۱۰۷/۱	۲۰/۸	۴۹۳	۱۹/۹۱	۴۷/۱
$D.W.$	۰/۵۲	۱/۳۸	۱/۴۹	۱/۳۶	۰/۴۹	۱/۳۶
N	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱
$H.T:$		۱۱/۶۹		۶/۰۵		۷/۶۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از برنامه Eviews ۶

همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به میانگین نرخ سپرده‌ها و میانگین نرخ تسهیلات بانکی در سطح ۱۰ درصد معنادار نیست. در ضمن، ضریب مربوط به دستمزد در حالت آثار ثابت ۰/۲۹۸ و در حالت آثار تصادفی ۰/۲۹۵ است. ضریب مربوط به درجه خبرگی مالی بنگاه نیز در حالت آثار ثابت ۰/۸۳- و با آثار تصادفی ۰/۷۲- و معنادار است. در نهایت، نتیجه آزمون هاسمن بیانگر این است که آثار ثابت، نتایج کاراتری را در این مدل پدید می‌آورد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر، اولین بررسی در کشور است که با تابع تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی مرتبط است. از امتیازها و دستاوردهای پژوهش حاضر، تحلیل آثار سیاست‌گذاری‌های کلان بر رفتار واحدهای خرد (بنگاه‌ها) است. برای این منظور و برگرفته از مبانی اقتصاد خرد، مدل نظری تابع تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی استخراج شده است. بر این اساس در یک بنگاه تولیدی، تقاضای پول تابع میزان تولید (فروش)، نرخ بهره (هزینه فرصت پول)، نرخ دستمزد و نیز درجه خبرگی مالی بنگاه خواهد بود. در مدل تجربی و با توجه به شرایط اقتصاد ایران، از شاخص دسترسی به منابع بانکی به جای درجه خبرگی مالی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل مذکور با استفاده از اطلاعات صد و شصت و یک بنگاه تولیدی پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار نشان داد که:

۱- صرفه‌های ناشی از مقیاس در تقاضای پول، در هر دو سطح نقدینگی در بنگاه‌ها وجود دارد. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های مختلف نشان می‌دهد که کشش تقاضای پول نسبت به متغیر فروش در حدود ۰/۶۸ است که برای سیاست‌گذار پولی در هدف‌گذاری رشد نقدینگی می‌تواند یک راهنمای سیاستی محسوب شود. همچنین از اندازه ضریب مذکور چنین استنباط می‌شود که در بنگاه‌های بزرگتر به لحاظ مقیاس فروش، نسبت به بنگاه‌های کوچکتر به طور نسبی نقدینگی کمتری نگهداری می‌شود. به‌طور احتمالی دسترسی آسان‌تر بنگاه‌های بزرگ به منابع مالی بیرون از بنگاه یا کارایی مالی بالاتر بنگاه‌های مذکور به واسطه وجود تشکیلات منسجم و در نتیجه مدیریت کاراتر وجوه در بنگاه‌های بزرگ، می‌تواند به عنوان دلایل این تفاوت تفسیر شود.

۲- عامل مهم دیگر در تعیین تراز حقیقی پول برای بنگاه‌های تولیدی، نرخ دستمزد است. با توجه به اینکه پرداخت دستمزد در یک بنگاه تولیدی، از هزینه‌های مستمر و ناگزیر محسوب می‌شود، نرخ دستمزد تأثیر مستقیمی بر نگهداری تراز حقیقی پول دارد. بر اساس نتایج حاصله، ضریب

کشش تقاضای پول نسبت به دستمزد، حدود ۰/۳۰ برآورد شده است. حساسیت فراوان تقاضای پول در بنگاه‌های تولیدی، نسبت به دستمزد در مقایسه با عدم معناداری ضرایب مربوط به نرخ‌های سود بانکی، بیانگر آن است که تأثیرپذیری رفتار نقدینگی بنگاه‌های تولیدی از سیاست‌های تعیین دستمزد، بسیار بیشتر از سیاست‌های تعیین نرخ سود بانکی است. شاید چسبندگی‌های موجود در خصوص نیروی کار، از جمله وجود قانون کار و قانون تأمین اجتماعی و نظایر آن سبب شده است که دستمزد به عنوان هزینه‌ای غیرمنعطف و نقد بر رفتار نقدینگی بنگاه‌ها، نسبت به متغیرهای پولی تأثیرگذاری بیشتری داشته باشد. از این رو، در تعیین نرخ‌های دستمزد یا در جهت‌دهی سیاست‌های اعتباری، بررسی آثار سیاست‌گذاری دو حوزه مذکور بر یکدیگر، اهمیت فراوانی دارد و نیازمند انجام پژوهش‌های بیشتر است.

۳- نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها در خصوص شاخص دسترسی به منابع بانکی نشان می‌دهد که ضریب مذکور حدود ۰/۸۲- است. ضریب مذکور به این معنا است که هر چه دسترسی بنگاه‌ها به منابع اعتباری بانک‌ها بیشتر باشد، تقاضای حقیقی بنگاه برای نگهداری نقدینگی کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، دسترسی بیشتر بنگاه به منابع ارزان بانکی (با توجه به نرخ حقیقی سود بانکی) به تقاضای کمتر برای پول نقد برای تسهیل مبادلات بنگاه منجر خواهد شد.

ضریب مذکور در سطح بنگاه‌ها، بیانگر افزایش کارایی مالی بنگاه‌ها، به ویژه بنگاه‌هایی است که دسترسی بیشتری به منابع ارزان‌قیمت بانکی دارند، اما از منظر سیاست‌گزار پولی، وابسته‌تر شدن بنگاه‌ها به منابع بانکی، به معنای فشار بر منابع محدود بانکی و کاهش انگیزه بنگاه‌ها برای اخذ اعتبار از سایر مراکز اعتباردهی (از جمله مشتریان بنگاه و سایرین) است. از این رو، وابستگی بیشتر بنگاه‌ها به منابع ارزان‌قیمت بانک‌ها، به‌طور احتمال ناشی از بالا بودن نرخ‌های سود در بازار غیررسمی است که در یک دور باطل و به ویژه در شرایط اعمال سیاست سرکوب مالی، فشار بر منابع بانکی را تشدید کند.

۴- با توجه به اهمیت و تفسیر کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره، در تصریح مدل‌ها از دو نرخ سود استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد که در سطح بنگاه‌های تولیدی، تقاضای پول نسبت به نرخ‌های سود بانکی، از معناداری لازم برخوردار نشده است. به‌طور احتمال دامنه و شدت تغییرات نرخ‌های سود بانکی آن چنان نبوده است که بر تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی تأثیر بگذارد یا میانگین وزنی نرخ‌های سپرده‌های بانکی و نرخ‌های تسهیلات بانکی، متغیرهای مناسبی (به دلایل مختلف از جمله این که نرخ‌های مذکور میانگین وزنی بوده و میانگین‌گیری سبب از دست رفتن نوسان‌ها می‌شود) برای تأثیرگذاری بر رفتار نقدینگی بنگاه‌ها نیست. از این رو، با توجه به اینکه

شرایط مالی بنگاه‌های مختلف، هزینه‌های متفاوتی را برای تأمین منابع مالی مورد نیاز دارد و این متغیر می‌تواند تأثیر معناداری بر رفتار نقدینگی بنگاه‌ها داشته باشد، لازم است در پژوهش‌های آتی و در توسعه مدل، هزینه‌ای که هر بنگاه در عمل به عنوان سود و کارمزد اعتبارات دریافتی پرداخت کرده است، محاسبه و در برآورد مدل استفاده شود.

منابع

Baltagi, Badi H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data.* John Wiley and Sons.

---------- (2009). *A Companion to Econometric Analysis of Panel Data.* John Wiley and Sons.

Baumol, William J. (1952). The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. *Quarterly Journal of Economics,* 66, 545–556.

Bover, Olympia & Watson, Nadine (2005). Are There Economies of Scale in Demand for Money by Firms? Some Panel data Estimates. *Journal of Monetary Economics,* 52, 156- 989.

Bruinshoof, Allard & Kool, Clemens (2004). Dutch Corporate Liquidity Management. *Journal of Applied Economics,*VII, 2, 195-230.

Finnerty, John D. (1980). Real Money Balances and the Firm's Production Function. *Journal of Money, Credit and Banking,* 12, 4, 666-671.

Fischer, Stanley (1974). Money in the Production Function. *Economic Inquiry,* 12, 517-533.

Friedman, M. (1959). The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results. *Journal of Political Economy,* 67, 327-351.

Fujiki, Hiroshi, and Casey B. Mulligan (1996). Production, Financial Sophistication, and the Demand for Money by Households and Firms. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies,* 14, 65- 103

Kao, Chihwa (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. "*Journal of Econometrics,* 90, 1-44.

Liu, J.-T., Tsou, M.-W., & Wang, P. (2008). Differential Cash Constraints, Financial Leverage and the Demand for Money: Evidence from a Complete Panel of Taiwanese Firms. *Journal of Macroeconomics,* 30, 523- 542.

Lotti, Francesca & Marcucci, Juri (2007). Revisiting the Emprical Evidence on Firms' Money Demand. *Journal of Economics and Business,* 59, 51-73

Mulligan, Casey B. (1997a). Scale Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from firms. *Journal of Political Economy,* 105, 1061-1079.

---------- (1997b). *The Demand for Money by Firms: Some Additional Empirical Results.* Federal Reserve Bank of Minneapolis, Discussion Paper 125.
Nadiri, M. I. (1969). The Determinants of Real Cash Balances in the US Total Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Economics,* 83,173- 196.
Natke, P. A. (2001). The Demand for Liquid Assets in an Inflationary Environment. *Applied Economics,* 33, 427-436.
Natke , P. A. & Falls G. A. (2010). Economies of Scale and the Demand for Money. Small Business Economics, 35, 283-298.
Ozkan, A. & Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An Empirical Investigation of UK Companies. *Journal of Banking and Finance,* 28, 2103- 2134.
Saving, Tomas R. (1972). Transactions Costs and the Firm's Demand for Money. Journal of Money, Credit and Banking, 4, 245-259.
Sriram, S. S. (1999). *Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Erro-Correction Models.* IMF working paper, WP/9964/
Tobin, James (1956). The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash. *Review of Economics and Statistics,* 38, 241- 247.
Verbeek, Marno, (2004). *A Guide to Modern Econometrics.* John Wiley and Sons.
Wilbratte, Barry J. (1975). Some Essential Differences in the Demand for Money by Households and by Firms. *The Journal of Finance,* 4,1091-1099.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی