فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال پانزدهم ـ شماره اول ـ بهار ۱۳۹۴ ـ صفحات ۱۵۷-۱۴۱

هزینه تأمین مالی و سطح نقدینگی مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی؛ مطالعه موردی: شرکتهای تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

اکبر کمیجانی[۱]
حمیدرضا طباطبایی زواره[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۷/۲۶ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۲/۴/۳۰

چکیده

با توجه به تفاوت بنگاه‌ها از نظر شرایط مالی و دسترسی به منابع مالی مختلف، انتخاب متغیر مناسبی که هزینه بهره پرداختی هر بنگاه را به درستی منعکس نماید از اهمیت بالایی در تبیین صحیح تابع تقاضای بنگاه‌ها برای پول برخوردار است.

در مطالعه حاضر با هدف بهبود تخمین ضرایب مربوط به کشش تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی نسبت به نرخ سود (بهره)، هزینه تأمین مالی[۳] برای هر بنگاه محاسبه و در مدل به کار گرفته شده است. به همین منظور تابع تقاضای پول با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی متوازن در سطح ۱۶۱ بنگاه تولیدی پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار در دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ برآورد شده است.

کشش برآورد شده تقاضای پول نسبت به هزینه تأمین مالی، نشان می‌دهد بنگاه‌هایی که هزینه تأمین مالی در آنها بیشتر است، تراز حقیقی کمتری به صورت راکد نگهداری می‌نمایند. در عین حال متوسط هزینه مالی و دامنه تغییرات آن حاکی از آن است که ضریب اهمیت این هزینه در نزد سیاستگذاران پولی نیاز به بازنگری اساسی دارد. در نهایت، آنکه حساسیت تابع تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی نسبت به دستمزد، از هزینه تأمین مالی بیشتر است.

واژگان کلیدی: تقاضای پول، نرخ سود، سیاست پولی، رفتار بنگاه، داده‌های تابلویی
طبقه بندی JEL: E41, E43, E52, D21, C23

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران komijani@ut.ac.ir
۲. محقق اقتصادی و نویسنده مسئول htaba67@gmail.com

3. Cost of Capital

مقدمه

بر اساس ادبیات تابع تقاضای پول، بنگاه‌های اقتصادی به دلایل مختلف از جمله سرمایه‌گذاری، پرداخت دستمزد، خرید مواد اولیه و نااطمینانی از جریان دریافت ها و پرداخت ها، بخشی از منابع خود را به صورت نقد نگهداری می‌نمایند. از دیدگاه نظریه موجودی انبار در نظریه پولی[1]، وجود هزینه فرصت به تنهایی برای ایجاد تقاضا برای نقدینگی کافی است. با هزینه فرصت صفر، نگهداشت بهینه نقدینگی در بنگاه نامحدود خواهد بود، اما زمانی که هزینه‌های فرصت مثبت است، بنگاه در نگهداشت نقدینگی به صورت اقتصادی عمل می‌کند.

در مطالعات تجربی در خصوص استفاده از متغیری مناسب به عنوان جانشین هزینه فرصت پول، طیفی گسترده‌ای از نرخ‌های بهره در نظر گرفته شده است. به طور مثال، لیو و همکاران (Liu, J et al, 2008) از نرخ بهره سپرده‌های سه ماهه، اختلاف متوسط نرخ‌های بهره سالیانه وام‌های اعطایی منهای نرخ‌های ۹۱ روزه اسناد خزانه در بازار اولیه و نیز اختلاف میان نرخ‌های بهره سپرده بلندمدت ۳ ساله و نرخ بهره سپرده ۳ ماهه در مطالعه خود استفاده نمودند. استفاده از نرخ‌های سود مذکور در مدل سازی تقاضای پول از دو منظر قابل نقد است. اول، اینکه به طور ضمنی هزینه فرصت بنگاه‌های دارای شرایط مالی متفاوت را یکسان می‌انگارد و از این منظر متضمن یک فرض نادرست است. دوم، آنکه در شرایطی که آمار و اطلاعات در خصوص نرخ‌های واقعی سود بانکی برای هر بنگاه در دسترس نبوده و صرفاً میانگین نرخ‌های تسهیلات و یا سپرده‌ها در دسترس قرار دارد، نرخ‌های مذکور به لحاظ ویژگی میانگین گیری نمی‌توانند به طور معناداری نوسانات تابع تقاضای پول را در سطح بنگاه‌ها تبیین نمایند.

در این مطالعه، در برآورد تابع تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی به پیروی از لوتسی و مارکوچی (Lotti F., Marcucci J. 2007) از متغیر هزینه تأمین مالی به عنوان هزینه فرصت پول استفاده شده است. مزیت مهم محاسبه متغیر هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه و استفاده از آن در تابع تقاضای پول در سطح بنگاه‌ها، تصریح ناهمگنی بنگاه‌ها نسبت به هزینه متفاوت تأمین منابع مورد نیاز آنها است.

با توجه به اهمیت تصریح صحیح تابع تقاضای پول بویژه در سطح بنگاه‌های تولیدی برای انتخاب سیاست پولی مناسب، در بخش اول این مطالعه مبانی نظری و مطالعات تجربی مرتبط مرور و سپس در بخش دوم، روش شناسی تحقیق ارائه شده است. در بخش سوم، یافته‌های تحقیق با مروری بر داده‌ها و متغیرهای مورد استفاده در تحقیق و سپس مدلهای برازش شده ارائه می شود و در بخش پایانی نتیجه گیری و جمع بندی تحقیق آمده است.

1. Inventory approach on money demand

۱- مبانی نظری و مطالعات تجربی

در ادبیات مربوط به تقاضای بنگاه برای پول، مطالعه بامول (Baumol, William J. 1952) و توبین (Tobin, James 1956) مبتنی بر نظریه انبار، سرآغازی برای استخراج تابع تقاضای پول و تلاشی برای عقلایی نشان دادن رفتار عاملهای اقتصادی در نگهداری پول از طریق حداقل سازی هزینه‌های مبادلاتی گردید. اگرچه مطالعه افرادی همچون میلر و اور (Miller M. H. and D. Orr 1968)، سیوینگ (Saving Tomas R. 1972)، فینرتی (Finnerty John D., 1980) و مولیگان (Mulligan, Casey B. 1997) به بسط و توسعه این دیدگاه در حوزه نظری کمک نمود اما در حوزه تجربی، مساله تصریح صحیح تابع تقاضای پول و انتخاب متغیرهای مناسب در تبیین آن نیز موضوع با اهمیتی بوده است[۱]. انتخاب متغیر مناسب برای جانشینی هزینه فرصت در تقاضای پول از جمله این موارد می‌باشد. بن زیون (Ben-Zion Uri, 1974) با این فرض که بنگاه‌های مختلف با هزینه تأمین مالی (هزینه فرصت پول) متفاوتی روبرو هستند که بر تقاضای آنها برای پول مؤثر می‌باشد، معیار ویژه‌ای را برای اندازه‌گیری هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه در نظر گرفت. او این نرخ را به صورت $r = \frac{E}{P} + h$ معرفی نمود که در آن، P قیمت سهام بنگاه، E درآمد هر سهم و h رشد مورد انتظار E می‌باشد. با توجه به اینکه h ارزش انتظاری بوده و به صورت مستقیم قابل مشاهده نبود، بن زیون نرخ رشد فروش هر بنگاه در پنج سال گذشته‌اش را جایگزین آن نمود. با جایگذاری هزینه فرصت پول در قالب فرمول مذکور در مدل بامول، بن زیون مدل خود را با استفاده از داده‌های ۵۴۶ بنگاه مورد آزمون قرار داد. نتیجه حاصله از مدل او، وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در تقاضای معاملاتی پول، و مدل مورد تخمین بن زیون به صورت زیر است:

$$\log M = \beta_0 + \beta_1 \log S + \beta_2 \log(E/P) + \beta_3 G \qquad (۱$$

که در آن، M میزان متوسط تراز پولی است که به وسیله بنگاه نگهداشته می‌شود، S فروش بنگاه، P قیمت سهام بنگاه، E درآمد هر سهم و G نرخ رشد فروش بنگاه در پنج سال گذشته است. بن زیون نشان داد که در نظر گرفتن هزینه تأمین مالی که هر بنگاه با آن روبرو است، به توضیح بهتر تابع تقاضای بنگاه برای پول کمک می‌نماید.

به تدریج با توسعه تکنیک‌های اقتصاد سنجی از یک سو و دسترسی بیشتر به داده‌های تابلویی[۲] در سطح بنگاه، مطالعات تجربی فراوانی در سالهای اخیر برای برآورد تقاضای پول و عوامل

---

۱. به عنوان نمونه به مطالعه جوهانس و ناصح (Johannes, J.M. and Nasseh, A.R. 1985) و مطالعات بعدی در رد و تأیید آن به منظور انتخاب میان متغیر فروش (درآمد) و یا ثروت به عنوان متغیر مقیاس مراجعه شود.

2. Panel Data

تعیین‌کننده نقدینگی در سطح بنگاه‌ها انجام پذیرفته است. از جمله این مطالعات، مولیگان (Mulligan, Casey B. 1997)، آدائو و ماتا (Ad˜ao, B., et al 1999)، ناتکه (Natke, P.A. 2001)، باور واتسون (Bover O., Watson N. 2005)، لوتسی و مارکوچی (Lotti Francesca, Marcucci Juri 2007)، لیو ودیگران (Liu, J et al, 2008) و ناتکه و فالس (Natke P. A., and Falls G. A. 2010) می‌باشد. در بین مطالعات انجام شده، مطالعه لوتسی و مارکوچی (2007) به لحاظ استفاده از هزینه تأمین مالی (نرخ بهره) برای هر بنگاه از بقیه متمایز است. لوتسی و مارکوچی (2007) مدل زیر را با استفاده از داده‌های پانل برای حدود ۱۵ هزار بنگاه در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۲ در آمریکا تخمین زدند:

$$\log m_{i,t} = \alpha_i + \beta_t + \gamma \log R_{i,t} + \delta \log w_{i,t} + \theta \log y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۲$$

که در آن، m_{it} موجودی تراز حقیقی پولی نگهداری شده توسط بنگاه iام در زمان t، y_{it} تولید بنگاه، R_{it} هزینه تأمین مالی (بهره پرداختی) هر بنگاه[۱] و w_{it} نرخ دستمزد است. α_i اثر مشخص هر بنگاه و β_t اثر مشخص زمان در مدل داده‌های تابلویی است. به اعتقاد آنها ثابت فرض نمودن هزینه تأمین مالی بین همه بنگاه‌ها با نظریه مالی ناسازگار می‌باشد چرا که هزینه استقراض برای هر بنگاه به طور اساسی بستگی به مشخصه‌های آن بنگاه دارد.

به رغم توسعه مطالعات مربوط به تقاضای پول در سطح بنگاه‌ها در بسیاری از کشورها، تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه و با استفاده از داده‌های درون بنگاهی در کشور انجام نشده است. در حقیقت مطالعات انجام یافته در سطح کلان و عمدتاً بر محور ثبات تقاضای پول، تأثیر نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز بر تقاضای پول استوار بوده‌اند.

در بین این مطالعات به مطالعه طبیبیان و سوری (۱۳۷۶)، کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۳)، شهرستانی و شریفی (۱۳۸۷) و سامتی و یزدانی (۱۳۸۹) می‌توان اشاره نمود. نتایج این مطالعات بر ثبات تقاضای پول بویژه در سطح M1 و تأیید اثر جانشینی پول (به دلیل ضریب منفی نرخ ارز) دلالت داشته و علاوه بر آن بر سرعت تعدیل نسبتاً کُند تقاضای پول در کوتاه مدت تأکید دارند.

---

۱. برای محاسبه هزینه تأمین مالی (cost-of-capital) لوتسی و مارکوچی (۲۰۰۷) از تقسیم هزینه مالی (هزینه سود، کارمزد و جرایم پرداختی) یک شرکت بر کل تسهیلات دریافتی و یا کل بدهی آن شرکت استفاده نمودند. این معیار به اعتقاد آنها در حقیقت هزینه اعتبار یک بنگاه را نشان داده و در عین حال میانگین وزنی بهره پرداختی هر بنگاه در مجموع وامها (کوتاه مدت و بلند مدت) را منعکس می‌نماید. در مطالعه حاضر نیز هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه عیناً محاسبه و در مدل تجربی استفاده شده است.

۲- روش شناسی تحقیق

به منظور استخراج تابع تقاضای پول در سطح بنگاه تولیدی، فرض می شود که بنگاه مذکور در شـــرایط رقابتی عمل نموده و برای تولید محصـــولات خود، نهاده‌های تولیدی را به اســـتخدام در می‌آورد. همچنین مبتنی بر مدل بامول (Baumol, William J. 1952) و توبین (Tobin, James 1956)، بنگاه مذکور برای انجام مبادلات خود به پول نیازمند اســـت. بر این اســـاس و به پیروی از مطالعه فوجیکی و مولیگان (Fujiki, H., and C. B. Mulligan 1996)، تابع تولید بنگاه در فرم CES و به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$y_{it} = [(1-\lambda)x_{it}^{\frac{\alpha-\beta}{\alpha}} + \lambda(\frac{\alpha-\beta}{\alpha-1})T_{it}^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}]^{\frac{\alpha}{\alpha-\beta}} \quad (۳$$

که در آن، y_{it} تولید بنگاه iام در زمان t، x_{it} نهاده ترکیبی و T_{it} خدمات مبادلاتی[1] و α کشش جانشینی میان نهاده ترکیبی و خدمات مبادلاتی است. اگر این دو مکمل یکدیگر باشند، $\alpha < 0$ خواهد بود. مبتنی بر مطالعه باور و واتســـون (Bover O., Watson N. 2005) و با فرض حالت حدی یعنی کشش جانشینی صفر میان نهاده ترکیبی و خدمات مبادلاتی (یعنی $\alpha \to 0$)، تابع تولید مذکور به تابع تولید لئونتیف تعمیم یافته[2] به صورت زیر تغییر خواهد نمود.

$$y_{it} = \min[F_{it}(x_{it}), T_{it}^{\frac{1}{\beta}}] \quad (۴$$

مزیت ویژه فرم مذکور با فرض $\beta \neq 1$ آن است که امکان بررسی صرفه‌های ناشی از مقیاس در تابع تقاضای پول را برای آزمون تجربی مهیا می‌نماید.

تابع خدمات مبادلاتی (T_{it}) بنگاه نیز به صورت کاب- داگلاس و به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$T_{it} = A_{it} m_{it}^{a} l_{it}^{b} \quad (۵$$

که در آن، A_{it} بیانگر خبرگی مالی[3] بنگاه، l_{it} نیروی کار به کارگرفته شـــده در تولید خدمات مبادلاتی و m_{it} تراز حقیقی پول است.

از سوی دیگر، هزینه بنگاه به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$C_{it} = P_{it}x_{it} + w_{it}l_{it} + R_{it}m_{it} \quad (۶$$

که در آن، C_{it} هزینه بنگاه، R_{it} هزینه فرصت پول، P_{it} قیمت نهاده ترکیبی و w_{it} دستمزد نیروی کار است. با توجه به سطح مشخصی از تولید و جایگذاری x_{it} و l_{it} در تابع (۶) مساله به صورت

1. Transaction Services
2. Generalized Leontief Function
3. Financial sophistication

حداقل سازی هزینه و به شکل زیر تبدیل می‌شود.

$$\min_{m} \; P_{it}F_{it}^{-1}(y_{it}) + R_{it}m_{it} + y_{it}^{c/b} A_{it}^{-1/b} m_{it}^{-a/b} w_{it} \qquad (۷$$

که با استفاده از شروط مرتبه اول، تابع تقاضای پول به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$m_{it} = \left[\left(\frac{R_{it}}{w_{it}}\right)\left(\frac{b}{a}\right) A_{it}^{1/b} y_{it}^{-c/b} \right]^{-b/(a+b)} \qquad (۸$$

با لگاریتم گیری از معادله فوق، تابع تقاضای پول به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\log m_{it} = \left(\frac{c}{a+b}\right)\log y_{it} - \left(\frac{b}{a+b}\right)\log R_{it} + \left(\frac{b}{a+b}\right)\log w_{it} - \frac{1}{a}\left(\frac{b}{a+b}\right)\log A_{it} \qquad (۹$$

با توجه به معادله فوق، مدل مورد اســـتفاده در این مطالعه جهت برآورد تابع تقاضـــای پول در سطح بنگاه‌ها به صورت زیر خواهد بود.

$$\log m_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_{it} + \alpha_2 \log R_{it} + \alpha_3 \log w_{it} + \alpha_4 \log A_{it} + u_{it} \qquad (۱۰$$

که در آن، A_{it} منعکس کننده تفاوت بنگاه‌ها از منظر سهولت دسترسی به منابع بانکی[۱] است و u_{it} جمله اخلال می‌باشد.

در این مطالعه با مبنا قرار دادن مدل شماره (۱۰) و با استفاده از روش داده‌های تابلویی متوازن[۲] نسبت به برآورد مدلهای معرفی شده اقدام شده است. همچنین با استفاده از تکنیک اثرات ثابت فردی[۳] و اثر تصادفی[۴]، تأثیر تفاوت ها و ناهمگنی میان بنگاه‌ها که می‌تواند منتج به تخمین‌های ناسازگار شود، برطرف شده است. در نتیجه، کشش‌های تقاضای پول از تأثیرپذیری تفاوت بنگاه‌ها در نگهداری پول مصون و تفسیر آنها قابل اتکا شده است. در نهایت، آنکه با استفاده از آزمون هاسمن[۵] میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی، انتخاب انجام پذیرفته است[۶].

---

۱. تأمین مالی از مراکز مختلف و با هزینه‌های مختلف، برای هر بنگاه با توجه به وضعیت اعتباری و سود آوری آن، بدهی معوقه آن بنگاه به مراکز اعتباری، اندازه تســـهیلات و ... متفاوت بوده و برای برخی از بنگاه‌ها با هزینه بالا و برای برخی دیگر با هزینه کم تأمین می‌شـــود. با توجه به کاهش نرخهای حقیقی سود بانکی در دوره مورد نظر، دسترسی آسان‌تر بنگاه‌ها به منابع بانکی در شرایط تورمی می‌تواند به عنوان خبرگی مالی بنگاه‌ها تلقی شده و در این مطالعه، از این شاخص به جای خبرگی مالی استفاده شده است.

2. Balanced Panel Data
3. Individual Fixed effects
4. Random effects
5. Hausman test

۶. برای اطلاع بیشتر در خصوص روش مدل سازی داده‌های تابلویی به بالتاجی (Baltagi, B. H. 2008) مراجعه شود.

۳- یافته‌های تحقیق

در این قسمت ضمن مروری بر توصیف متغیرها و داده‌های مورد استفاده در تحقیق، مدلهای مختلف برآورد شده و نتایج آنها ارائه می‌شود.

۳-۱- توصیف متغیرها و داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از دو سطح بنگاه و سطح کلان تشکیل شده‌اند. در سطح بنگاه، داده‌های مربوط به میزان نقدینگی، میزان فروش، بدهی‌ها، تسهیلات کوتاه مدت و بلندمدت دریافتی از بانکها، هزینه مالی و ... از صورت های مالی حسابرسی شده شرکت تولیدی پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار[۱] و 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 توضیح داده می‌شود.

بنگاه: در این مطالعه منظور از بنگاه، بنگاه تولیدی بوده و اطلاعات مربوط به آن از شرکتهای "تولیدی" پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار اخذ شده است. به همین دلیل، اطلاعات شرکتهای واسطه‌های مالی از جمله بانکها، بیمه‌ها، لیزینگ ها و شرکتهای سرمایه‌گذاری مالی به کار گرفته نشده و 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[۲].

---

۱. اطلاعات و داده‌های در سطح بنگاه‌ها از شرکت رایان نوین از شرکتهای فعال در بازار سرمایه خریداری و یا از سایت مدیریت پژوهش و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار به آدرس www.rdis.ir استخراج شده است.

۲. توضیح آن که تعداد شرکتهای تولیدی پذیرفته شده در بورس به مراتب بیشتر از تعداد ۱۶۱ شرکت مذکور می‌باشد اما معیار انتخاب این تعداد شرکت تولیدی، وجود داده‌های مورد نیاز برای کل دوره مورد بررسی و مشابهت سالی مالی آنها بوده است. به بیان دیگر شرکتهایی که فاقد داده‌های مورد نیاز برای کل دوره مورد بررسی بوده‌اند، شرکتهای جدید التاسیس و یا آنهایی که جدیداً به سازمان بورس و اوراق بهادار پیوسته‌اند، و شرکتهایی که به لحاظ زیاندهی و یا عدم رعایت شرایط سازمان بورس و اوراق بهادار از فهرست تالار اصلی بورس خارج شده‌اند، به لحاظ فقدان و یا کمبود اطلاعات، جزو شرکتهای حذف شده از فهرست نمونه انتخابی می‌باشند. ترکیب بنگاه‌های تولیدی مورد بررسی در این مطالعه از ۲۰ صنعت و در قالب ۱۶۱ شرکت به شرح ذیل تشکیل شده است.

صنعت غذایی، قند و شکر شامل ۲۵ شرکت، صنعت خودرو و قطعات شامل ۱۵ شرکت، صنعت دارو شامل ۲۰ شرکت، صنعت شیمیایی شامل ۱۳ شرکت، صنعت فلزات اساسی شامل ۱۱ شرکت، صنعت ماشین آلات و تجهیزات ۱۲ شرکت، صنعت سیمان، آهک و گچ شامل ۱۰ شرکت، صنعت سایر کانی‌های غیر فلزی شامل ۱۰ شرکت، صنعت کاشی و سرامیک شامل ۹ شرکت، صنعت دستگاه‌های برقی شامل ۷ شرکت، صنعت لاستیک و پلاستیک شامل ۸ شرکت، صنعت محصولات فلزی شامل ۷ شرکت،صنعت محصولات کاغذی شامل ۴ شرکت، صنعت کانی‌های فلزی

نقدینگی: نقدینگی در بنگاه از دو بخش تشکیل شده است. بخش اول، موجودی نقد است که شامل وجه نگهداری شده در داخل بنگاه و موجودی سپرده دیداری آن در بانکها است و به عنوان متغیر نشان دهنده M1 در سطح بنگاه معرفی شده است. بخش دوم، شامل سپرده‌های مدت دار و سهام و اوراق سریع المعامله در بازار است که نقد پذیری بالایی دارند. با توجه به تعریف گسترده پول[1]، مجموع این دو به عنوان M2 در سطح بنگاه معرفی شده است.

فروش: با توجه به فقدان آمار مربوط به ارزش تولیدات شرکتها، از آمار مربوط به فروش شرکتها به عنوان جانشینی برای متغیر تولید استفاده و ارقام نقدینگی و فروش با استفاده ه از شاخص ضمنی تولید[2] به قیمتهای ثابت ۱۳۷۶ حقیقی شده‌اند.

هزینه فرصت پول: در این مطالعه در سطح کلان، از میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌ها و نیز میانگین وزنی نرخ سود تسهیلات اعطایی به عنوان نرخ سود (بهره) اسمی، در سطح بنگاه‌ها از هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه، و برای محاسبه هزینه تأمین مالی، هزینه مالی (سود و جرایم) هر بنگاه بر کل بدهی آن بنگاه تقسیم شده است.

دستمزد: به منظور استخراج متوسط هزینه دستمزد به ازاء هر نفر نیروی کار در هر بنگاه، اطلاعات مربوط به تعداد نیروی انسانی و نیز مجموع هزینه‌های نقدی سالیانه مترتب بر نیروی انسانی از صورتهای مالی هر شرکت اخذ و همچنین برای حقیقی نمودن متوسط دستمزد شرکتها از شاخص دستمزد کارگران ساختمانی استفاده شده است.

شاخص دسترسی به منابع بانکی: با توجه به شرایط تورمی و کاهش نرخهای حقیقی سود بانکی در دوره مورد نظر، دسترسی آسان‌تر بنگاه‌ها به منابع بانکی نسبتاً ارزان در مقایسه با سایر منابع تأمین اعتبار می‌تواند به عنوان خبرگی مالی بنگاه‌ها تلقی شود. بر این اساس، شاخص دسترسی به منابع بانکی از طریق نسبت بدهی بانکی (مانده اعتبارات دریافتی از شبکه بانکی) به کل بدهی (مجموع اعتبارات بانکی و غیر بانکی) هر بنگاه محاسبه شده است.

دوره مورد بررسی: دوره مورد بررسی در این مطالعه از ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ را شامل می‌شود. این دوره، دو برنامه پنج ساله سوم و چهارم توسعه را شامل شده و به لحاظ سیاست‌های پولی و رویکردهای بعضاً متفاوت اتخاذ شده از جمله سیاست کاهش دستوری نرخ سودهای تسهیلات، قابل بررسی است.

شامل ۲ شرکت، صنعت منسوجات شامل ۳ شرکت، صنعت رایانه، صنعت انتشار، چاپ و تکثیر، صنعت استخراج سایر معادن، صنعت وسایل ارتباطی و صنعت محصولات چوبی هر کدام یک شرکت.

۱. برای آشنایی با تعریف گسترده پول مراجعه شود به: کتاب راهنمای آمارهای پولی و مالی صندوق بین المللی پول: IMF (2000, Monetary and Financial Statistics Manual (MFSM)

2. GDP deflator

با این وجود، علت اساسی انتخاب این دوره، محدودیت دسترسی به اطلاعات و داده‌های در سطح بنگاه‌ها در دوره زمانی طولانی‌تر بوده است.

۲-۳- برآورد مدل

با توجه به مبانی نظری و مدل استخراج شده شماره (۱۰)، عوامل تعیین کننده نقدینگی در سطح بنگاه‌های تولیدی شامل فروش، هزینه فرصت پول (نرخ بهره اسمی) و دستمزد می‌باشد. براین اساس برای آزمون تجربی با توجه به دو سطح نقدینگی در بنگاه و نحوه انتخاب هزینه فرصت پول (نرخهای سود بانکی و یا هزینه تأمین مالی)، چهار تصریح به شرح ذیل معرفی شده است.

$$\log m1p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log wdi_t + \alpha_3 \log wli_t + \alpha_4 \log raw_{it} + \alpha_5 \log bldr + \varepsilon_{it} \quad (۱۱$$

$$\log m1p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log idr_{it} + \alpha_3 \log raw_{it} + \alpha_4 \log bldr + \varepsilon_{it} \quad (۱۲$$

$$\log m2p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log wdi_t + \alpha_3 \log wli_t + \alpha_4 \log raw_{it} + \alpha_5 \log bldr + \varepsilon_{it} \quad (۱۳$$

$$\log m2p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log idr_{it} + \alpha_3 \log raw_{it} + \alpha_4 \log bldr + \varepsilon_{it} \quad (۱۴$$

که در آن، $m1p$ موجودی حقیقی نقد بنگاه که شامل اسکناس و مسکوک نگهداری شده در صندوق بنگاه و سپرده دیداری نزد بانکها می‌شود. $m2p$ شامل $m1p$ به علاوه موجودی حقیقی سپرده‌های مدت دار و اوراق و سهام سریع المعامله است. sp فروش حقیقی خالص بنگاه و raw متوسط دستمزد حقیقی است. همچنین wdi میانگین وزنی نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها در نظام بانکی و wli میانگین وزنی نرخ سود دریافتی تسهیلات اعطایی نظام بانکی، $bldr$ نسبت تسهیلات بانکی دریافتی بنگاه به کل بدهی ها (تسهیلات دریافتی از بانکها و اعتبارات دریافتی از سایرین) و idr نسبت هزینه مالی (سود و جرایم دیرکرد اعتبارات دریافتی) بنگاه به کل بدهی ها (تسهیلات دریافتی از بانکها و اعتبارات دریافتی از سایرین) می‌باشد.

مدلهای شماره (۱۱) و (۱۳) مدلهای کلاسیک برآورد تقاضای پول در دو سطح نقدینگی ($M1$ و $M2$) بنگاه‌ها مورد استفاده قرار گرفته و هزینه فرصت پول نرخهای سود اسمی بانکی است که برای همه بنگاه‌ها یکسان دیده شده و در مدلهای (۱۲) و (۱۴) هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه محاسبه و به عنوان متغیر هزینه فرصت پول در برآورد تقاضای پول، مورد استفاده قرار گرفته است.

در جدول شماره (۱) خلاصه شاخص‌های آماری متغیرهای اساسی به صورت لگاریتمی برای استفاده در مدل تجربی ارائه شده است. با توجه به ارقام مربوط به میانگین و میانه متغیرها و مقادیر کمینه و بیشینه هریک از آنها، تفاوت در اندازه و ویژگی‌های شرکتهای مورد استفاده در نمونه مشخص شده است. لازم به ذکر است بخشی از تفاوت در ارقام مذکور به تغییرات زمانی داده‌ها یعنی بسط و قبض یک بنگاه در طول یک دوره ۱۱ ساله (۸۹-۱۳۷۹) مربوط شده و بخش دیگر به تفاوت اندازه

متغیرها میان بنگاه‌های مختلف مربوط می‌شود.

بررسی عدد مربوط به هزینه تأمین مالی در نمونه ۱۶۱ بنگاه تولیدی نشان از آن دارد که مقدار آن بین حداقل ۰,۰۰۸ درصد و حداکثر ۲۷ درصد نوسان داشته و میانگین آن ۵,۲ درصد می‌باشد. میانگین مذکور حاکی از آن است که هزینه تأمین مالی در سطح بنگاه‌های تولیدی بر خلاف تصور رایج ممکن است چندان بالا نباشد. این در حالی است که سیاست کاهش دستوری نرخهای سود تسهیلات بانکی در سطح کلان به انگیزه بالا بودن هزینه تأمین مالی در بنگاه‌های تولیدی دنبال گردید.

جدول ۱. خلاصه شاخص های آماری در نمونه ۱۶۱ بنگاه تولیدی

	Mean	*Median*	*Max*	*Min*	*Std Dev*	*N*
log *m1p*	۷,۴۱۶	۷,۴۵۴	۱۱,۰۹۰	۲,۲۱۴	۱,۳۳۶	۱۷۷۱
log *m2p*	۷,۷۰۱	۷,۷۲۵	۱۲,۰۶۸	۲,۲۱۴	۱,۴۴0	۱۷۷۱
log *sp*	۱۰,۸۰۲	۱۰,۷۴۷	۱۳,۴۳۳	۷,۲۲۰	۱,۰۱۸	۱۷۷۱
log *raw*	۹,۸۷۰	۹,۹۰۵	۱۰,۸۷۷	۸,۲۸۸	۰,۳۷۴	۱۷۷۱
log *wdi*	۲,۵۴۲	۲,۵۳۴	۲,۶۶۷	۲,۴۸۵	۰,۰۵۱	۱۷۷۱
log *wli*	۲,۷۳۷	۲,۸۲۷	۲,۸۹۰	۲,۳۶۱	۰,۱۷۵	۱۷۷۱
log *bldr*	-۰,۵۴۴	-۰,۴۶۶	۰	-۲,۹۲۰	۰,۴۱۳	۱۷۷۱
log *idr*	-۳,۳۰۵	-۳,۰۴۲	-۱,۲۹۶	-۱۱,۷۲۷	۱,۱۴۱	۱۷۷۱

مأخذ: داده‌های استخراج شده از صورتهای مالی شرکتها توسط محققین

به منظور بررسی مانایی داده‌ها و اجتناب از انجام رگرسیون کاذب، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته فیشر[1] استفاده شده است. برای این منظور از روش پیشنهادی کائو (Kao, C. 1999) برای آزمون همجمعی داده‌ها استفاده شده و نتایج حاصله که در جدول شماره (۲) ارائه شده، بیان کننده وجود رابطه بلندمدت میان نقدینگی و متغیرهای معرفی شده در مدلهای مختلف می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Fisher-ADF test

جدول ۲. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو برای مدلهای مختلف

	مقدار t	احتمال
مدل شماره (۱۱)	-۲,۹	۰,۰۰۲
مدل شماره (۱۲)	-۴,۹۰	۰,۰۰۰
مدل شماره (۱۳)	-۳,۴۹	۰,۰۰۰
مدل شماره (۱۴)	-۳,۶۵	۰,۰۰۰

مأخذ: یافته‌های محققین با استفاده از برنامه Eviews 6

در جدول شماره (۳) نتایج حاصل از تخمین مدلهای (۱۱) و (۱۲) یعنی رابطه میانM1 در سطح بنگاه با متغیر فروش، دستمزد، شاخص سهولت دسترسی به منابع بانکی و هزینه فرصت پول در دو تصریح، یکی نرخهای سود بانکی و دیگری، هزینه تأمین مالی منعکس و تخمین مدلها با و بدون منظور نمودن اثرات ثابت زمان، در دو حالت اثر ثابت فردی و اثر تصادفی فردی نشان داده شده است. توضیح آنکه به دلیل کم بودن دوره زمانی، اثرات تصادفی زمان معنا و مفهوم نداشته و در عین حال به لحاظ رد شدن توسط آزمون هاسمن در جدول منظور نشده است.

بر این اساس، کشش تقاضای پول نسبت به فروش با منظور نمودن اثرات ثابت فردی (اثر مشخص هر بنگاه) در حدود ۰,۶۸ و در حالت اثرات تصادفی حدود ۰,۸۰ می‌باشد. همچنین با توجه به اهمیت کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره و تفسیر آن، در مدل شماره (۱۱) 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 این مدل حاکی از آن است که ضرایب مربوط به میانگین نرخ سپرده‌ها و میانگین نرخ تسهیلات بانکی از معناداری لازم برخوردار نمی‌باشد. از طرف دیگر، ضریب مربوط به دستمزد سازگار با مبانی نظری با در نظر گرفتن اثرات ثابت ۰,۳۳ و با اثرات تصادفی ۰,۲۴ می‌باشد. نکته مهم در مدل مذکور، ضریب مربوط به شاخص سهولت دسترسی به منابع بانکی است که در حالت اثرات ثابت ۰,۸۲- و با اثرات تصادفی ۰,۷۱- بوده و معنادار می‌باشد.

از سوی دیگر در مدل شماره (۱۲)، هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه به عنوان جانشین هزینه فرصت پول استفاده و نتایج حاصل از برآورد این مدل در ستونهای سوم تا ششم جدول شماره (۳) منعکس شده است. با توجه به نتیجه آزمون هاسمن، در حالت اثرات ثابت فردی، ضریب مربوط به هزینه تأمین مالی با در نظر گرفتن اثرات ثابت زمانی برابر ۰,۰۷۳- است. همچنین در این مدل، کشش تقاضای پول نسبت به فروش در حالت اثرات ثابت فردی، اثر ثابت زمانی حدود ۰,۶۷۶ ضریب مربوط به دستمزد معادل ۰,۱۹۶ و ضریب مربوط به شاخص سهولت دسترسی به منابع بانکی نیز ۰,۴۵۸- می‌باشد.

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین مدل شماره (۱۱) و مدل شماره (۱۲)

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

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

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	-۲,۱۳ (-۱,۱۳)	-۲,۴۲ (-۱,۴۹)	-۳,۱۹ (-۳,۵۴)	-۳,۷ (-۴,۸۶)	-۱,۹۷ (-۱,۷۴)	-۲,۷۹ (-۳,۱۱)
$\log sp$	۰,۶۸۰ (۱۳,۰۲)	۰,۷۹۷ (۲۱,۳۸)	۰,۶۸۲ (۱۳,۱۰)	۰,۸۰۳ (۲۲,۱۸)	۰,۶۷۶ (۱۲,۹۵)	۰,۸۰۲ (۲۲,۱۲)
$\log wdi$	-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)	۰,۳۲۲ (۳,۵۳)	۰,۲۲۸ (۲,۸۶)	۰,۱۹۴ (۱,۶۸)	۰,۱۳۱ (۱,۳۹)
$\log bldr$	-۰,۸۲ (-۴,۶۹)	-۰,۷۱ (-۴,۳)	-۰,۶۳ (-۳,۳۴)	-۰,۴۱۵ (-۲,۳۴)	۰,۱۵۵ (۲,۱۵)	-۰,۲۴۶ (-۱,۳۰)
$\log idr$			-۰,۰۷۷ (-۳,۰۳)	-۰,۰۹۹ (-۴,۱۲)	-۰,۰۸ (-۳,۲۵)	-۰,۹۷ (-۳,۹۹)
R^2	۰,۶۹۲	۰,۲۷	۰,۶۹۴	۰,۲۸۴	۰,۶۹۷	۰,۲۹۲
F	۲۱,۹	۱۳۰,۵	۲۲,۱۷	۱۷۵,۵	۲۱,۰۶	۵۱,۴۲
$D.W.$	۱,۶۱	۱,۴۶	۱,۶۱	۱,۴۵	۱,۶	۱,۴۵
N	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱
$H.T:$		۱۱,۵۸		۲۳,۹۲		۲۳,۰۵

مأخذ: یافته‌های محققین با استفاده از برنامه Eviews 6

در جدول شماره (۴) نیز نتایج حاصل از تخمین مدلهای (۱۳) و (۱۴) یعنی رابطه میان M2 در سطح بنگاه با متغیر فروش، دستمزد، شاخص سهولت دسترسی به منابع بانکی و هزینه فرصت پول در دو تصریح یکی هزینه تأمین مالی و دیگری نرخهای سود بانکی و نتایج حاصل از تخمین‌های مدل شماره (۱۳) در دو ستون اول جدول شماره (۴) منعکس شده است. بر اساس نتایج آزمون هاسمن، کشش تقاضای پول نسبت به فروش با منظور نمودن اثرات تصادفی در حدود ۰,۸۰۱ می‌باشد. در این مدل نیز ضرایب مربوط به میانگین نرخ سپرده‌ها و میانگین نرخ تسهیلات بانکی از معناداری لازم

برخوردار نمی‌باشد. همچنین ضریب مربوط به دستمزد در حالت اثرات تصادفی ۰,۳۰ بوده و ضریب مربوط به درجه خبرگی مالی بنگاه نیز ۰,۷۱۸- می‌باشد.

جدول ۴. نتایج حاصل از تخمین مدل شماره (۱۳) و مدل شماره (۱۴)

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

$$\log m2p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log sp_{it} + \alpha_2 \log idr_{it} + \alpha_3 \log raw_{it} + \alpha_4 \log bldr + \varepsilon_{it}$$

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	-۱,۴۲ (-۰,۶۲)	-۳,۰۹ (-۱,۵۹)	-۲,۵۶ (-۱,۶۸)	-۳,۹ (-۳,۴)	-۲,۹۲ (-۱,۵۸)	-۴,۳ (-۳,۳۶)
$\log sp$	۰,۶۷ (۶,۷۵)	۰,۸۰۱ (۱۲,۶۱)	۰,۶۷ (۶,۷)	۰,۸۱ (۱۳,۰۷)	۰,۶۸ (۶,۷۹)	۰,۸۱۱ (۱۳,۲۹)
$\log wdi$	-۰,۲۳ (-۰,۵۰۲)	-۰,۰۹۵ (-۰,۲۱)				
$\log wli$	-۰,۱۹۶ (-۰,۴)	-۰,۱۱۶ (-۰,۹۱)				
$\log raw$	۰,۲۹۸ (۲,۰۹)	۰,۲۹ (۲,۴۷)	۰,۲۹ (۲,۰۶)	۰,۲۷ (۲,۲۵)	۰,۳۳ (۱,۹۷)	۰,۳۱۳ (۲,۳۹)
$\log bldr$	-۰,۸۳ (-۳,۳۸)	-۰,۷۱۸ (۳,۳۶)	-۰,۵۵ (-۱,۹۹)	-۰,۳۱ (۱,۲۶)	-۰,۸۹ (-۲,۹۲)	-۰,۶۰ (-۲,۲۵)
$\log idr$			-۰,۰۷۸ (-۱,۸۱)	-۰,۱۰۹ (-۲,۶۹)	-۰,۰۷۴ (-۱,۷۴)	-۰,۱۰۴ (-۲,۶۲)
$\bar{R}^2$	۰,۶۸	۰,۲۳۲	۰,۶۸۴	۰,۲۵	۰,۶۹	۰,۲۶
F	۲۰,۹۱	۱۰۷,۲	۲۱,۱۸	۱۴۸	۲۰,۳۳	۴۴,۳۱
$D.W.$	۱,۵۲	۱,۳۹	۱,۵۲	۱,۳۷	۱,۵۳	۱,۳۸
N	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱	۱۷۷۱
$H.T:$		۳,۷۹		۱۲,۳۴		۱۱,۵۲

مأخذ: یافته‌های محققین با استفاده از برنامه Eviews 6

از سوی دیگر با منظور نمودن متغیر هزینه تأمین مالی به عنوان جانشین نرخ بهره در مدل شماره (۱۴)، نتایج حاصل از برآورد این مدل در ستونهای سوم تا ششم جدول شماره (۴) منعکس

شده است. بر اساس نتیجه آزمون هاسمن، کشش‌های تقاضای پول در حالت اثرات ثابت نسبت به فروش ۰,۶۸ و ضریب مربوط به دستمزد معادل ۰,۳۳ و در سطح ۵ درصد هر دو ضریب معنادار و علاوه بر این، ضریب مربوط به شاخص سهولت دسترسی به منابع بانکی معادل ۰,۸۹- می‌باشد. در نهایت، آنکه ضریب مربوط به هزینه تأمین مالی و یا به بیان دیگر، کشش تقاضای پول نسبت به بهره (هزینه فرصت پول) سازگار با مبانی نظری برابر ۰,۰۷۴- که در سطح ۱۰ درصد معنادار است.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در حالی که ضرایب مربوط به نرخهای سود بانکی (علی رغم اهمیت مبانی نظری نرخ بهره در تابع تقاضای پول) از معناداری لازم در برآورد مدل تجربی برخوردار نشدند، در مطالعه حاضر، با هدف بهبود تخمین ضرایب مربوط به کشش تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی نسبت به نرخ سود (بهره)، هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه محاسبه و در مدل به کار گرفته شد. برای این منظور، از طریق معرفی تابع خدمات مبادلاتی و بهینه سازی هزینه بنگاه، تابع تقاضای پول به صورت تابعی از میزان تولید (فروش)، هزینه فرصت پول، نرخ دستمزد و نیز درجه خبرگی مالی بنگاه استخراج گردید.

آنچه از تخمین مدلها برای ۱۶۱ بنگاه تولیدی پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار بدست آمد، نشان می‌دهد که 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 ۰,۷۰ بوده که برای سیاستگذار پولی در هدفگذاری رشد نقدینگی می‌تواند یک راهنمای سیاستی تلقی شود. همچنین از اندازه ضریب مذکور چنین استنباط می‌شود که بنگاه‌های بزرگتر (به لحاظ مقیاس فروش) نسبت به بنگاه‌های کوچکتر به طور نسبی نقدینگی کمتری نگهداری می‌نمایند.

از سویی، با توجه به اهمیت و تفسیر کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره در تصریح مدلها از دو سطح نرخ بهره استفاده شد. در سطح کلان از میانگین وزنی نرخهای سود سپرده‌ها و میانگین نرخ سود تسهیلات استفاده گردید که نتایج حاصله از معناداری آماری لازم برخوردار نشدند. از طرف دیگر، در سطح بنگاه‌های تولیدی از متغیر هزینه تأمین مالی برای هر بنگاه به عنوان جانشین متغیر هزینه فرصت پول استفاده شده است. بر این اساس، نتایج حاصله حاکی از آن است که در سطح بنگاه‌های تولیدی، تقاضای پول از حساسیت بالایی نسبت به هزینه تأمین مالی برخوردار نبوده و کشش آن در حدود ۰,۰۷۷- می‌باشد. در عین حال سازگار با مبانی نظری، بنگاه‌های تولیدی که با هزینه تأمین مالی بالاتری روبرو هستند، پول نقد کمتری به صورت راکد نگهداری می‌نمایند.

عامل مهم دیگر در تعیین تراز حقیقی پول برای بنگاه‌های تولیدی، نرخ دستمزد می‌باشد. با توجه

به اینکه پرداخت دستمزد در یک بنگاه تولیدی از جمله 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 در حدود ۰,۲۹ برآورد شده است. ضریب مذکور از یک طرف به معنای آن است که بنگاه‌های تولیدی که با هزینه دستمزد بالاتری روبرو هستند، مجبور به نگهداری سطح بالاتری از تراز حقیقی پول می‌باشند و از سوی دیگر، تقاضای پول در سطح بنگاه‌های تولیدی نسبت به دستمزد از حساسیت بالاتری نسبت به هزینه تأمین مالی برخوردار است.

این یافته بویژه در سیاستگذاری ها می‌تواند مورد توجه قرار گیرد. به بیان دیگر، اگرچه در سطح کلان تعیین نرخ‌های سود بانکی از حساسیت بالایی نزد سیاستگذاران پولی برخوردار است، در سطح بنگاه‌های تولیدی علاوه بر آنکه حساسیت بیشتری نسبت به هزینه دستمزد در تقاضای پول وجود دارد، میانگین هزینه تأمین مالی (۵,۲ درصد) با توجه به شرایط تورمی کشور چندان بالا به نظر نمی‌رسد. صحت این مدعا با افزایش حجم نمونه قابل بررسی است.

از طرف دیگر، شاخص سهولت دسترسی به منابع بانکی که بازتابی از شرایط آنها در تحصیل اعتبار از مراکز مختلف (بانک، مشتریان و دولت) است، عامل مهم دیگری در تعیین تراز حقیقی پول در سطح بنگاه‌های تولیدی است. با توجه به شاخص مورد استفاده در این مقاله یعنی نسبت اعتبارات بانکی به کل بدهی یک بنگاه، نتایج حاصل از تخمین مدلها نشان می‌دهد ضریب مذکور در حدود ۰,۵۸- است که به معنای آن است که هر چه دسترسی بنگاه‌ها به منابع اعتباری بانکها بیشتر باشد، تقاضای حقیقی بنگاه برای نگهداری نقدینگی کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، دسترسی آسان‌تر به منابع ارزان بانکی (با توجه به نرخ حقیقی سود بانکی) بنگاه‌ها را از نگهداری پول به صورت راکد آسوده می‌نماید.

از سوی دیگر، از مقایسه نتایج حاصله از مدلها برای دو سطح نقدینگی در بنگاه‌ها یعنی M1 و M2 می‌توان نتیجه گرفت که ضرایب مربوط به عوامل تعیین کننده این دو سطح نقدینگی، تفاوت محسوسی در سطح ۱۶۱ بنگاه تولیدی مورد مطالعه نشان نمی‌دهد. نکته آخر آنکه در این مطالعه، پویایی‌های تقاضای پول دنبال نشده است که در توسعه مدل می‌توان این پویایی‌ها با استفاده از تکنیک مناسب خود در نظر گرفته و تقاضای کوتاه مدت پول متفاوت از تقاضای بلند مدت آن در سطح بنگاه‌ها مورد بررسی قرار گیرد.

در عین حال مطالعاتی از این دست بویژه با حجم بزرگی از تعداد نمونه و دسته بندی بنگاه‌ها در اندازه‌های بزرگ و کوچک می‌تواند به غنای توصیه‌های سیاستی کمک نماید.

منابع و مأخذ

سامتی، مرتضی و یزدانی، مهدی (۱۳۸۹) تحلیل اقتصاد سنجی تابع تقاضای پول در ایران؛ پژوهشنامه علوم اقتصادی، سال دهم، شماره ۲: ۱۲۲-۹۲.

شهرستانی، حمید و شریفی رنانی، حسین (۱۳۸۹) تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران؛ تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۳: ۱۱۴-۸۹.

طبیبیان، محمد و سوری، داوود (۱۳۷۶) تقاضای بلندمدت پول؛ پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳: ۱۰۷-۸۱.

کمیجانی، اکبر و بوستانی، رضا (۱۳۸۳) ثبات تقاضای پول در ایران؛ تحقیقات اقتصادی، سال دوازدهم، شماره ۶۷: ۲۵۸-۲۳۵.

Ad˜ao, Bernardino, and Jos´e Mata (1999) Money Demand and Scale Economies: Evidence from a Panel of Firms; Bank of Portugal.

Baltagi, Badi H. (2009) A Companion to Econometric Analysis of Panel Data, John Wiley and Sons.

Baltagi, Badi H. (2008) Econometric Analysis of Panel Data; John Wiley and Sons, 3rd. edition.

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

Ben-Zion, Uri (1974) The Cost of Capital and Demand for Money by Firms; Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 6, No. 2: 263-269.

Bover Olympia, Watson Nadine (2005) Are There Economies of Scale in Demand for Money by Firms? Some Panel data Estimates; Journal of Monetary Economics, Vol. 52: 1569-89.

Finnerty, John D. (1980) Real Money Balances and the Firm's Production Function; Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 12, No. 4: 666-671.

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 Vol.14: 65-103.

Johannes, J.M. and Nasseh, A.R. (1985) Income or Wealth in Money Demand: An Application of Non-Nested Hypothesis Tests; Southern Economic Journal, April: 1099-1106.

Kao, C. (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, Vol. 30: 523-542.

Lotti Francesca, Marcucci Juri (2007) Revisiting the Empirical Evidence on Firms' Money Demand; Journal of Economics and Business, January-February, Vol. 59: 51-73.

Miller Merton H., and Daniel Orr (1968) The Demand for Money by Firms:

Extensions of Analytic Results; Journal of Finance, Vol. XXIII, No. 5: 735-759.
Mulligan, Casey B. (1997a) Scale Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from firms; Journal of Political Economy, Vol. 105: 1061–1079.
Mulligan, Casey B. (1997b) The Demand for Money by Firms: Some Additional Empirical Results; Federal Reserve Bank of Minneapolis, Discussion Paper 125.
Natke P. A., and Falls G. A. (2010) Economies of Scale and the Demand for Money", Small Business Economics, Vol. 35: 283-298.
Natke, P.A. (2001) The Demand for Liquid Assets in an Inflationary Environment; Applied Economics, Vol. 33: 427-436.
Saving, Tomas R. (1972) Transactions Costs and the Firm's Demand for Money; Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 4: 245-259.
Tobin, James (1956) The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash; Review of Economics and Statistics, Vol. 38: 241-247.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی