

بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول ایران با استفاده از رویکرد میانگین گیری بیزی

صادق بافنده ایماندوست*

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور

حسام الدین قاسمی

مدرس دانشگاه زنجان

چکیده

بررسی تابع تقاضای پول با هدف تحلیل مسائل کلان اقتصادی و سیاست گذاری موضوعی با اهمیت است. مشخص شدن همه متغیرهای مهم و تأثیرگذار در تابع تقاضای پول در کنار دیگر متغیرهای اقتصادی زمینه لازم را برای موفقیت آمیز بودن سیاست های اقتصادی فراهم می کند. صورت ظاهری تحقیقات تجربی انجام شده پیرامون تقاضای پول، حاکی از نوعی پراکندگی در تعیین عوامل مؤثر بر آن و در نتیجه تفاوت قابل توجه در نتیجه است. عدم اطلاع از متغیرهایی که توضیح دهنده تقاضای پول می باشند و در نتیجه عدم اطلاع از مدلی که به درستی تقاضای پول را توضیح می دهد، شرایط عدم اطلاع مدل را باعث می شوند. در این تحقیق، بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول ایران در شرایط عدم اطمینان مدل انجام شده است. در این مقاله از روش میانگین گیری بیزی مدل به دلیل ویژگی های مناسب برای در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل استفاده شده است. با برآورد ۱۴۰۰۰ رگرسیون و میانگین گیری بیزی از ضرایب، متغیرهای مؤثر مشخص شدند. دوره زمانی مورد بررسی ۳۲ ساله و بین سال های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۵ می باشد. نتایج به دست آمده نشان می دهد که عوامل مؤثر بر تقاضای پول عبارتند از: تولید ناخالص ملی، شاخص قیمت کالا و خدمات، نرخ ارز رسمی، کسری بودجه به تولید، متغیر وابسته با وقفه و شاخص قیمت کالا و خدمات با وقفه.

واژه های کلیدی: تقاضای پول، عدم اطمینان مدل، رویکرد بیزی، میانگین گیری بیزی، شکندگی.

طبقه بندی JEL: E۴۷، E۴۱، C۵۲، C۱۱

imandoust@pnu.ac.ir

* - (نویسنده مسئول):

تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۱

تاریخ دریافت: ۸۹/۲/۱۳

Examination of Affecting Factors on Iran's Demand of Money with Utilizing Bayesian Model Averaging Approach

Sadegh Bafandeh Imandoust

*Assistant professor of Economics
payame Noor University*

Hesameddin Ghasemie

Lecturer of, Zanjan University

Absteract

Examination of demand of money and recognition of important factors, is one of the important problems in macroeconomic. Identifying important factors that can affect demand money function, beside other economic factors, guaranty successfulness for economic policies. Semblance of many studies have been carried out to specify factors affecting demand of money, indicate some scattering on choosing important factors ,so results are different. Lack of knowledge about descriptive variables and correct model of money demand, produce wrong model.

To avoid a prejudgment on the effective factors of Iran's money demand (based on a specific theory), Bayesian Model Averaging is utilized. As it is common, this approach is based on the estimation of a regression model for many times (here ۱۴,۰۰۰) and estimation of coefficients with Bayesian Model Averaging. Data period is between ۱۹۷۶ – ۲۰۰۷.

Results show that GNP, CPI (consumer price index), formal exchange rate, ratio of budget deficit on GNP, lagged dependent variable and CPI with lagged have significant effects on demand of money.

Keywords: Demand of money, model uncertainty, Bayesian approach, Bayesian Model Averaging

JEL: C۱۱, C۵۲, E۴۱, E۴۷

۱. مقدمه

تقاضای پول و اثراتی که سیاست‌های پولی در اقتصاد کلان هر کشور دارند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بدون شناسایی عوامل مؤثر بر تابع تقاضای پول نمی‌توان در مورد مسائل و مشکلات کلان اقتصادی تصمیم‌گیری کرد. در کشور ما مطالعات متعددی در زمینه تابع تقاضای پول صورت گرفته است. در اغلب تحقیقات تجربی انجام شده در زمینه تقاضای پول، تعدادی

متغیر معرفی شده‌اند که با تقاضای پول دارای رابطه بوده ولی ترکیب این متغیرها از تحقیقی به تحقیق دیگر تفاوت می‌کند و معمولاً این ترکیب از متغیرها، با توجه به پیشینه ذهنی محقق تعیین می‌گردد.

مسلماً آنچه بیش از هر چیز برای در نظر گرفتن و بررسی اثر تمامی عوامل مؤثر بر تقاضای پول مسأله ساز می‌شده، حجم نمونه است. زیرا در نهایت با حضور همه متغیرهای اثرگذار بر تقاضای پول ایران از درجه آزادی مدل کم می‌شود و به تبع آن از دقت و قابلیت اتکای ضرایب تعیین شده برای مدل، کاسته می‌شود. در نتیجه ممکن است محقق برای برطرف کردن این مسأله تعدادی از متغیرها که در نظر او مهم‌تر بوده‌اند را وارد مدل نموده و در نتیجه نظر شخصی خود را اعمال نماید. حتی اگر محقق با آزمون‌های متوالی یک مدل ارائه کند، میزان خطایی که به واسطه تکرار زیاد آزمون‌ها ممکن است رخ دهد، بالا خواهد رفت. شاید بتوان از این خطاها چشم‌پوشی کرد، ولی قبول کردن یک مدل و عدم توجه به مدل‌های دیگر مطلوب نیست. زیرا هر مدل به محقق اطلاعات مفیدی ارائه می‌کند. فرض عدم اطمینان مدل^۱ به این معنی است که محقق از ابتدا مدلی را برای توضیح تقاضای پول معرفی نمی‌کند و با این فرض همه مدل‌های ممکن را مد نظر قرار داده و از اطلاعات همه مدل‌ها استفاده می‌نماید و با توجه به معیارهایی که در ادامه ارائه خواهد شد، حساسیت اثرگذاری هر متغیر نسبت به حضور و عدم حضور بقیه متغیرها بررسی می‌شود. در واقع به این سوال پاسخ داده می‌شود که اگر همه متغیرهایی که طبق نظریات مختلف بر تقاضای پول مؤثر هستند به صورت یکجا در نظر گرفته شوند، کدام متغیرها اثر خود را حفظ می‌کنند و کدام متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را از دست می‌دهند؟ در بررسی حساسیت یک متغیر، اگر حضور عوامل دیگر منجر به بی‌معنی شدن و یا تغییر علامت اثر آن متغیر شود، متغیر مورد بررسی نسبت به حضور بقیه متغیرها حساس بوده و در این مقاله به آن متغیر شکننده^۲ گفته می‌شود، در غیر این صورت متغیر نیرومند و به عبارتی غیر شکننده است. به وسیله این روش می‌توان به نتایج بهتری در خصوص متغیرهای اثرگذار دست یافت. (Liu, maheu, ۲۰۰۹)

۱- Model **uncertainty**

۲- Fragile

پس از بیان مقدمه، بخش دوم و سوم به ترتیب به مرور مبانی نظری تقاضای پول و مبانی نظری رویکرد بیزی^۱ می‌پردازد. در بخش چهارم به صورت اجمالی، مروری بر مطالعات انجام شده در مورد تابع تقاضای پول صورت می‌گیرد. در بخش پنجم متغیرهای مورد استفاده در مدل معرفی و در بخش ششم مدل و نتایج محاسبات بیان می‌گردد. در پایان نیز به جمع‌بندی و ارائه نتایج تحقیق پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری تقاضای پول

پول و تقاضای پول یکی از موضوعات مهم مکاتب اقتصادی بوده است؛ به طوری که اقتصاددانان مباحث فراوانی را در مورد تقاضای پول عنوان کرده‌اند. در مکتب کلاسیک با استفاده از نظریه مقداری پول، اعتقاد بر این است که پول به عنوان شمارشگر به کار می‌رود و پول ارزش ذاتی ندارد.

روش تراز نقدی^۲ کمبریج، تقاضای حقیقی پول را تابعی از درآمد می‌داند. به عبارتی انسان‌ها برای هماهنگی بین دریافت و پرداخت‌های خود با توجه به وجود فاصله زمانی بین این دو می‌بایست بخشی از درآمد خود را به صورت نقد نزد خود نگاه‌دارند تا این فاصله را پوشانند.

کینز هم بر اساس روش کمبریج، با در نظر گرفتن نرخ بهره به عنوان متغیر توضیحی برای تقاضای پول، نظریه خود را مطرح کرد؛ به طوری که برای تقاضای پول سه انگیزه معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی^۳ را در نظر گرفت. در تقاضای معاملاتی، پول با هدف سهولت در انجام معاملات و در تقاضای احتیاطی نیز، پول با انگیزه داشتن توان پرداخت مخارج پیش‌بینی نشده نگهداری می‌شود. تقاضای سفته‌بازی پول نیز در رابطه با هزینه فرصت نگهداری پول و تحت تأثیر نرخ بهره می‌باشد.

تقاضای معاملاتی بامول و توپین برخلاف تقاضای معاملاتی کینز علاوه بر درآمد تابع نرخ بهره

۱- Bayesian approach

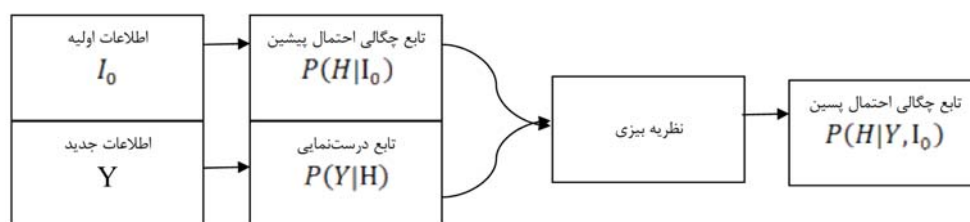
۲- Cash Balance Approach

۳- Transaction, Precautionary and Speculative Motives

نیز می‌باشد. در تقاضای سفته‌بازی توپین، پول به عنوان یک دارایی، با دیگر دارایی‌ها مثل اوراق قرضه مقایسه می‌شود و بهترین ترکیب توسط فرد برای تقاضای پول و دارایی‌ها انتخاب می‌شود. فریدمن نظریه خود در مورد تقاضای پول را در قالب نظریه مقداری پول بیان می‌کند. وی با بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای سایر دارایی‌ها به تحلیل تقاضای پول می‌پردازد. در این نظریه فریدمن پول را برای مصرف کننده به عنوان کالای مصرفی در نظر می‌گیرد که برای فرد به جهت تسهیل معاملات، مطلوبیت دارد و برای تولیدکننده به عنوان نهاده تولید در نظر می‌گیرد و معتقد است که فرد مطلوبیت پول را با بازدهی دارایی‌های دیگر مقایسه می‌کند و در نتیجه تقاضای پول تابع مثبت از ثروت یا درآمد و تابعی منفی از نرخ بازده مورد انتظار سایر دارایی‌هاست.

۳. مبانی نظری رویکرد بیزی

مشخصه بارز رویکرد بیزی برای استنتاج، نسبت دادن احتمالات عددی به درجه اعتقاد محقق می‌باشد. البته درجه اعتقاد محقق در مورد درستی یک فرضیه به میزان اطلاعات وی در آن لحظه بستگی دارد. در نتیجه با تغییر اطلاعات در مورد یک عبارت، می‌بایست در احتمال مربوط به درستی و یا نادرستی عبارت مورد نظر نیز تجدید نظر صورت گیرد (Koop, ۲۰۰۳). فرآیند تجدید نظر در احتمالات به وسیله اطلاعات جدید که بوسیله y مشخص می‌شود، در شکل زیر به طور خلاصه نشان داده شده است (zellner, ۱۹۷۱).



$P(H|I_0)$ تابع چگالی احتمال پیشین^۱ مربوط به فرضیه H ، بر پایه اطلاعات اولیه می‌باشد. این اطلاعات معمولاً یک ترکیب از اطلاعات قبلی داده‌ای، مطالعات تجربی، مشاهدات و نظریه‌ها

۱- Prior probability function

می‌باشد. $P(Y|H)$ تابع چگالی احتمال برای مشاهدات جدید Y به وسیله فرضیه H می‌باشد. این تابع چگالی احتمال به عنوان تابع درست‌نمایی^۱ شناخته می‌شود. برای به‌دست آوردن تابع چگالی احتمال پسین^۲، می‌بایست تابع چگالی احتمال پیشین با تابع درست‌نمایی به وسیله نظریه بیز با هم ترکیب شوند. احتمال پسین به هر دوی اطلاعات پیشین I_0 و اطلاعات نمونه Y بستگی دارد و با تأثیری که اطلاعات داده‌ای جدید بر تابع چگالی احتمال پیشین به‌وسیله نظریه بیز می‌گذارد، $P(H|I_0)$ به $P(H|Y, I_0)$ تغییر شکل می‌یابد. باید تأکید شود که احتمال پسین، شامل نظر محقق در مورد پارامتر، اطلاعات داده‌ای و اطلاعات پیشین می‌باشد (Zellner, ۱۹۷۱, Koop, ۲۰۰۳, Sornsen & Gianola ۲۰۰۲).

برای ساده کردن بررسی رویکرد بیزی در ابتدا فرض کنید دو متغیر تصادفی با نمادهای θ و y وجود دارد. قوانین احتمال می‌گوید:

$$P(\theta, y) = P(y)P(\theta|y) \quad (۱)$$

که $P(\theta|y)$ احتمال اتفاق افتادن θ به شرط y و $P(\theta, y)$ احتمال مشترک اتفاق افتادن θ و y

است. حال می‌توان θ و y را جابه‌جا کرد و در نتیجه رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$P(\theta, y) = P(\theta)P(y|\theta) \quad (۲)$$

با مساوی قرار دادن دو عبارت بالا (چون طرف چپ دو معادله با هم برابر است) طرف راست دو معادله با هم برابر شده و قانون بیز به‌دست می‌آید (Zellner, ۱۹۷۱, Koop, ۲۰۰۳, Sornsen & Gianola ۲۰۰۲). قانون بیز به عنوان قاعده اصلی در اقتصاد سنجی بیزی مطرح می‌باشد.

$$P(y|\theta) = \frac{P(y)P(\theta|y)}{P(\theta)} \quad (۳)$$

۱- likelihood function

۲- Posterior density function

فرض کنید y یک ماتریس داده‌ها و θ برداری از پارامترهایی است که داده‌ها را توضیح می‌دهد. محقق علاقه‌مند است که بر پایه داده‌ها θ را مورد مطالعه قرار دهد. برای متخصصان اقتصاد سنجی بیزی این سؤال مطرح می‌شود که با اطلاعات داده شده، در مورد θ چه می‌دانند؟ اقتصادسنجی بیزی بیان می‌کند که θ به عنوان متغیر تصادفی است (Zellner, 1971, Koop, 2003, Sornsen & Gianola 2002) و عنوان می‌کند که نا اطمینانی ما درباره موضوع مورد مطالعه به وسیله قوانین احتمال توضیح داده می‌شود. چون $P(y) \neq 0$ است و θ در آن ظاهر نشده است می‌توان فرمول را به صورت زیر نوشت:

$$P(\theta|y) \propto P(\theta)P(y|\theta) \quad (4)$$

در این فرمول \propto نماد متناسب بودن است و جمله $P(\theta|y)$ به عنوان تابع چگالی احتمال پسین شناخته می‌شود. $P(y|\theta)$ تابع درست‌نمایی، به عنوان تابعی از θ و $P(\theta)$ تابع چگالی احتمال پیشین می‌باشد. تابع چگالی احتمال پیشین $P(\theta)$ به داده‌ها وابسته نیست. در نتیجه $P(\theta)$ شامل یک سری اطلاعات غیر داده‌ای موجود و سودمند درباره θ می‌باشد. به بیان دیگر $P(\theta)$ شامل اطلاعاتی است که محقق قبل از دیدن داده‌ها درباره θ می‌داند. اطلاعات پیشین از طریق تابع احتمال‌های پیشین و اطلاعات نمونه از طریق تابع درست‌نمایی وارد تابع احتمال‌های پسین می‌شود. تابع احتمالات پسین برای استنتاج درباره متغیرها در نگرش بیزی، مورد استفاده قرار می‌گیرند. توابع چگالی احتمال پیشین بنا به زمینه تحقیق می‌تواند شکل‌های مختلفی مثل نرمال داشته باشد. لازم به ذکر است که پارامترهای مرتبط با تابع توزیع احتمال پیشین بر اساس نظر محقق تعیین می‌شود. اگر اطلاعات پیشین از طریق اطلاعات موجود در نمونه‌های گذشته بدست آمده باشد این نوع توابع چگالی احتمال را پیشین داده‌ای می‌نامند. در موارد دیگر اطلاعات پیشین از روابط مشاهده شده علت و معلولی، بحث‌های نظری یا از منابعی غیر از نمونه‌های موجود از داده‌های گذشته به دست می‌آیند. وقتی یک تابع چگالی احتمال پیشین از این نوع اطلاعات می‌باشد به آن اطلاعات پیشین غیر داده‌ای اطلاق می‌شود و توابع چگالی احتمال را غیر داده‌ای می‌نامند. وقتی که از پیشین‌های غیر داده‌ای به دلیل عدم دسترسی به داده در گذشته استفاده می‌شود، امکان دارد که این اطلاعات

غیرداده‌ای بسیار مبهم و غیر دقیق باشد. اگر محقق بخواهد چگونگی بهبود اطلاعات در مورد پارامترهای مدل را به وسیله اطلاعات نمونه جدید مشخص کند و اطلاعات اولیه غیرداده‌ای باشند، باید از یک تابع چگالی احتمال پیشین غیرداده‌ای با ترکیب با یک تابع درست‌نمایی برای به دست آوردن تابع چگالی احتمال پسین استفاده کند. سپس با مقایسه تابع چگالی احتمال پیشین غیر داده‌ای با تابع چگالی احتمال پسین، می‌توان ملاحظه کرد که اطلاعات داده‌ای نمونه جدید باعث تجدید نظر در اعتقادات اولیه در مورد اطلاعات غیر داده‌ای می‌شود (Zellner, 1971, Koop, Sornsen & Gianola, 2003, 2002). میانگین‌گیری بیزی تخمین‌های کلاسیک (BACE)^۱ بوسیله ترکیب میانگین‌گیری بین مدل‌ها با یک مفهوم بیزی، با تخمین برآوردها که در صورت فرض مبهم بودن پیشین با نتایج OLS یکسان می‌باشد، بدست می‌آید (Martin, et al., 2004). این روش اثر اطلاعات پیشین را محدود می‌کند و روشی را پیشنهاد می‌کند که می‌تواند برای متخصصان اقتصاد سنجی کلاسیک هم قابل درک باشد. رویکرد میانگین‌گیری بیزی تخمین‌های کلاسیک نسبت به روش‌های دیگر میانگین‌گیری دارای چند مزیت مهم می‌باشد. اول اینکه بر خلاف تحلیل استاندارد بیزی که می‌بایست توزیع پیشین همه پارامترها مشخص باشد، در این روش تنها لازم است که یک پیشین تعیین شود که آن را فرا پارامتر^۲ می‌نامند و این پارامتر ($\bar{\theta}$)، اندازه انتظاری مدل می‌باشد. دوم اینکه فرا پارامتر به سادگی قابل تعیین و تفسیر می‌باشد و در عین حال مفهوم نیرومند بودن نتایج نسبت به این فرا پارامتر قابل بررسی است. سوم اینکه تفسیر تخمین‌ها برای کسانی که در اقتصاد سنجی بیزی تخصص ندارند هم ممکن و قابل درک می‌باشد. چهارم اینکه تنها با تکرار OLS می‌توان از این روش استفاده کرد.

در میانگین‌گیری بیزی احتمال پسین متغیر θ که در همه مدل‌ها مشترک می‌باشد که با فرض اینکه تعداد متغیرهای مستقل k باشد، عبارت است از

۱- Bayesian model averaging of classical estimation

۲- hyper-parameter

$$p(\Phi|Y) = \sum_{i=1}^{2^k} p(M_i|Y) p(\Phi|Y, M_i) \quad (5)$$

که در عبارت فوق $p(M_i|Y)$ احتمال پسین مدل، Y داده‌ها بوده و Φ ضریب متغیر مستقل می‌باشد؛ به طوری که

$$P(M_j|Y) = \frac{P(M_j) T^{-k_j/2} SSE_j^{-T/2}}{\sum_{i=1}^{2^k} P(M_i) T^{-k_i/2} SSE_i^{-T/2}} \quad (6)$$

در فرمول فوق 2^k تعداد رگرسیون فضای نمونه، i نشان‌دهنده i امین مدل نمونه‌گیری شده، T نشان‌دهنده بازه زمانی مورد بررسی، k_i تعداد متغیر مستقل در مدل i ام و SSE_i مجموع مربعات خطای مدل i ام می‌باشد. در این معادله دو نکته حایز اهمیت است. اول اینکه با دقت در فرمول مشخص می‌شود که هر چه مجموع مربعات خطا در مدل مربوطه کمتر باشد، چون SSE توان منفی دارد احتمال پسین مدل بالاتر می‌رود؛ ولی از آنجا که با افزایش تعداد متغیرهای مستقل SSE کاهش می‌یابد، می‌بایست معادله به نحوی باشد که برای مدل‌های با اندازه بزرگ نوعی جریمه در نظر بگیرد و با افزایش تعداد متغیرها احتمال پسین مدل طوری کاهش یابد که اثر کاهش SSE را از بین ببرد؛ که این هدف با قرار داشتن عبارت $T^{-k_j/2}$ در فرمول احتمال پسین محقق می‌شود. استفاده از پیشین مبهم باعث می‌شود تابع احتمال توزیع پسین Φ به شکل توزیع $\hat{\Phi}$ در روش کلاسیک درآید. در نتیجه رابطه زیر به دست می‌آید:

$$E(\Phi|Y) = \sum_{i=1}^{2^k} p(M_i|Y) \hat{\Phi} \quad (7)$$

واریانس پسین ضریب Φ نیز به صورت زیر به دست می‌آید (Leamer, ۱۹۷۸):

$$VAR(\Phi|Y) = \sum_{i=1}^{2^k} P(M_i|Y) VAR(\Phi|Y, M_i) + \sum_{i=1}^{2^k} P(M_i|Y) (\hat{\Phi} - E(\Phi|Y))^2 \quad (8)$$

نکته دیگری که در تعیین احتمال پسین مدل بایستی به آن توجه کرد تعیین $P(M_j)$ ، یا به عبارتی احتمال پیشین مرتبط با هر مدل می‌باشد. رویکرد متعارف این است که به هر مدل درون فضای مدل احتمال یکسانی اختصاص دهند. یعنی وقتی تعداد کل مدل‌ها در فضای مدل 2^k می‌باشد، به هر مدل احتمال درست بودن $\frac{1}{2^k}$ نسبت دهند. اگر \bar{k} اندازه انتظاری مدل باشد، به جای اینکه به همه مدل‌ها احتمال پیشین برابر اختصاص داده شود، به ورود متغیرها در مدل احتمال پیشین برابر اختصاص داده می‌شود (Martin, et al., ۲۰۰۴). برای محاسبه نتایج در روش میانگین‌گیری بیزی مدل می‌بایست تمام مدل‌های ممکن در فضای مدل را با یکدیگر در نظر گرفت. حجم عملیات محاسباتی در این روش، بسیار بالا و زمان بر می‌باشد؛ به نحوی که با افزایش یک متغیر مستقل به مجموعه متغیرهای مورد بررسی، تعداد مدل‌های درون فضای مدل ۲ برابر شده و محاسبات حداقل ۲ برابر خواهد شد. پس به گونه‌ای می‌بایست حجم محاسبات را کاهش داد. روش‌های متنوع و بعضاً پیچیده‌ای برای شبیه‌سازی پسین^۱ وجود دارد (Sornsen and Gianola, ۲۰۰۲) که در این مقاله به روش سلایی مارتین و دیگران شبیه‌سازی پسین انجام می‌شود. البته شرط لازم برای اینکه بتوان از این روش استفاده کرد به دلیل فرض پیشین‌های مبهم می‌باشد.

۴. مروری بر مطالعات انجام شده

تاکنون مطالعات زیادی در زمینه برآورد تابع تقاضای پول در ایران انجام گرفته است. در این قسمت به طور اجمالی به مرور برخی از این کارهای تجربی پرداخته می‌شود. هژبر کیانی برای برآورد تابع تقاضای پول از متغیرهای تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، نرخ تورم، ضریب جینی و نرخ ارز استفاده کرده است. علامت ضریب نرخ ارز، در این تحقیق مثبت بدست آمده است.

شیرین بخش در مقاله خود با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول پرداخته است و نتیجه می‌گیرد که بین متغیر تقاضای پول با سه متغیر تولید ناخالص داخلی،

۱- posterior simulation

شاخص قیمت عمده فروشی و متوسط نرخ سود سپرده‌ها رابطه بلندمدت برقرار است. وی هم‌چنین بیان داشته است که تأثیر نرخ ارز بر تقاضای پول معنی‌دار نبوده و در نتیجه، از الگو حذف گردیده است.

صمیمی، همکاران (۱۳۸۵) (Samimi & Elmi, ۲۰۰۶) با روش هم‌جمعی یوهانسون و جوسیلیوس، به بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران پرداخته‌اند. متغیرهای مورد بررسی در تحقیق مذکور تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۶۹، نرخ واقعی ارز بازار آزاد، نرخ تورم و کسری واقعی بودجه دولت بوده است. محققین به عنوان نتیجه بیان داشته‌اند که علامت متغیر تولید ناخالص داخلی مثبت و برای بقیه متغیرها منفی به دست آمده است.

فلاحی و نگهداری (۱۳۸۵) با استفاده از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول ایران پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در آنها مدل تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، نرخ تورم، نرخ ارز بازار آزاد و متغیر مجازی انقلاب است. به عنوان نتیجه بیان داشته‌اند که اثر متغیرهای تولید و مجازی انقلاب بر تقاضای پول مثبت و اثر نرخ تورم و نرخ ارز منفی می‌باشد.

مصطفوی و یاوری (۱۳۸۷) به بررسی تابع تقاضای پول در ایران پرداخته و عوامل مؤثر بر تقاضای پول را تولید، تورم و نرخ‌های بازدهی ارز و ماشین سواری معرفی کرده‌اند.

شهرستانی و شریفی (۱۳۸۸) با استفاده از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی تابع تقاضای پول در ایران پرداخته و در مدل خود متغیرهای درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز را قرار داده‌اند. محققین بیان می‌دارند که درآمد و نرخ ارز اثر مثبت و تورم اثر منفی بر تقاضای پول دارند.

با مرور مطالعات مطرح شده، می‌توان مشاهده کرد که علی‌رغم وجود اشتراکاتی در مورد متغیرهای توضیحی، این مدل‌ها متغیرهای غیر مشترکی نیز هم‌چون نرخ ارز، نرخ بهره، کسری بودجه، ضریب جینی و متغیر مجازی انقلاب به عنوان متغیر مستقل به کار برده‌اند. با مشاهده مدل‌های معرفی شده سوال‌های متعددی به ذهن می‌رسد. به‌طور مثال، آیا اثرگذاری متفاوت متغیر نرخ ارز در مدل‌های مختلف به خاطر ترکیب متفاوت متغیرهای مستقل در این مدل‌هاست؟ صورت ظاهری تحقیقات تجربی انجام شده پیرامون تقاضای پول، حاکی از نوعی پراکندگی در تعیین عوامل مؤثر بر آن و در نتیجه تفاوت قابل توجه در نتیجه است (به‌طور مثال اثرگذاری مثبت

و منفی نرخ ارز در مدل‌های مختلف). عدم اطلاع از متغیرهایی که توضیح‌دهنده تقاضای پول می‌باشند و در نتیجه عدم اطلاع از مدلی که به درستی تقاضای پول را توضیح می‌دهد، شرایط عدم اطلاع مدل را باعث می‌شوند.

۵. معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل

در مطالعات تجربی معمولاً از دو تعریف محدود ($M1$) و گسترده ($M2$) پول به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. در این مطالعه از تعریف گسترده پول به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. دوره زمانی مورد بررسی ۳۲ ساله و بین سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۵ می‌باشد. متغیرهای مستقل به کار گرفته شده در این تحقیق شامل ۱۵ متغیر و به شرح زیر می‌باشند. (مأخذ تمام داده‌ها، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است)

- ۱- ضریب جینی
- ۲- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ثابت ۱۳۷۶
- ۳- نرخ کارمزد سپرده‌های بلندمدت ۵ ساله
- ۴- مجازی انقلاب (برای سال‌های ۱۳۵۷ مساوی ۱ و بقیه سال‌ها عدد صفر است)
- ۵- مجازی جنگ (از سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷ عدد ۱ و بقیه سال‌ها عدد صفر است)
- ۶- جمعیت (برحسب واحد میلیون نفر)
- ۷- متغیر نرخ ارز رسمی (نرخ دلار آمریکا)
- ۸- نرخ ارز غیر رسمی (نرخ دلار آمریکا در بازار غیر رسمی)
- ۹- قیمت سکه (بهار آزادی طرح قدیم)
- ۱۰- نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت
- ۱۱- نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص ملی
- ۱۲- تولید ناخالص داخلی
- ۱۳- تولید ناخالص داخلی با وقفه
- ۱۴- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ با وقفه

۱۵- وابسته با وقفه

بر طبق مبانی نظری، تقاضا برای پول تابعی از متغیر مقیاس که نشان دهنده درآمد و یا ثروت و مجموعه‌ای از متغیرهای نشان دهنده هزینه فرصت نگهداری پول می‌باشد. به منظور در نظر گرفتن متغیر مقیاس از تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت استفاده گردیده است. یک مسأله مهم در مدل‌های معمول تقاضای پول، یافتن بهترین متغیر جایگزین برای تبیین هزینه فرصت نگهداری پول است. محققان از نرخ بهره، نرخ ارز رسمی، نرخ ارز غیر رسمی، قیمت دارایی‌هایی هم‌چون سکه بهار آزادی، سرمایه‌گذاری به تولید بخش‌های غیر نفتی و شاخص قیمت کالاها و خدمات استفاده می‌نمایند. علامت یا چگونگی تأثیر نرخ ارز بر تقاضای پول دقیقاً مشخص نیست. از آنجا که صاحبان ثروت، سبد دارایی خود را بر پایه پول داخلی ارزیابی می‌نمایند، کاهش ارزش پول می‌تواند به افزایش ارزش دارایی‌های خارجی افراد داخل و در نتیجه افزایش پایه پولی بیانجامد و در نهایت نیز به واسطه کاهش نرخ بهره موجب افزایش تقاضای پول شود. می‌توان گفت کشورهایایی که به شدت به واردات متکی هستند، در صورت کاهش ارزش پول ملی، بخش‌های دولتی و خصوصی احتیاج بیشتری به پول خواهند داشت. بنابراین در این حالت رابطه‌ای مستقیم میان تقاضای پول و کاهش ارزش پول داخلی وجود دارد که به اثر ثروت^۱ معروف است. از طرف دیگر با کاهش ارزش پول داخلی، در صورتی که مردم انتظار کاهش بیشتر آن را داشته باشند، ممکن است به منظور جلوگیری از کاهش بیشتر قدرت خرید خود، تقاضای پول داخلی را کاهش و تقاضای پول خارجی را افزایش دهند. این رابطه معکوس میان نرخ ارز و تقاضای پول را اثر جانشینی^۲ می‌نامند.

کسری بودجه دولت از جمله متغیرهایی است که بنا به سه دیدگاه نظری کینزی، نئو کلاسیک و برابری ریکاردویی می‌تواند بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تقاضای پول مؤثر باشد. در دیدگاه کینزی، کسری بوجه دولت می‌تواند سطح مصرف را از طریق اثر ثروت متأثر سازد و با افزایش تقاضای کل منجر به افزایش تقاضای پول شود. در دیدگاه نئو کلاسیک، کسری‌های موقتی بودجه

۱- Wealth Effect

۲- Substitution Effect

اثراتی به وجود نخواهد آورد، ولی کسری‌های دائمی بودجه از طریق نرخ ارز و نرخ بهره و با اثر بر روی سرمایه‌گذاری و تراز پرداخت‌ها، سبب افزایش نرخ بهره و به تبع آن کاهش تقاضای پول می‌شود. در دیدگاه برابری ریکاردویی، بدهی عمومی را نمی‌توان بخشی از ثروت خانوار تلقی کرد. در این صورت، تغییر در موجودی اوراق قرضه دولتی به علت کسری بودجه دولت، از طریق اثر ثروت نمی‌تواند، متغیرهای اقتصادی از جمله تقاضای پول را متاثر سازد.

متغیرهای مطرح شده با توجه به کارهای تجربی که در گذشته انجام گرفته، انتخاب شده است. با در نظر گرفتن این متغیرها در کنار هم، این امکان حاصل می‌شود که بتوان نتایج متفاوت کارهای تجربی را با هم مقایسه و در نهایت متغیرهایی که با حضور همه متغیرهای دیگر بر تقاضای پول مؤثر می‌باشند را شناسایی نمود.

ممکن است توجه به متغیرهای معرفی شده این سوال را در ذهن ایجاد کند که بررسی مدل در صورت بروز مشکلاتی نظیر همخطی متغیرها چگونه امکان‌پذیر است؟ نکته حائز اهمیت در این روش این است که مسائلی از این قبیل، مشکلی را برای مدل ایجاد نمی‌کند. در این روش همان‌طور که در توضیح روش میانگین‌گیری بیزی بیان شد، با یک مدل منحصر به فرد روبرو نیستیم بلکه با تعداد زیادی مدل با متغیرهای مستقل متفاوت سروکار داریم و با هدف یافتن متغیرهایی که در حضور همه متغیرها اثر خود را بر متغیر وابسته حفظ می‌کنند، محاسبات انجام می‌شود. در حقیقت با در نظر گرفتن وزن‌های مشخصی برای هر مدل که بر اساس رویکرد بیزی بدست می‌آیند، متغیرهای غیرشکندنده مشخص می‌شوند.

۶. ارائه مدل و نتایج محاسبات

برای حصول نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای مورد بررسی، تعداد مدل‌های موجود (بر اساس حضور یا عدم حضور هر متغیر) در فضای مدل برابر 2^{15} مدل می‌باشد که بیش از ۳۲ هزار مدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر فضای مدل شامل 2^{15} مدل می‌باشد که با توجه به فرض عدم اطمینان مدل یعنی به دور از اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل می‌بایست همه مدل‌ها بررسی شده و از اطلاعات همه مدل‌ها برای حصول نتیجه استفاده شود. حتی اگر با پردازنده‌های مناسب بتوان هر مدل را در یک دقیقه برآورد

کرد، برای 2^{15} رگرسیون به زمانی بیش از ۲۲ شبانه روز احتیاج است. این در حالی است که اگر تعداد متغیرها از ۱۵ به ۱۶ افزایش یابد، حجم محاسبات و زمان مورد نیاز حداقل دو برابر می‌شود. بنابراین می‌بایست از فضای مدل نمونه‌برداری کرد. به پیروی از سلاهی مارتین و همکاران با تعیین یک فرا پارامتر که اندازه انتظاری مدل می‌باشد و در این مقاله مساوی ۴ در نظر گرفته شده، محاسبات انجام شده است. عدد ۴ با توجه به کارهای تجربی که در گذشته صورت گرفته، انتخاب شده است. لازم به ذکر است این عدد بازگوکننده این مطلب است که انتظار می‌رود در نهایت ۴ متغیر به عنوان متغیرهای غیرشکننده توسط فرآیند محاسبات معرفی شود ولی کاملاً روشن است که ممکن است در نهایت تعداد کمتر و یا بیشتر از ۴ متغیر غیرشکننده باشند. با این فرض احتمال پیشین ورود هر متغیر به دست می‌آید. الگوریتم مورد نیاز برای نمونه‌گیری از فضای مدل، در بسته‌های نرم‌افزاری موجود یافت نمی‌شود. به همین دلیل برای نمونه‌گیری تصادفی و برآورد رگرسیون‌های نمونه‌گیری شده، از نرم افزار R جهت کد نویسی برنامه مورد نیاز استفاده شد.

در ابتدا با به دست آوردن نمونه‌ای شامل ۲ هزار رگرسیون از فضای مدل، ضرایب و انحراف معیار متغیرها محاسبه گردید و احتمال پسین هر متغیر از مجموع احتمال پسین مدل‌هایی که شامل متغیر می‌باشند، به دست آمده است. در ادامه نمونه دیگری شامل ۲ هزار رگرسیون از فضای مدل نمونه‌گیری شد و با اضافه کردن این نمونه به نمونه اول، محاسبات برای ۴ هزار رگرسیون انجام گرفت و ضرایب و احتمالات پسین به دست آمد. با ادامه این روند و در نمونه‌ای که شامل ۱۰ هزار رگرسیون بود، همگرایی بین ضرایب حاصل شد و با مشاهده همگرایی مرحله اول به پایان رسید (جدول ۱). لازم به ذکر است، معیار همگرایی بدون تغییر بودن ضرایب پسین تا دو رقم می‌باشد.

برای رسیدن هرچه سریعتر به جواب، با پیروی از سلاهی مارتین و همکاران، محاسبات در دو مرحله انجام شد. به این نحو که از احتمال پسین هر متغیر در مرحله اول به عنوان اطلاعات داده‌ای برای آن متغیر استفاده می‌شود. شایان ذکر است که در مرحله اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیر داده‌ای و در مرحله دوم به جهت حصول سریعتر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده گردید. در مرحله دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل ۱ هزار رگرسیون انتخاب شد و محاسبات ضرایب، انحراف معیارها و احتمالات پسین انجام گرفت. سپس محاسبات روی نمونه‌ای شامل ۲ هزار رگرسیونی انجام شد و در نمونه آخر شامل ۴ هزار رگرسیون همگرایی ضرایب پسین مشاهده

گردید. به دلیل همگرایی ضرایب به دست آمده، نتایج نمونه آخر شامل ۴ هزار رگرسیون به عنوان نتایج نهایی میانگین‌گیری بیزی مدل پذیرفته شده و در جدول (۲) قابل مشاهده است. همانطور که بیان شد احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمال‌های پسین کلیه مدل‌هایی که متغیر مورد نظر را شامل می‌شوند. بنابراین می‌توان احتمال پسین ورود متغیر را معیاری از میانگین وزنی خوبی برازش برای مدل‌هایی که شامل آن متغیر می‌باشند، دانست. بنابراین متغیرهایی که دارای احتمال پسین ورود بالایی هستند دارای نقش زیادی در خوبی برازش مدل هستند (MARTIN, et al., ۲۰۰۴). به همین دلیل در ادامه نتایج نمونه آخر به ترتیب نزولی احتمال پسین متغیرها مرتب شده‌اند. در جدول (۳) متغیرهایی که احتمال پسین ورودشان با نگرارش درشت دیده می‌شوند، متغیرهایی هستند که احتمال پسین بالاتری نسبت به احتمال ورود پیشین دارند؛ یعنی مشاهده داده‌ها باعث بالاتر رفتن احتمال پسین ورود آنها نسبت به احتمال پیشین ورود آنها شده است.

جدول ۱: مرحله اول فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات شامل ۱۰ هزار رگرسیون

مرحله اول				متغیر
نمونه آخر شامل ۱۰ هزار رگرسیون		نمونه اول شامل ۲ هزار رگرسیون		
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پسین	ضریب پسین	
۰/۰۵۹	۱۵/۹۶	۰/۰۶۵	۱۹/۹۸	ضریب جینی
۰/۹۵	-۱۹/۰۱۸	۰/۹۴۶	-۱۹/۴۲	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی
۰/۱۹۱	۰/۳۹۵	۰/۴۲۳	۰/۵۵۷	نرخ کارمزد سپرده‌های بلندمدت
۰/۰۸۱	-۱/۷۷۵	۰/۰۴۶	-۱/۵۱۶	مجازی انقلاب
۰/۱۲۳	-۹۰۳۰۲	۰/۲۴۲	-۶/۳۹۲	مجازی جنگ
۱/۱۳۴	-۱/۰۴۲	۰/۲۴۹	-۱/۶۷۱	جمعیت
۰/۵۰۸	۱/۵۲۹	۰/۷۴۵	۲/۱۵۵	نرخ ارز رسمی
۰/۱۱۷	-۰/۱۴۳	۰/۰۴۲	-۰/۰۴۵	نرخ ارز غیر رسمی
۰/۰۸۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۷۱	-۰/۰۰۱	قیمت سکه
۰/۱۲۶	۸/۰۴۲	۰/۰۹۹	۷/۵۱	سرمایه‌گذاری به تولید
۰/۷۴۸	۱۳۸۵/۶۳	۰/۸۰۲	۱۴۳۱/۰۸	کسری بودجه به تولید
۰/۳۵۳	۰/۰۰۸	۰/۲۶۸	۰/۰۰۶۸	تولید ناخالص داخلی
۰/۱۴۳	-۰/۰۰۰۲	۰/۲۳۷	-۰/۰۰۰۳	تولید ناخالص داخلی با وقفه

۰/۹۷۵	۲۳/۰۲	۰/۹۷۵	۲۳/۴۹	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی باوقفه
۱	۰/۹۶۳	۱	۰/۹۵۶	متغیر وابسته باوقفه

منبع: محاسبات تحقیقین

در مورد ضرایب پسین می توان گفت که این ضرایب مشخص می کنند که به طور متوسط میزان اثر متغیر مورد بررسی بر متغیر وابسته چقدر می باشد. ضرایب پسین متغیرهایی که احتمال پسین بالاتری از احتمال پیشین دارند و به عبارتی غیرشکننده می باشند، با معنی بوده و قابل اتکا می باشند.

جدول ۲: مرحله دوم فرآیند نمونه گیری و محاسبات شامل ۴ هزار رگرسیون

مرحله دوم				متغیر
نمونه آخر شامل ۴ هزار رگرسیون		نمونه اول شامل هزار رگرسیون		
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پسین	ضریب پسین	
۰/۰۵۹	۱۵/۹۶	۰/۰۶۴	۱۷/۱۸	ضریب جینی
۰/۹۹۹	-۲۰/۷۷	۰/۹۹۹	-۲۰/۹۱	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی
۰/۰۴۳	۰/۰۴۱	۰/۰۴۵	۰/۰۳۹	نرخ کارمزد سپرده های بلندمدت
۰/۰۱۹	۰/۰۲۰۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۱	مجازی انقلاب
۰/۰۳۱	-۰/۹۳۷	۰/۰۳۶	-۰/۸۴۱	مجازی جنگ
۰/۰۵۸	-۰/۲۷۶	۰/۰۶۵	-۰/۲۸۳	جمعیت
۰/۶۹۱	۱/۹۸۵	۰/۶۹۸	۲/۰۳۵	نرخ ارز رسمی
۰/۰۶۳	-۰/۰۵۳	۰/۰۶۲	-۰/۰۵۳	نرخ ارز غیر رسمی
۰/۰۳۹	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۴۳	۰/۰۰۰۵	قیمت سکه
۰/۰۲۷	۱/۹۶۳	۰/۰۲۵	۱/۹۹	سرمایه گذاری به تولید
۰/۸۶۱	۱۵۷۲/۶	۰/۸۷۱	۱۵۸۵/۸	کسری بودجه به تولید
۰/۴۵۵	۰/۰۰۶	۰/۴۲۲	۰/۰۰۵	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۶۸	-۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۶۶	-۰/۰۰۰۰۴	تولید ناخالص داخلی با وقفه
۰/۹۹۸	۲۵/۱	۰/۹۹۷	۲۵/۱۵	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با وقفه
۱	۰/۹۳۴	۱	۰/۹۹۳	متغیر وابسته باوقفه

منبع: محاسبات تحقیقین

به ترتیب در ستون سوم و چهارم، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده

است و در ستون آخر نسبتی از رگرسیون‌ها که قدر مطلق آماره t برای متغیر مورد نظر بزرگتر از ۲ می‌باشد و یا به عبارتی ضریب مورد نظر در سطح ۰/۹۵ معنی دار است، بیان گردید. از این جهت که در حضور بقیه متغیرها انتظار ما در مورد ورود ۶ متغیر اول به رگرسیون افزایش یافته است، این متغیرها نیرومند یا غیرشککننده نامیده می‌شوند. بقیه متغیرها را که دارای احتمال ورود پسینی کمتر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده می‌باشند، شککننده می‌نامند؛ کننده بودن حاکی از حمایت کم داده‌ها از این متغیرها می‌باشد. با توجه به جدول (۳) کاملاً مشهود است که متغیرهای متغیر وابسته با وقفه، شاخص قیمت کالاها و خدمات، شاخص قیمت با وقفه، کسری بودجه به تولید، نرخ ارز رسمی و تولید ناخالص داخلی در حضور همه متغیرها احتمال پسین ورود بیشتری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند و به جهت افزایش گمانه ما برای حضور این ۶ متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی تقاضای پول قابل بررسی است و به عبارت دیگر این متغیرها با معنی می‌باشند. در بین ۶ متغیر به دست آمده، تنها اثر متغیر شاخص قیمت کالاها و خدمات بر تقاضای پول منفی است و بقیه متغیرها (متغیر وابسته با وقفه، شاخص قیمت با وقفه، کسری بودجه به تولید، نرخ ارز رسمی و تولید ناخالص داخلی) اثر مثبت و معنی داری بر تقاضای پول دارند.

جدول ۳: نتایج فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات بر اساس دو مرحله شامل ۱۴ هزار رگرسیون

متغیر	احتمال پسین	ضریب پسین	انحراف معیار پسین	نسبتی از رگرسیونها با $ t > 2$
۱ متغیر وابسته با وقفه	۱	۰/۹۳۴	۰/۰۹۱	۱
۲ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی	۰/۹۹۹	-۲۰/۷۷	۵/۷۶۸	۰/۹۶۵
۳ شاخص بهای کالاها و خدمات با وقفه	۰/۹۹۸	۲۵/۱	۶/۴۳	۰/۹۸۶
۴ کسری بودجه به تولید	۰/۸۶۱	۱۵۷۲/۶	۷۷۹/۴۴	۰/۹۲۹
۵ نرخ ارز رسمی	۰/۶۹۱	۱/۹۸۵	۱/۷۳۴	۰/۳۸۱
۶ تولید ناخالص داخلی	۰/۴۵۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱۳	۰/۵۵۱
۷ تولید ناخالص داخلی باوقفه	۰/۰۶۸	-۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۸	۰/۲۹۲
۸ نرخ ارز غیر رسمی	۰/۰۶۳	-۰/۰۵۳	۰/۵۶۶۲	۰/۱۱۴
۹ ضریب جینی	۰/۰۵۹	۱۵/۹۶	۸۸/۳۷	۰/۰۱۹

۰/۳۰۵	۲/۷۷	-۰/۲۷۶	۰/۰۵۸	جمعیت	۱۰
۰/۰۸۹	۱/۱۸۷	۰/۰۴۱	۰/۰۴۳	نرخ کارمزد سپرده‌های بلندمدت	۱۱
۰/۱۵	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۳۹	قیمت سکه	۱۲
۰/۰۰۸	۱۹/۲۴	-۰/۹۳۷	۰/۰۳۱	مجازی جنگ	۱۳
۰/۱۱۵	۵۷/۲۱	۱/۹۶۳	۰/۰۲۷	سرمایه‌گذاری به تولید	۱۴
۰/۱۳۱	۲۶/۲۲	۰/۰۲۰۶	۰/۰۱۹	مجازی انقلاب	۱۵

منبع: محاسبات محققین

اثر بقیه متغیرها که از نظر ترتیب احتمال پسین در رتبه ۷ تا ۱۵ قرار دارند، به دلیل کمتر شدن احتمال پسین ورود هر متغیر نسبت به احتمال پیشینشان بر تقاضای پول بی معنی می‌باشد. یعنی متغیرهای ردیف ۷ تا ۱۵ با حضور بقیه متغیرها اثر خود را بر تقاضای پول از دست داده‌اند.

۷. نتیجه گیری

بررسی تابع تقاضای پول و شناخت صحیح متغیرهای تأثیرگذار بر آن، از مسائل مهم اقتصاد کلان است. صورت ظاهری تحقیقات تجربی انجام شده پیرامون تقاضای پول، حاکی از نوعی پراکندگی در تعیین عوامل مؤثر بر آن و در نتیجه تفاوت قابل توجه در نتیجه است در این تحقیق، برای بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران، با در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل، روش میانگین‌گیری بیزی مورد استفاده قرار گرفت.

با توجه به فضای مدل که بالغ بر ۳۲۰۰۰ رگرسیون را شامل می‌شود و محاسبه ضرایب و احتمال پسین متغیرها را مشکل می‌کند، با پیروی از سلایبی مارتین و همکاران، به نمونه‌گیری از فضای مدل پرداخته شد و با انجام محاسبات بر روی ۱۴۰۰۰ رگرسیون، در ۲ مرحله نتایج تحقیق به دست آمد.

با انجام محاسبات و بررسی اثر ۱۵ عامل بر روی تقاضای پول ایران، مشخص شد که اثر ۶ متغیر با معنی بوده و این متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را حفظ کرده و به عبارتی غیرشکننده می‌باشند. همان‌طور که بیان شد احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمال‌های پسین کلیه مدل‌هایی که متغیر مورد نظر را شامل می‌شوند. بنابراین می‌توان احتمال

پسین ورود متغیر را معیاری از میانگین وزنی خوبی برازش برای مدل‌هایی که شامل آن متغیر می‌باشند، دانست. بنابراین متغیرهایی که دارای احتمال پسین ورود بالایی هستند دارای نقش زیادی در خوبی برازش مدل هستند این متغیرها براساس ترتیب نزولی احتمال پسین، متغیرهای متغیر وابسته با وقفه، شاخص قیمت کالاها و خدمات، شاخص قیمت کالاها و خدمات با وقفه، کسری بودجه به تولید، نرخ ارز رسمی و تولید ناخالص داخلی می‌باشند. اثر تمامی متغیرها بر تقاضای پول به جز شاخص قیمت کالاها و خدمات مثبت به‌دست آمده است. ضرایب پسین این متغیرها، با معنی بوده و قابل اتکا می‌باشند.

لازم به ذکر است که متغیرهای نهایی را نمی‌توان در یک مدل به عنوان نتیجه ارائه کرد. زیرا تحقیق با فرض عدم اطمینان مدل انجام گرفته است. ولی می‌توان بیان داشت که اگر محقق قصد بررسی تابع تقاضای پول را داشته باشد پیشنهاد می‌شود به نتایج این تحقیق توجه ویژه ای داشته باشد؛ زیرا متغیرهای بدست آمده در حضور تعداد زیادی از متغیرها که بر اساس تئوری بر تقاضای پول اثرگذار هستند اثر خود را حفظ کرده و نتایج بدست آمده بدلیل عدم شکنندگی متغیرهای بدست آمده قابل اتکا می‌باشند.

References :

- ۱- Bronson, W.H, ۲۰۰۸, **Macroeconomics: theory and Policy**, (۳rd Edition) *Harper and Row Publisher*.
- ۲- Central Bank of Iran Reports, different years, ۱۹۷۴-۲۰۰۸.
- ۳- Chun Liu, John M. Maheu, ۲۰۰۹. "Forecasting realized volatility: a Bayesian model-averaging approach", *Article first published online: journal of applied econometrics*, ۲۲, ۴-۶.
- ۴- Fallahi, M.A, ۲۰۰۶. **Study of important factor of demand of money in Iran with emphasize of exchange rate**, *Knowledge and Development Journal*, ۱۷, ۱۴۷-۱۶۶. (In Persian)
- ۵- Farzinvas. A, Lashkary.M, ۲۰۰۳. **Money substitution and demand of money in Iran**, *Journal of commercial affairs*, ۲۹, ۱-۵۱. (In Persian).
- ۶- Ghasemi. H , ۲۰۱۰, **Examination of affecting factors on Iran's inflation**

- using Bayesian Model Averaging Approach, *Master dissertation*, *Shahid Behshiti University*. (In Persian)
- ۷- Hojabr Kiani. K, ۱۹۹۹, **The Stability of Demand for Money & It's Dynamic Aspects in Iran**, *The Journal of Money & Economy*, Vol.۱, No.۱, Spring.
- ۸- Koop Gary. ۲۰۰۳, “**Bayesian Econometrics**”, John Wiley & Sons Ltd.,
- ۹- Leamer, Edward E. Specification Searches, ۱۹۸۳, “**Let’s take the con out of econometrics**,” *American Economic Review*, New York: John Wiley and Sons., ۷۳(۱), pp ۳۱-۴۳.
- ۱۰- Mustafavi. M, Yavari. K, ۲۰۰۸, **Estimation of demand of money in Iran with the utilize of time series**, *Knowledge and Development Journal*, ۲۰, ۱۲۵-۱۴۵. (In Persian)
- ۱۱- Sala-i-Martin. ۲۰۰۴, “**Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach** “ *the American economic review*. ۲۲, ۴-۷.
- ۱۲- Samimi. A, Elmi. Z, ۲۰۰۶, **survey of stabilization demand of money in Iran: Johansen and Juselius approach**, *journal of economics research*, ۷۲, p۱۹۱-۲۲۵. (in Persian)
- ۱۳- Shahrestani. H, Sharifi. H, ۲۰۰۹, **Estimation of demand money function in Iran**, *journal of economics research*, ۸۳, p۸۹-۱۱۴. (in Persian)
- ۱۴- Shirin Bakhsh. Sh, ۲۰۰۶, **Relationship between demand of money and important factors**, *Economics research letters*, ۱۶, ۱۳۳-۱۵۲. (in Persian)
- ۱۵- Sornsen, Daniel & Daniel Gianola (۲۰۰۲); **Likelihood, Bayesian, and MCMC Methods in Quantitative Genetics**, *Springer*.
- ۱۶- Zellner, Arnold, , ۱۹۷۱, “**An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics**”. New York: *John Wiley and Sons*.

Received: ۳ May ۲۰۱۰

Accepted: ۱۳ Oct ۲۰۱۰

