پژوهش‌های پولی-بانکی
سال ششم، شماره ۱۷، پاییز ۱۳۹۲،
صفحات ۱-۱۶

توضیح تغییرات پایه پولی و مخارج دولت در ایران

رامین مجاب[*] **سیدمهدی برکچیان**[†]
فرهاد نیلی[‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۲/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۵/۰۶

چکیده

این تحقیق به هدف به دست آوردن برخی شواهد آماری در رابطه با ماهیت سیاست‌گذاری‌های مالی و پولی در اقتصاد ایران انجام گرفت. عوامل اقتصادی و سیاسی مختلفی به عنوان متغیرهای بالقوه تأثیرگذار بر رفتار متغیرهای پایه پولی و مخارج دولت انتخاب گردید و به منظور محاسبه احتمال ورود پسین و توزیع پسین ضرایب آنها از روش میانگین‌گیری بیزین مدل استفاده شد. از مهم‌ترین نتایج به دست آمده سلطه درآمدهای نفت بر تغییرات مخارج دولت، عدم حساسیت مخارج دولت و پایه پولی به تغییرات تولید در بخش‌های مختلف، عدم تغییر مخارج دولت در نتیجه تغییر تورم، انبساط پایه پولی در نتیجه افزایش تورم و افزایش متوسط نرخ رشد پایه پولی در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ است. لذا به نظر می‌رسد واکنش سیاستگذاران به تغییرات تولید یا قیمت‌ها سازگار با توصیه‌های اقتصاد کلان نیست و رویکرد اقتصادی رئیس‌جمهور تاثیرگذارتر است.

کلیدواژه‌ها: سیاستگذاری پولی، سیاستگذاری مالی، درآمد نفت، تورم، رشد تولید، میانگین‌گیری بیزین مدل
طبقه‌بندی JEL: C11، O40، E62، E52

[*] استادیار گروه مدلسازی، پژوهشکده پولی و بانکی، r.mojab@mbri.ac.ir
[†] استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، barakchian@sharif.edu
[‡] استادیار گروه پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی، f.nili@cbi.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

۱ مقدمه

تیلور[1] در مقاله مشهور خود در سال ۱۹۹۳ پیشنهاد می‌کند که بانک‌های مرکزی برای سیاست‌گذاری پولی از یک قاعده مشخص که تابعی از مقادیر تولید و تورم در اقتصاد است پیروی کنند. مهم‌ترین ویژگی وجود یک قاعده در سیاستگذاری کاهش نااطمینانی و افزایش اعتبار فعالیت‌های آینده دولت یا بانک مرکزی و دوری از ناسازگاری زمانی[2] سیاست‌ها است. قوانین بالادستی حاکم بر فعالیت‌های دولت و بانک مرکزی در ایران این نهادها را ملزم به رعایت قاعده‌ای مشخص نکرده‌اند.

موضوع مطالعات بسیاری بررسی اثرات سیاست‌های پولی یا مالی بر اقتصاد ایران بوده است[3]، اما شناسایی عواملی که جهت این سیاست‌ها را تعیین می‌کنند مغفول مانده است. اطلاعات آماری محدودی در رابطه با ماهیت سیاست‌گذاری‌های دولت در اقتصاد ایران وجود دارد. این تحقیق به هدف به دست آوردن برخی شواهد آماری در این رابطه انجام می‌گیرد.

مجموعه عوامل مختلفی نظیر متغیرهای پولی، قیمت‌ها، تولید در بخش‌های مختلف، نفت، سرمایه‌گذاری و نرخ ارز وجود دارد که به طور بالقوه می‌تواند بر رفتار سیاستگذاران پولی و مالی تأثیرگذار باشد. انتخاب یک زیرمجموعه از این متغیرها با نااطمینانی نسبت به مدلسازی همراه است. این موضوع باعث می‌شود که در این مطالعه برای مدلسازی نااطمینانی از روش میانگین‌گیری بیزین مدل استفاده شود. با استفاده از این روش آماری می‌توان احتمال ورود پسین[4] و همچنین توزیع اثرات نهایی پسین متغیرهای مختلف را محاسبه و در رابطه با نقش آنها در قواعد سیاستگذاری اظهارنظر کرد.

یکی از مهم‌ترین ملاحظات در تفسیر نتایج تجربی این مطالعه، در ارزیابی قاعده‌مندی رفتار سیاستگذاران پولی انتخاب ابزار سیاست پولی است. ابزار سیاستگذاری در قاعده تیلور نرخ بهره است، حال آنکه این متغیر در اقتصاد ایران ویژگی‌های یک ابزار سیاست‌گذاری را ندارد. این محدودیت باعث می‌گردد که در تفسیر نتایج این مطالعه، پایه پولی را به عنوان

---

[1] Taylor

[2] time inconsistency

[3] به عنوان مثال، پروین و قلی‌بگلو (۱۳۸۲)، گسگری و اقبالی (۱۳۸۶)، ابونوری، کریمی و مردانی (۱۳۸۹)، موسوی، محمدی و اکبری (۱۳۸۹)، طاهری‌فرد و موسوی (۱۳۸۷) و تقوی و لطفی (۱۳۸۵) را ببینید.

[4] posterior inclusion probability

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

ابزار سیاستگذاری پولی فرض کنیم. این انتخاب اگر چه بحث‌برانگیز، اما رویکردی معمول در مطالعات تجربی اقتصاد ایران است.

از دیگر ملاحظات در تفسیر نتایج تجربی این مطالعه درنظر گرفتن مخارج کل دولت به عنوان ابزار سیاستگذاری مالی و عدم تفکیک آن به مخارج جاری و عمرانی است. علت تفکیک نکردن مخارج کل به اجزای آن، تفکیک‌ناپذیری اجزای این متغیر است. به عنوان مثال، مخارجی نظیر هزینه‌های بهداشت یا آموزش که در گروه مخارج جاری منعکس می‌شوند ماهیت سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی دارند. به عبارت دیگر، افزایش مخارج جاری الزاماً به معنی عدم توجه دولت به امر سرمایه‌گذاری و رشد بلندمدت اقتصاد نیست.

با توجه به این دو ملاحظه، در بحث تجربی این مطالعه بر پایه روش آماری میانگین‌گیری بیزین مدل دو گروه رگرسیون تخمین زده می‌شود. متغیر وابسته گروه اول پایه پولی و متغیر وابسته گروه دوم مخارج دولت است. متغیرهای بالقوه تأثیرگذار بر متغیر وابسته مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی و متغیرهای موهومی انتخاب می‌شود.

از مهم‌ترین نتایج به دست آمده سلطه درآمدهای نفت بر سیاستگذاری مالی، عدم توجه سیاستگذاران پولی و مالی به تغییرات تولید در بخش‌های مختلف، عدم توجه سیاستگذاران مالی به تغییرات قیمت‌ها، مشاهده سیاست‌های پولی انبساطی در نتیجه افزایش تورم و افزایش متوسط نرخ رشد پایه پولی در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ است.

چارچوب کلی تحقیق بدین صورت است که در بخش دوم روش تجربی این مطالعه معرفی می‌شود. در بخش سوم نتایج مطالعه آماری ارائه می‌گردد و بخش چهارم به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲ روش تجربی

«مدلسازی‌های هنرمندانه در علم اقتصاد این توانایی را دارند که تعداد بسیار زیادی متغیرهای توضیحی بالقوه را برای توضیح دادن رفتار یک متغیر معرفی کنند»[1]؛ موضوعی که در مطالعات تجربی در کنار ویژگی «حجم مشاهدات محدود» قرار می‌گیرد و مسئله انتخاب بهترین مدل تجربی را پررنگ می‌کند. نبود یک روش واحد در انتخاب بهترین مدل، انتقاداتی را متوجه مدلسازی‌های اقتصاد کلان کرده است. چنین انتقاداتی باعث پررنگ‌شدن نقش روش میانگین‌گیری بیزین مدل‌ها در ادبیات شده است. شروع به

[1] Sala-i-Martin, Doppelhofer and Miller (2004)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

کارگیری چنین رویکردی در مدلسازی‌های اقتصادسنجی را می‌توان مطالعات لیمر[1] (۱۹۸۳ و ۱۹۸۵) و معرفی روش آزمون حدود مفرط[2] در انتخاب متغیرهای باثبات[3] در توضیح‌دهندگی رشد اقتصادی دانست.[4] در ادامه روند توسعه این رویکرد مطالعه گرنجر و اوهلیگ[5] (۱۹۸۳) و معرفی آزمون حدود مفرط معقول[6] قرار دارد. روش میانگین‌گیری بیزین مدل نظیر مطالعه سالایی‌مارتین (۱۹۹۷) شکل متکامل‌تری از این رویکرد را ارائه می‌کند. در ادامه این روش را معرفی می‌کنیم. مدل‌های خطی رابطه (۱) را درنظر بگیرید.

$$M_i:\ \boldsymbol{y} = \boldsymbol{X}_i\boldsymbol{\beta}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i,\quad \boldsymbol{\varepsilon}_i \sim N\left(\mathbf{0}, \sigma_i^{۲}\boldsymbol{I}\right),\quad i = ۱ \dots ۲^{k} \qquad (۱)$$

در این رابطه k تعداد متغیر توضیحی بالقوه است. بردار $\boldsymbol{y}: T \times ۱$ مشاهدات متغیر وابسته و $\boldsymbol{X}_i: T \times k_i, k_i \leq k$ ماتریس مشاهدات متغیرهای توضیحی هستند. T تعداد مشاهدات است.

در رابطه با انتخاب i نااطمینانی وجود دارد. اگر $b_j, j = ۱, \dots, k$ تأثیر نهایی متغیر بالقوه jام بر متغیر وابسته تعریف شود، آنگاه توزیع پسین این متغیر به صورت رابطه (۲) نوشته خواهد شد:

$$p(b_j|\boldsymbol{y}, \boldsymbol{X}) = \sum_{i=۱}^{۲^k} \left[p\left(b_j|\boldsymbol{y}, \boldsymbol{X}, M_i\right) \times p(M_i|\boldsymbol{y}, \boldsymbol{X})\right] \qquad (۲)$$

اولین توزیع درون کروشه در رابطه (۲) توزیع پسین b_j به شرط مدل iام است. با فرض توزیع پیشین جی زلنر[7،8]، یعنی دو رابطه (۳) و (۴)، می‌توان نشان داد که میانگین توزیع

---

[1] Leamer

[2] extreme bound test

[3] robust

[4] تعریف لیمر از متغیر باثبات مورد انتقاد قرارگرفت. Levine and Renelt (1992) نشان دادند که استفاده از این روش باعث می‌شود تعداد بسیار کمی از متغیرها در توضیح‌دهندگی رشد اقتصادی باثبات شناخته شوند. Sala-i-Martin (1997) را ببینید.

[5] Granget and Uhlig

[6] reasonable extreme bound test

[7] Zellner's g prior

[8] این فرض انتخاب توزیع‌های پیشین را به انتخاب پارامتر g محدود می‌کند. این پارامتر را می‌توان میزان اعتماد به اطلاعات پیشین (ضرایب صفر) تفسیر کرد. مقادیر کوچک به معنی آن است که احتمال بیشتری به ←

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

پسین این ضریب برابر با $\frac{g}{g+1}\boldsymbol{x}_{ij}\hat{b}_j$ است که در آن $\hat{b}_j$ تخمین‌زننده حداقل مربعات معمولی است.[۱]

$$b_j|h_i \sim N\left(\mathbf{0}, h_i^{-1} g(\boldsymbol{X}_i'\boldsymbol{X}_i)^{-1}\right) \quad (۳)$$

$$h_i \propto h_i^{-1} \quad (۴)$$

دومین توزیع در کروشه رابطه (۲) توزیع پسین مدل iام است. این توزیع تابعی از توزیع پیشین این مدل و تابع درستنمایی تجمیع‌شده[۲] است.

$$p(M_i|\boldsymbol{y},\boldsymbol{X}) = \frac{P(\boldsymbol{y}|M_i,\boldsymbol{X})P(M_i|\boldsymbol{X})}{\sum_{j=1}^{2^k} P(\boldsymbol{y}|M_j,\boldsymbol{X})P(M_j|\boldsymbol{X})},\ i = 1 \dots 2^k \quad (۵)$$

تعداد کل مدل‌ها در فضای مدل 2^k است که برای مقادیر نسبتاً بزرگ k مشکلات محاسباتی بسیاری را به‌وجود می‌آورد. در چنین مواقعی الگوریتم مادیگان و یورک[۳] (۱۹۹۵)که به الگوریتم MC3 مشهور است مورد استفاده قرار می‌گیرد. این الگوریتم یک الگوریتم متراپولیس- هستینگ[۴] با ماتریس انتقال رابطه (۶) است.

$$p(M_i \to M_j) = \begin{cases} min\left\{1, \frac{P(M_j|\boldsymbol{y},\boldsymbol{X})}{P(M_i|\boldsymbol{y},\boldsymbol{X})}\right\}, & M_j \in N(M_i) \\ 0, & M_j \notin N(M_i) \end{cases} \quad (۶)$$

عبارت $p(M_i \to M_j)$ احتمال حرکت الگوریتم از مدل M_i به مدل M_j را محاسبه می‌کند. اگر مدل M_j قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری داشته باشد، این حرکت قطعاً رخ می‌دهد. در غیر این صورت، بسته به تفاوت قدرت توضیح‌دهندگی دو مدل، ممکن است الگوریتم به مدل جدید حرکت کند یا در M_i بماند. $N(M_i)$ همسایگی مدل iام است که به پیروی از

صفر بودن ضرایب قائل هستیم. به پیروی از Fernandez, Ley and Steel (2001) این ضریب را $g = max(K^2, T)$ انتخاب می‌کنیم که در آن K تعداد متغیرهای توضیحی است.

[۱] واریانس‌ها و کواریانس‌های این تخمین‌زننده به همراه سایر جزئیات در Koop (2003) آمده است.

[2] integrated likelihood

[3] Madigan and York

[4] Metropolis-Hastings

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

رفتری، مادیگلان و هوتینگ[1] (۱۹۹۷) این مجموعه را مدل‌هایی دارای یک متغیر بیشتر یا یک متغیر کمتر نسبت به M_i تعریف می‌کنیم. زمانی که الگوریتم در M_i قرار دارد، M_j از همسایگی آن انتخاب و با احتمال فوق قبول یا با احتمال یک منهای آن رد می‌شود و بدین صورت زنجیره $\{M_i\}_1^N$ به ازای M_1 شبیه‌سازی می‌شود. تحت شرایطی معمول[2] رابطه (۷) برقرار است.

$$lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_1^N g(M_i) = E(g(M_i)) \qquad (۷)$$

بنابراین در الگوریتم MC3، به جای محاسبه رابطه (۵) نسبت توابع پسین، که در آن مخرج کسر در رابطه (۵) حذف شده است، محاسبه می‌شود. این نسبت را شانس پسین[3] می‌نامند و برابر با رابطه (۸) است.

$$\frac{P(M_j|\boldsymbol{y},\boldsymbol{X})}{P(M_i|\boldsymbol{y},\boldsymbol{X})} = B_{ji}\times\frac{P(M_j|\boldsymbol{X})}{P(M_i|\boldsymbol{X})},\ B_{ji} = \frac{P(\boldsymbol{y}|M_j,\boldsymbol{X})}{P(\boldsymbol{y}|M_i,\boldsymbol{X})} \qquad (۸)$$

در این رابطه B_{ji} نسبت بیز[4] مدل M_j در مقابل M_i است و کسر دوم شانس پیشین است. با فرض معمول توزیع یکنواخت در فضای مدل، احتمال پیشین مدل‌های مختلف یکسان و بنابراین شانس پیشین برابر با واحد خواهد بود. در این صورت، شانس پسین برابر با نسبت بیز است. به منظور محاسبه این نسبت، از تابع درستنمایی نهایی تحت فرض پیشین جی زلنر استفاده می‌کنیم که در رابطه (۹) گزارش شده است.

$$p(\boldsymbol{y}|M_i) = \frac{\Gamma\left(\frac{T-1}{2}\right)}{\pi^{\frac{T-1}{2}}\sqrt{T}}\times\boldsymbol{y}_c'\boldsymbol{y}_c\times\frac{\left(1+g\right)^{\frac{T-1-k_i}{2}}}{\left(1+g\left(1-R_i^2\right)\right)^{\frac{T-1}{2}}} \qquad (۹)$$

[1] Raftery, Madigan and Hoeting

[2] اولاً احتمال رسیدن به هیچ مدلی نمی‌بایست صفر باشد. ثانیاً احتمال حرکت از یک مدل به مدل دیگر، به شرط مدل اول می‌بایست برابر با احتمال حرکت از مدل دوم به مدل اول، به شرط مدل دوم باشد.

[3] posterior odds

[4] Bayes ratio

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

در رابطه (۹)، R_i^2 ضریب تعیین مدل M_i و $y_c = y - \overline{y}$ است. افزایش اندازه مدل ضریب تعیین را افزایش می‌دهد و از این جنبه به نفع مدل‌های پیچیده‌تر عمل می‌کند. با این حال، حضور k_i در توان صورت کسر رابطه فوق (با علامت منفی) افزایش حجم مدل را جریمه می‌کند.

در کنار توزیع پسین ضرایب متغیرهای بالقوه (رابطه (۲))، محاسبه نسبت تعداد دفعاتی که یک متغیر در الگوریتم انتخاب می‌شود به تعداد کل تکرارهای الگوریتم حائز اهمیت است. این نسبت را اصطلاحاً شانس ورود پسین آن متغیر می‌نامند. تفسیر توزیع پسین ضرایب متغیرهایی که دارای شانس پسین بالاتری نسبت به دیگر متغیرها هستند، مهم‌تر است. از این موضوع در خلاصه کردن گزارش نتایج به دست‌آمده استفاده خواهد شد.

۳ نتایج تجربی

نتایج با ۷ میلیون بار تکرار به دست آمده‌اند به‌طوری که ۱ میلیون تکرار اولیه کنار گذاشته شده و پس از آن از هر ۱۰ مشاهده، یکی ذخیره شده است. بنابراین توزیع‌های پسین با ۶۰۰ هزار مشاهده محاسبه شده‌اند. نتایج تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که این تعداد تکرار برای رسیدن به همگرایی تا سه رقم اعشار کافی است (نتایج تفصیلی نزد نویسندگان محفوظ است).

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد، متغیرهای وابسته نرخ رشد پایه پولی و نرخ رشد پرداخت‌های دولت به عنوان ابزارهای سیاستگذاری پولی و مالی هستند. به طور کلی، وقفه‌های یک تا چهار این متغیرها (به جز متغیرهای موهومی) به عنوان متغیرهای توضیح‌دهنده بالقوه انتخاب شده‌اند. توضیحات بیشتر در رابطه با تحلیل حساسیت مربوط به حذف برخی از این متغیرها یا اضافه شدن برخی از وقفه‌های این متغیرها در ادامه ارائه می‌شود. تواتر داده‌ها فصلی بوده و مربوط به دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ هستند. نرخ رشد متغیرهای مختلف از فرمول نرخ رشد نقطه‌ای (فصل سال جاری به فصل مشابه سال قبل منهای یک) محاسبه شده‌اند. مهم‌ترین مزیت این فرمول عدم نیاز به فصلی‌زدایی متغیرهای مورد استفاده است.

یکی از نتایج اولیه این مطالعه آن است که هرچه احتمال ورود پسین کمتر باشد، احتمال اینکه نتوان نتیجه مطمئنی در رابطه با جهت تأثیرگذاری یک متغیر بر متغیر وابسته گزارش کرد بیشتر می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

نتایج مربوط به رگرسیون‌هایی که نرخ رشد پرداخت‌های دولت متغیر وابسته آنهاست، در قالب نمودارهایی در شکل ۱ گزارش شده است. در این شکل تنها نتایج متغیرهایی گزارش شده است که احتمال ورود پسین آنها بیشتر از ۵ درصد محاسبه می‌شود. برای به دست آوردن این نتایج دو متغیر پرداخت‌های جاری و پرداخت‌های عمرانی از مجموعه متغیرهای بالقوه حذف گردیدند و وقفه صفر متغیرهای درآمد دلاری نفت و درآمدهای غیرمالیاتی دولت اضافه شدند.

برای نرخ رشد پرداخت‌های دولت، دو متغیری که احتمال ورود پسین بالاتری نسبت به بقیه دارند، وقفه صفر درآمدهای غیرمالیاتی دولت و وقفه اول صادرات است. تمامی توزیع پسین ضرایب این دو متغیر در سمت مثبت محور افقی قرار گرفته است. متوسط توزیع پسین ضریب متغیر درآمدهای غیرمالیاتی دولت ۰/۱۵ و متوسط توزیع پسین ضریب صادرات ۰/۱۸ محاسبه شده است. بنابراین با اطمینان بالا، اثرات این دو متغیر بر مخارج دولت مثبت است. با توجه به هویدا بودن نقش نفت در فرآیند تشکیل این دو متغیر، این نتایج از سلطه درآمدهای نفتی بر پرداخت‌های دولت ناشی می‌شوند.

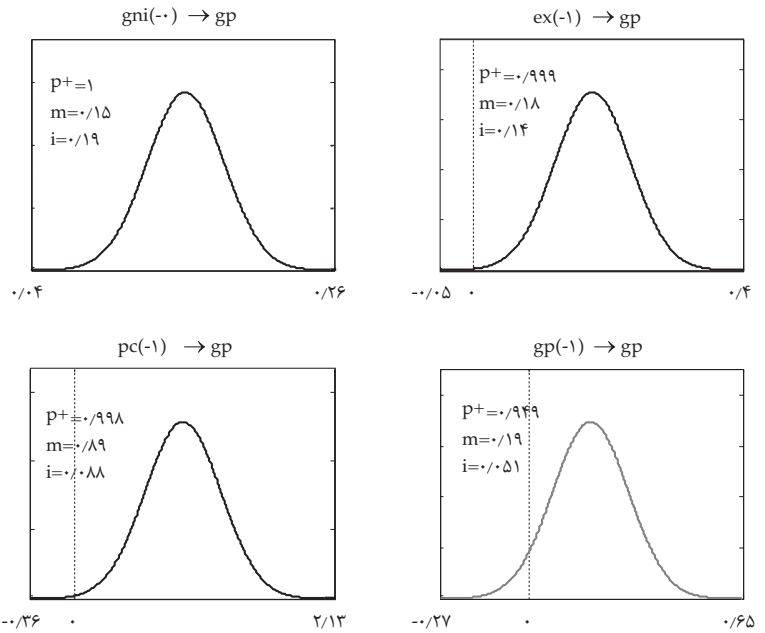
وقفه اول نرخ رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی دارای احتمال ورود پسین ۸ درصد محاسبه شده است، که پس از درآمدهای غیرمالیاتی دولت و صادرات دارای بزرگ‌ترین احتمال ورود پسین است. احتمال مثبت بودن ضریب این متغیر بیش از ۹۹ درصد و میانگین توزیع پسین ۰/۸۹ محاسبه شده است. این ضریب نسبت به نتایج مربوط به درآمدهای غیرمالیاتی و صادرات نسبتاً بزرگ است.

چهارمین متغیر با بیشترین احتمال ورود پسین وقفه اول متغیر وابسته است. احتمال مثبت بودن این متغیر تقریباً ۹۵ درصد است. این نتیجه نشان می‌دهد که نرخ رشد مخارج دولت در دوره‌های گذشته در مقابل درآمدهای غیرمالیاتی دولت در توضیح دادن نوسانات پرداخت‌های دولت از اهمیت کمتری برخوردار است.

علاوه بر متغیرهایی که به عنوان مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر مخارج دولت گزارش شده‌اند، توجه به دیگر متغیرهایی که در این مجموعه قرار نگرفتند، اما انتظار می‌رفت احتمال پسین بالایی داشته باشند حائز اهمیت است.

اولین دسته از این‌گونه متغیرها، متغیرهای گروه تولید است. وقفه اول نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش نفت دارای احتمال ورود پسین ۱/۵ درصد و پانزدهمین متغیر مهم در رتبه‌بندی متغیرها بر اساس احتمال ورود پسین است. دیگر متغیرهای این گروه احتمال ورود پسین پایین‌تری دارند و جهت تأثیرگذاری آنها نیز با نااطمینانی زیادی مواجه است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]



شکل ۱ نتایج مربوط به نرخ رشد پرداخت‌های دولت

توضیحات: نماد متغیرهای مختلف در بالای هر نمودار نوشته شده است. این نمادها در جدول ۱ معرفی شده‌اند. p^+ احتمال مثبت بودن تأثیر آن متغیر بر متغیر وابسته، m میانگین توزیع پسین و i احتمال ورود پسین متغیر مورد نظر است.

منبع: محاسبات نویسندگان

دومین دسته از متغیرهایی که انتظار احتمال پسین بالایی برای آنها وجود داشت، گروه متغیرهای شاخص قیمت است. وقفه اول شاخص قیمت مصرف‌کننده ششمین متغیر مهم (در رتبه‌بندی بر اساس احتمال ورود پسین) است که دارای احتمال ورود ۲/۸ درصد است. نااطمینانی در رابطه با جهت تأثیرگذاری این متغیر نسبتاً بالاست. احتمال مثبت بودن اثر این متغیر بر نرخ رشد مخارج دولت ۸۱ درصد محاسبه شده است. وقفه‌های دیگر این متغیر نیز وضعیت مشابهی دارند (البته با احتمال ورود پسین کمتر). در رابطه با شاخص قیمت تولیدکننده احتمال‌های ورود پسین کمتر و نااطمینانی در رابطه با جهت تأثیرگذاری بیشتر است. بنابراین، این نتیجه را می‌توان عنوان کرد که سیاستگذار مالی با مشاهده افزایش تورم به سیاست انقباضی مالی روی نمی‌آورد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

نتایج مربوط به رگرسیون‌هایی که نرخ رشد پایه پولی متغیر وابسته آنهاست در شکل ۲ گزارش شده است. در این شکل تنها نتایج متغیرهایی گزارش شده است که احتمال ورود پسین آنها بیشتر از ۵ درصد محاسبه می‌شود. برای به دست آوردن این نتایج متغیر حجم نقدینگی از مجموعه متغیرهای بالقوه حذف گردید و مخارج کل، جاری، عمرانی، درآمدهای نفت و درآمدهای غیرمالیاتی دولت برون‌زای ضعیف در نظر گرفته شدند.

برای نتایج مربوط به نرخ رشد پایه پولی نیز نتیجه‌ای که در رابطه با ارتباط احتمال ورود پسین یک متغیر و احتمال مثبت بودن تأثیر آن متغیر بر متغیر وابسته به دست آمد، صادق است. به طور کلی، نااطمینانی در رابطه با جهت تأثیرگذاری یک متغیر بر متغیر وابسته زمانی که احتمال ورود پسین آن متغیر کم می‌شود، افزایش می‌یابد.

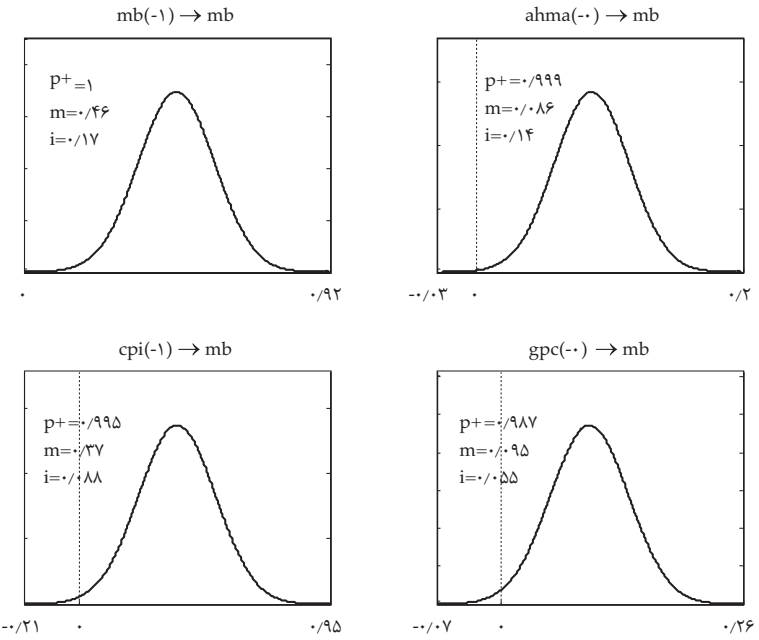
وقفه متغیر پایه پولی در رگرسیون پایه پولی دارای بیشترین احتمال ورود پسین است. جهت تأثیرگذاری این متغیر مثبت و با میانگین ۰/۴۶ محاسبه می‌شود. چنین نتیجه‌ای در رابطه با مخارج دولت به دست نیامد. به عبارت دیگر، پایداری نرخ رشد پایه پولی بیشتر از نرخ رشد مخارج دولت است.

پس از وقفه پایه پولی، متغیر موهومی مربوط به دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ دارای بیشترین احتمال ورود پسین است. تقریباً تمام توزیع چگالی این متغیر در سمت راست محور افقی تجمیع شده است. نتایج نشان می‌دهند که در این دوره نرخ رشد نقطه‌ای پایه پولی به طور متوسط ۰/۰۸ از کل دوره مورد بررسی یعنی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ بالاتر بوده است.

سومین متغیر که در رگرسیون پایه پولی دارای بالاترین احتمال ورود شناسایی می‌شود، نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده است. احتمال مثبت بودن تأثیر این متغیر بر رشد پایه پولی بیش از ۹۹ درصد با میانگین توزیع پسین ۰/۳۷ است. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاستگذاران پولی در شرایط تورمی نه تنها به سیاست‌های انقباضی روی نمی‌آورند، بلکه سیاست‌های انبساطی (افزایش نرخ رشد پایه پولی) را در دستور کار خود قرار می‌دهند.

چهارمین متغیری که دارای احتمال ورود پسین بالاتری نسبت به دیگر متغیرهاست، وقفه صفر مخارج جاری دولت است. احتمال مثبت بودن تأثیر این متغیر بر پایه پولی بیش از ۹۸ درصد محاسبه می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد که سلطه دولت بر پایه پولی از کانال مخارج جاری است تا مخارج عمرانی.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]



شکل ۲ نتایج مربوط به نرخ رشد پایه پولی

توضیحات: نماد متغیرهای مختلف در بالای هر نمودار نوشته شده است. این نمادها در جدول ۱ معرفی شده‌اند. p^+ احتمال مثبت بودن تأثیر آن متغیر بر متغیر وابسته، m میانگین توزیع پسین و i احتمال ورود پسین متغیر مورد نظر است.

منبع: محاسبات نویسندگان

همانند نتایج مربوط به نرخ رشد مخارج دولت، متغیرهای مربوط به گروه تولید نقش چندانی در تغییرات پایه پولی ندارند، به این معنی که تغییرات تولید منجر به تغییر حجم پایه پولی در دوره‌های آینده نمی‌شود. اولین متغیر از این گروه که دارای احتمال پسین بالاتری نسبت به دیگر متغیرهای این گروه است، ارزش افزوده بخش نفت است. این نتیجه مشابه با نتیجه به دست‌آمده برای مخارج دولت است. این متغیر به لحاظ احتمال ورود پسین، یازدهمین متغیر است و این احتمال برای آن ۲۴ درصد محاسبه می‌شود. احتمال پسین مثبت بودن اثر این متغیر بر نرخ رشد پایه پولی ۴۵ درصد است.

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مربوط به گروه درآمدهای نفت (نظیر درآمد دلاری نفت، درآمدهای غیرمالیاتی دولت و صادرات) دارای احتمال‌های ورود پسین بالا در رگرسیون مربوط به پایه پولی نیستند. این موضوع سازگار با نتایج مطالعاتی نظیر مجاب و برکچیان

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

(۱۳۹۱) است و با توجه به نتایج مربوط به مخارج دولت، نشان می‌دهد که کانال مخارج جاری دولت کانال قوی‌تری نسبت به کانال مخارج عمرانی برای انتقال اثرات افزایش درآمد نفت به پایه پولی است.

۴ خلاصه نتایج

این تحقیق به هدف به دست آوردن برخی شواهد آماری در رابطه با ماهیت سیاست‌گذاری‌های مالی و پولی در اقتصاد ایران انجام گرفت. این در حالی است که مطالعاتی که تا کنون صورت گرفته‌اند بیشتر جنبه تأثیرگذاری سیاست‌های پولی یا مالی دولت بر اقتصاد را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، ابزار سیاستگذاری پولی و مالی به ترتیب پایه پولی و مخارج کل دولت در نظر گرفته شد.

در این مطالعه، عوامل اقتصادی و سیاسی مختلفی به عنوان متغیرهای بالقوه تأثیرگذار بر رفتار سیاستگذاران پولی و مالی انتخاب گردید و به منظور محاسبه احتمال ورود پسین و توزیع پسین ضرایب این متغیرها در رگرسیون‌های نرخ رشد پایه پولی و مخارج دولت، از روش میانگین‌گیری بیزین مدل‌ها استفاده شد. چنین رویکردی بر حداقل وابستگی به نظریه‌های اقتصادی مبتنی است.

نتایج مربوط به رگرسیون نرخ رشد پرداخت‌های دولت نشان می‌دهد که به ترتیب وقفه صفر نرخ رشد درآمدهای غیرمالیاتی دولت، وقفه اول نرخ رشد صادرات، وقفه اول نرخ رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی و وقفه اول نرخ رشد پرداخت‌های دولت دارای بیشترین احتمال ورود پسین هستند. نتایج مربوط به رگرسیون پایه پولی نشان می‌دهد که به ترتیب وقفه اول نرخ رشد پایه پولی، متغیر موهومی مربوط به دوره ریاست جمهوری محمود احمدی‌نژاد، وقفه اول نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده و وقفه اول نرخ رشد پرداخت‌های جاری دولت دارای بیشترین احتمال ورود پسین هستند. مهم‌ترین نتایج به دست آمده در ادامه لیست شده است.

- *سلطه درآمدهای نفت بر سیاستگذاری مالی*
- *عدم توجه سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی به تغییرات تولید در بخش‌های مختلف*
- *عدم توجه سیاست‌گذاری‌های مالی به تغییرات قیمت‌ها*
- *سیاست‌های انبساطی پولی در نتیجه افزایش تورم*
- *افزایش نرخ رشد پایه پولی در نتیجه افزایش نرخ رشد مخارج جاری دولت*
- *افزایش معنادار نرخ رشد پایه پولی در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹*

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

این نتایج به سلطه درآمدهای حاصل از صادرات منابع طبیعی بر مخارج دولت و سلطه مخارج دولت بر سیاست پولی اشاره دارند. همان‌طور که در نتایج دیده می‌شود، این وابستگی‌ها باعث می‌شود که واکنش سیاستگذاران به تغییرات تولید یا قیمت‌ها در اقتصاد سازگار با نظریات اقتصاد کلان نباشد.

فهرست منابع

ابونوری، ا.، کریمی، پ. س.، و مردانی، م. ر. (۱۳۸۹). اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خودرگرسیون برداری، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۰(۳)، ۱۱۷-۱۴۳.

ارشدی، ع.، و عینیان، م. (۱۳۹۰). پیش‌بینی تقاضای اسکناس در گردش توسط مردم در سال ۱۳۹۰ در ایران، مجموعه *مقالات بیست و یکمین همایش سالانه پولی و بانکی*، ۴۳۷-۴۷۱.

پروین، س.، و قلی‌بگلو، م. ر. (۱۳۸۲). بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی مخارج دولت بر متغیرهای کلان در ایران، *مجله برنامه و بودجه*، ۷۱ و ۷۲، ۳-۴۲.

تقوی، م.، و لطفی، ع. ا. (۱۳۸۵). بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور (طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۴)، *فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۱۳۱، ۲۰-۱۶۶.

طاهری‌فرد، ا.، و موسوی‌آزادکسمایی، ا. (۱۳۸۷). اثربخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۸۳، ۱۳۷-۱۶۲.

گسگری، ر.، و اقبالی، ع. (۱۳۸۶). مخارج دولت و رشد اقتصادی در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۸۱، ۲۰۹-۲۲۶.

مجاب، ر.، و برکچیان، س. م. (۱۳۹۰). تأثیر شوک‌های درآمد نفت بر تولید بدون نفت، *پول و اقتصاد*، ۹، صص. ۴۵-۸۹.

موسوی، س.ن.، محمدی، ح.، و اکبری، س. م. ر. (۱۳۸۹). بررسی اثرات سیاست مالی بر ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی و صنعت در ایران، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۲(۴)، ۱۲۱-۱۳۴.

Benchimol, J., & Fourçans, A. (2012). Money and Risk in a DSGE Framework: A Bayesian Application to the Eurozone, *Journal of Macroeconomics*, 34(1), 95-111.

Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001). Benchmark Priors for Bayesian Model Averaging, *Journal of Econometrics*, 100, 381-427.

Granger, C. W. J., & Uhlig, H. F. (1988). Reasonable Extreme Bounds Analysis, *Journal of Econometrics*, 44(1-2), pp. 159-170.

Koop, G., (2003). *Bayesian Econometrics*, England: John Wiley & Sons .

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

Leamer, E. E. (1983). Lets Take the Con out of Econometrics, *The American Economic Review*, 73(1), 31-43.

Leamer, E. E. (1985). Sensitivity Analyses Would Help, *The American Economic Review*, 75(3), 308-313.

Levine, R., & Renelt, D. (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, *The American Economic Review*, 82(4), 942-963.

Madigan, D., & York, J. (1995). Bayesian Graphical Models for Discrete Data, *International Statistical Review*, 63, 215-232.

Raftery, A. E., Madigan, D., & Hoeting, J. (1997). Bayesian Model Averaging for Linear Regression Models, *Journal of the American Statistical Association*, 92(437), 179-191.

Sala-i-Martin, X. (1997). I Just Ran Two Million Regressions, *The American Economic Review*, 87(2), 178-83.

Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., & Miller, R. I. (2004). Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach, *The American Economic Review*, 94(4), 813-835.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

پیوست‌ها

الف) معرفی متغیرهای مورد استفاده

نماد مورد استفاده برای متغیرهای مختلفی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفتند در جدول ۱ گزارش شده‌اند. منبع داده‌های مورد استفاده بانک مرکزی است، مگر آنکه در زیرنویس این جدول توضیحات خلاف این موضوع ارائه شده باشد. همچنین در حالت کلی این متغیرها اسمی هستند، مگر آنکه در معرفی آنها به حقیقی بودنشان اشاره شود.

در تابستان سال ۱۳۸۷ به دلیل افزوده شدن حجم ایران‌چک‌های بانک مرکزی به آمار اسکناس و مسکوک جهشی در پایه پولی مشاهده می‌شود. پیش از این دوره نیز این چک‌پول‌ها نقش اسکناس و مسکوک در دست اشخاص را بر عهده داشته‌اند، اما در داده‌های آماری گزارش نگردیده‌اند. به این دلیل با توجه به ارشدی و عینیان (۱۳۹۰) حجم پایه پولی از فصل چهارم ۱۳۷۶ تا فصل دوم ۱۳۸۷ را به هدف در نظر گرفتن تغییرات

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

تدریجی حجم چک‌پول‌های بانکی اصلاح می‌کنیم. این تغییرات در جدول ۲ گزارش گردیده است.

جدول ۱ معرفی متغیرهای مختلف و نماد آنها

نرخ ارز	e	شاخص قیمت تولیدکننده	ppi
درآمدهای مالیاتی دولت	gti	ارزش افزوده حقیقی بخش صنایع	vid
درآمدهای غیرمالیاتی دولت	gni	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی	vag
خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	cnf	ارزش افزوده حقیقی بخش خدمات	vse
بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	ccb	ارزش افزوده حقیقی بخش نفت	voi
متغیر موهومی سال آخر ریاست جمهوری	pcd1	مصرف اسمی خصوصی	pc
متغیر موهومی دو سال آخر ریاست جمهوری	pcd2	پرداخت‌های اسمی دولت	gp
متغیر موهومی دوره برای ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۵	d1	پرداخت‌های جاری دولت	gpc
متغیر موهومی دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۴	d2	پرداخت‌های عمرانی دولت	gpd
متغیر موهومی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹	d3	سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات	inm
واردات	im	سرمایه‌گذاری در ساختمان‌ها	inb
صادرات	ex	پایه پولی	mb
نقدینگی	m2	درآمدهای دلاری صادرات نفت	ord
شاخص قیمت مصرف‌کننده	cpi		

درآمدهای صادراتی نفت به ارزش دلار- حاصلضرب میزان صادرات نفت (گزارش شده توسط بانک مرکزی) در قیمت نفت در بازار دوبی (گزارش شده در IFS). این سری توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده ایالات متحده و ایران حقیقی شده است. تبدیل داده‌های فصلی میلادی به شمسی صورت گرفته است (فصل اول شمسی، ۰/۱ فصل اول میلادی ۰/۹ فصل دوم میلادی است). در محاسبه این سری، سری صادرات نفت در سه ماهه اول ۱۳۸۰ اصلاح گردید. رقم صادرات نفت در www.tsd.cbi.ir برابر با ۳۵۷۵ گزارش شده است که تقریباً ۹۵ درصد تولید آن سال و یک مشاهده پرت است. شواهد زیادی دال بر گزارش غلط این عدد وجود دارد. اگر متوسط صادرات در سال را در ۳۶۵ ضرب کرده و از متوسط صادرات دیگر فصل‌ها ضربدر تعداد روزهای فصل کم کنیم، عدد ۲۵۷۴ هزار بشکه به دست می‌آید. در این مطالعه این رقم استفاده گردیده است. چنین موضوعی در فصل دوم سال ۱۳۸۰ نیز مطرح است. رقم گزارش شده ۳۱۱۵ بشکه است، که با توجه به داده‌های دیگر فصل و کل سال رقم ۲۷۲۵ محاسبه می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

درآمدهای غیرمالیاتی دولت از کسر درآمدهای مالیاتی از کل درآمدهای دولت به دست آمده است.

جدول ۲ اصلاح داده‌های پایه پولی

	۷۶	۷۷	۷۸	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷
ف۱	۰	۰/۶	۶	۱۸	۳۲	۵۴	۸۲	۱۰۳	۱۲۱	۱۱۶	۹۹	۱۰۸
ف۲	۰	۱/۵	۸	۲۳	۴۰	۵۶	۹۰	۱۰۶	۱۲۲	۱۱۳	۱۰۱	۲۴
ف۳	۰	۲/۷	۱۱	۲۶	۴۵	۶۴	۹۳	۱۱۴	۱۲۳	۱۱۶	۱۰۱	۰
ف۴	۰/۲	۵/۲	۱۷	۳۴	۵۹	۸۵	۱۱۸	۱۴۴	۱۲۵	۱۲۳	۱۲۲	۰

توضیحات: اعداد گزارش شده نسبت حجم برآورد شده چک‌پول‌های در دست مردم و گزارش‌نشده در پایه پولی به پایه پولی (ضربدر ۱۰۰۰) است. از این اعداد برای اصلاح داده‌های پایه‌پولی با توجه به توضیحات زیرنویس جدول ۱ استفاده شده است.

منبع: ارشدی و عینیان (۱۳۹۰).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]