فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_بانکی
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۶، زمستان ۱۳۹۹
صفحات ۷۳۳_۷۶۵

بررسی تأثیر بانکداری سایه در اثربخشی سیاست پولی؛ شواهدی از برخی کشورهای G20

مهران زارعی [*] **مرضیه اسفندیاری** [†]
سید حسین میرجلیلی [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۷

چکیده

رشد سریع فعالیت بانک‌های سایه یکی از دلایل وقوع بحران مالی جهانی ۲۰۰۷_۲۰۰۹ قلمداد شده است. مطابق با مبانی نظری، به‌نظر می‌رسد یکی از تبعات منفی گسترش بانکداری سایه کاهش اثربخشی سیاست پولی است. با افزایش حجم فعالیت بانکداری سایه، کانال وام‌دهی انتقال سیاست پولی تضعیف می‌شود، زیرا گسترش بانکداری سایه باعث می‌شود کاهش اعتباردهی بانک‌های سنتی (در سیاست پولی انقباضی)، به‌وسیلهٔ اعتباردهی بانک‌های سایه جبران شود. این مقاله با استفاده از داده‌های ۱۶ کشور عضو گروه بیست (G20) طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۸ به بررسی تاثیر بانکداری سایه در اثربخشی سیاست پولی پرداخته است. بدین‌منظور، دو مدل تصریح و و با دو روش GMM و رگرسیون کوانتایل تخمین زده شد. نتایج حاصل از هر دو مدل فرضیهٔ پژوهش را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد افزایش بانکداری سایه اثربخشی سیاست پولی را کاهش می‌دهد. براساس نتایج حاصل از روش GMM، در مدل اول، علامت ضریب نرخ رشد پول مثبت و علامت ضریب متغیر تقاطعی منفی است. این موضوع نشان می‌دهد بانکداری سایه اثربخشی سیاست پولی در GDP را کاهش می‌دهد. همچنین، نتایج روش کوانتایل در هر دو مدل نشان می‌دهد که با حرکت از یک اقتصاد مبتنی بر بانکداری سنتی به سمت اقتصاد مبتنی بر بانکداری سایه، اثرگذاری سیاست پولی کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: بانکداری سایه، اثربخشی سیاست پولی، نرخ رشد عرضهٔ پول، نرخ تورم، گروه بیست.
طبقه‌بندی JEL: E52، G21، G29

[*] دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ mehr.zarei114@gmail.com
[†] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسندهٔ مسئول)؛ m.esfandiari@eco.usb.ac.ir
[‡] استاد اقتصاد، پژوهشگاه علوم‌انسانی و مطالعات فرهنگی؛ h.jalili@yahoo.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

۱ مقدمه

بحران مالی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۹ را می‌توان بزرگ‌ترین بحران اقتصادی جهان بعد از دهۀ ۱۹۳۰ دانست. بر همین اساس، مطالعات متعددی پیرامون دلایل بروز این بحران شکل گرفته است. بسیاری از آن‌ها معتقدند یکی از ریشه‌های وقوع این بحران مقررات‌زدایی‌های مالی است که از دهۀ ۱۹۷۰ در ایالات متحده شروع و تا اوایل قرن ۲۱ ادامه داشت (فیو[1] و همکاران، ۲۰۱۹؛ نرسیسیان[2] و همکاران، ۲۰۱۰). یکی از تبعات این مقررات‌زدایی‌ها شکل‌گیری و گسترش واسطه‌های مالی غیربانکی بود. این مؤسسات مالی غیربانکی به‌رغم اینکه کار واسطه‌گری مالی را انجام می‌دادند، محدودیت‌هایی را که بانک‌های سنتی در وام‌دهی با آن مواجه بودند پیش رو نداشتند.

از اوایل قرن ۲۱ با همه‌گیرشدن رؤیای خانه‌دارشدن شهروندان امریکایی، بسیاری از بانک‌های تجاری و سایر واسطه‌های مالی غیربانکی اقدام به پرداخت وام‌های رهنی مسکن[3] کردند. با افزایش تقاضا برای این نوع وام‌ها، این واسطه‌های مالی غیربانکی با استفاده و یا به‌عبارتی با سوءاستفاده از آزادی‌های قانونی، شروع به پرداخت وام به افراد با ریسک نکول زیاد کردند. این نوع وام‌ها با عنوان وام‌های درجه دو[4] شناخته شدند. افزایش تقاضا برای مسکن، قیمت آن را افزایش می‌داد که این موضوع هر دو طرف وام‌های رهنی (وام‌گیرندگان و وام‌دهندگان) را منتفع می‌ساخت، زیرا با افزایش قیمت مسکن، وام‌گیرندگان صاحب خانه‌ای می‌شدند که قیمت آن بسیار بیشتر از میزان وامی بود که باید بازپرداخت می‌کردند. وام‌دهندگان نیز نگرانی‌ای بابت عدم بازپرداخت وام‌ها نداشتند، زیرا در این‌صورت، آن‌ها خانه‌هایی را که در رهنشان بود با قیمتی بالا به فروش می‌رساندند که به‌این‌ترتیب سودی بیشتر از میزان بهرۀ وام‌ها به آن‌ها می‌رسید. مشکل از جایی آغاز شد که حباب قیمت مسکن از اواسط سال ۲۰۰۷ شروع به ترکیدن کرد. در این شرایط، بسیاری از وام‌های درجه دو نکول

[1] Fève
[2] Nersisyan
[3] Mortgage
[4] Subprime

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

شدند. این امر موجب ورشکستگی تعدادی از بانک‌های بزرگ امریکایی شد که سرایت آن به سایر شرکت‌ها، بحران بزرگ جهانی را شکل داد (چیو[1] و مک‌نیل[2]، ۲۰۱۸).

بعد از بحران مالی جهانی، بسیاری از اقتصاددانان یکی از دلایل وقوع آن را مقررات‌زدایی‌های مالی و در نتیجه، گسترش بیش‌ازحد واسطه‌های مالی غیربانکی دانستند. این واسطه‌های مالی در اصطلاح با عنوان بانک‌های سایه[3] شناخته شدند و سیستم وام‌دهی‌های آن با عنوان نظام بانکداری سایه وارد ادبیات اقتصاد مالی شد. درحال حاضر به‌طورکلی، این توافق وجود دارد که محدودیت مقررات نهادهای مالی غیربانکی یا همان بانک‌های سایه یکی از دلایل اصلی وقوع بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۹ است (یانگ[4] و همکاران، ۲۰۱۹).

پس از بحران مالی جهانی، مطالعات زیادی پیرامون نظام بانکداری سایه و نقش آن در اقتصاد شکل گرفت. با مرور این مطالعات، می‌توان دریافت که گسترش بانکداری سایه به‌دلیل فرار از مقررات بانک مرکزی تأثیرات مخربی را بر اقتصاد تحمیل خواهد کرد که یکی مهم‌ترین آن‌ها کاهش اثرگذاری سیاست پولی است. در این مقاله، به بررسی رابطهٔ بین بانکداری سایه و اثرگذاری سیاست پولی پرداخته شده است. براین‌اساس، سؤال اساسی تحقیق این است که بانکداری سایه چه تأثیری در انتقال سیاست پولی (اثربخشی سیاست پولی) دارد. در راستای این سؤال، فرضیهٔ تحقیق عبارت است از: «*بانکداری سایه تأثیر منفی و معنی‌داری در انتقال سیاست پولی دارد*». بدین‌منظور، داده‌های بین کشوری شامل ۱۶ کشور گروه G20 طی سال‌های ۲۰۰۲ـ۲۰۱۸ مورد استفاده قرار گرفته است. برای تخمین نتایج، ابتدا از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[5] (GMM) استفاده شده و سپس با استفاده از رگرسیون کوانتایل[6]، کشورها به دو گروه کشورهای با شدت بانکداری سایهٔ زیاد و کشورهای با شدت بانکداری سایهٔ کم تقسیم شده و نتایج برای هر گروه به تفکیک تخمین و تفسیر شده است.

ساختار مقاله بدین شرح تنظیم شده است: در بخش ۲، مبانی نظری تشریح شده است؛ در بخش ۳ پیشینهٔ موضوع و برخی مطالعات پیشین مرور شده است؛ بخش ۴ به روش تحقیق

---

[1] Chiu
[2] MacNeil
[3] Shadow Banks
[4] Yang
[5] Generalized Method of Moments
[6] Quintile Regression

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

اختصاص داده شده است؛ بخش ۵ یافته‌ها را تشریح کرده و در بخش ۶ نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

۲ مبانی نظری

۲. ۱ بانکداری سایه در مقابل بانکداری سنتی

تا چند دههٔ پیش، این بانک‌های سنتی بودند که نقش واسطه‌گری مالی را در اقتصاد ایفا می‌کردند. بانک‌ها با اعتماد به اینکه کسب‌وکارهای موردنظرِ سرمایه‌گذاران در آینده سودآور خواهد بود، سرمایهٔ لازم را در اختیار آن‌ها قرار می‌دادند. سرمایه‌گذاران نیز از سود خود، وام و بهرهٔ آن را به بانک‌ها بازپرداخت می‌کردند. همین اعتماد به آینده پشتوانهٔ اعتبار پرداختی و زمینه‌ساز رشد بیشتر اقتصادی بود. تا دههٔ ۱۹۷۰، بانک‌های سنتی (بانک‌های تجاری) نقش اصلی این سیستم را بازی می‌کردند؛ اما از آن زمان، مؤسسات مالی غیربانکی یا بانک‌های سایه وارد سیستم شدند و به ایجاد اعتبار پرداختند.

اصطلاح بانکداری سایه را نخستین‌بار پاول مک‌کولی[1] استفاده کرد. مک‌کولی این اصطلاح را برای اشاره به همهٔ مجراهای سرمایه‌گذاری، ابزارهای تأمین‌مالی[2]، و ساختارهای غیربانکی به‌کارگرفت (بُرگ[3]، ۲۰۱۷). برنانکی[4و5] (۲۰۱۲) بانکداری سایه را «واسطه‌گری مالی از طریق مجموعه‌ای از نهادها، ابزارها، و بازارهایی که حداقل تا حدودی خارج از نظام بانکداری سنتی هستند» تعریف می‌کند. بر اساس تعریف هیئت ثبات مالی[6]، بانکداری سایه به سیستم واسطه‌گری اعتبار[7] شامل نهادها و فعالیت‌های خارج از نظام بانکی تحت مقررات اشاره دارد (هیئت ثبات مالی، ۲۰۱۵). اگرچه بیشتر واسطه‌های مالی سایه نیز به‌نوعی تحت

---

[1] Paul McCulley

[2] Vehicles

[3] Shakyra Borg

[4] رئیس فدرال رزرو امریکا در سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۴

[5] Ben S. Bernanke

[6] Financial Stability Board (FSB)

[7] Credit Intermediation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

مقررات و نظارت قرار دارند، به‌طور معمول مشمول نظارت محتاطانه[1]، که هدف اصلی قاعده‌مندسازی بانکداری سنتی است، قرار نمی‌گیرند (آدریان[2]، ۲۰۱۴).

بانکداری سایه از منظر دیگری نیز قابل‌بررسی است. بسیاری از بانک‌های سنتی به‌منظور فرار از مقررات بانک مرکزی، اقدام به تأمین‌مالی خارج از ترازنامه[3] می‌کنند. این فعالیت‌های بانک‌های سنتی نوعی بانکداری سایه‌ای در نظر گرفته می‌شود. این نوع از بانکداری سایه در سال‌های اخیر در کشور چین رشد شدیدی داشته و توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است؛ به‌عنوان مثال، یانگ و همکاران (۲۰۱۹)، هوانگ[4] (۲۰۱۸)، و چن[5] و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهش‌های خود تأمین‌مالی خارج از ترازنامهٔ بانک‌های سنتی را نوعی بانکداری سایه‌ای در نظر گرفتند.

۲. ۲ بانکداری سایه و انتقال سیاست پولی

یکی از تبعات بانکداری سایه اثرگذاری آن در انتقال سیاست پولی[6] است. منظور از انتقال سیاست پولی فرایندی است که طی آن سیاست پولی تغییراتی را در متغیرهای کلان اقتصادی ایجاد می‌کند. سیاست‌های پولی از راه‌های مختلفی متغیرهای حقیقی اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند که به آن‌ها کانال‌های انتقال سیاست پولی گفته می‌شود. می‌توان همهٔ کانال‌های انتقال سیاست پولی را در پنج نوع طبقه‌بندی کرد (باجلان و همکاران، ۱۳۹۵) که شامل کانال‌های نرخ بهره، اعتباری، قیمت دارایی، نرخ ارز و انتظارات می‌شود. کانال اعتباری انتقال سیاست پولی به دو نوع کانال وام‌دهی و کانال ترازنامه‌ای تقسیم می‌شود. در کانال وام‌دهی با اتخاذ سیاست پولی انقباضی، عرضهٔ وام بانکی کاهش می‌یابد. کاهش وام‌های بانکی منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تولید کل می‌شود.

کانال وام‌دهی انتقال سیاست پولی بر این فرض استوار است که وام‌های بانکی و سایر منابع تأمین وجوه جانشین کاملی نیستند، زیرا بسیاری از وام‌گیرندگان به‌ویژه خانوارها و بنگاه‌های کوچک و متوسط در صورت محرومیت از وام‌های بانکی، قادر نیستند از روش‌هایی چون انتشار اوراق قرضه تأمین‌مالی کنند. بنابراین، با اجرای سیاست پولی انقباضی و در

---

[1] Prudential Supervision
[2] Adrian
[3] Off-Balance-Sheet Financing
[4] Huang
[5] Chen
[6] Transmission of Monetary Policy

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

نتیجهٔ آن کاهش در عرضهٔ وام‌های بانکی، خانوارها و بسیاری از بنگاه‌ها از تأمین اعتبار محروم می‌شوند و در نتیجه مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری در اقتصاد کاهش می‌یابد (باجلان و همکاران، ۱۳۹۵).

با بزرگ‌شدن بخش سایه‌ای واسطه‌گری مالی، کانال وام‌دهی انتقال سیاست پولی تضعیف می‌شود، زیرا گسترش بانکداری سایه منجر به تضعیف فرض اساسی کانال وام‌دهی (جانشینی ناقص انواع تأمین اعتبار) می‌شود. به‌عبارت دیگر، واکنش وام‌های بانکی به سیاست پولی انقباضی به‌وسیلهٔ اعتباردهی سایه‌ای جبران می‌شود (یانگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ گنگ[1] و همکاران، ۲۰۲۱)، زیرا هنگامی که سیاست پولی انقباضی اعمال می‌شود، خانوارها و بنگاه‌هایی که از وام‌های بانکی محروم شده‌اند، برای تأمین اعتبار به واسطه‌های مالی غیربانکی مراجعه می‌کنند. به‌علاوه، بانک‌های سایه تحت نظارت و قوانین بانک مرکزی قرار ندارند و بنابراین سیاست‌های پولی ازجمله تغییر نرخ ذخیرهٔ قانونی، فقط بانک‌های سنتی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این بدان‌معنی است که با افزایش سهم بانکداری سایه و کاهش نفوذ بانک‌های سنتی، سیاست‌های پولی تنها بخش کوچکی از نظام تأمین‌مالی را متأثر می‌کند و اثرگذاری آن کاهش خواهد یافت.

زمانی‌که بانک مرکزی سیاست سختگیرانهٔ پولی را اجرا می‌کند، عرضهٔ پول کاهش و در نتیجه نرخ بهره افزایش می‌یابد. این موضوع در سرمایه‌گذاری، مصرف، و صادرات اثر می‌گذارد و رشد اقتصادی را کند می‌کند (وانگ[2] و همکاران، ۲۰۲۰). اما، وجود بانکداری سایه و عملکرد آن کانال‌های تأمین‌مالی جدیدی برای شرکت‌هایی که در تهیهٔ وجوه از بانک‌ها دچار مشکل می‌شوند فراهم می‌آورد و ازاین‌رو، تأثیرات اعمال سیاست‌های پولی سخت‌گیرانه را تاحدودی جبران می‌کند. در نقطهٔ مقابل، هنگامی که سیاست پولی انبساطی اعمال می‌شود، عرضهٔ پول افزایش و نرخ بهره کاهش می‌یابد. در این شرایط، کانال‌های وام‌دهی رسمی (بانک‌های سنتی) جایگزین بانکداری سایه می‌شود (تأثیرات جایگزینی[3]) که سرعت رشد این نوع بانکداری را کاهش می‌دهد یا حتی رشد آن‌ها را منفی می‌کند. بنابراین، می‌توان گفت گسترش بانکداری سایه اثربخشی سیاست‌های پولی را کاهش می‌دهد.

---

[1] Gong
[2] Wang
[3] Crowding-Out

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

۳ پیشینهٔ پژوهش

همان‌گونه که اشاره شد، مفهوم بانکداری سایه از بعد از بحران مالی جهانی سال‌های ۲۰۰۹ـ ۲۰۰۷ در ادبیات اقتصادی گسترش یافت. به‌طورکلی، می‌توان گفت که مطالعات پیشین در زمینهٔ بانکداری سایه به دو دستهٔ نظری و تجربی تقسیم می‌شوند. برخی مطالعات موضوع بانکداری سایه را از جهت نظری بررسی کرده و کوشیده‌اند مبنای نظری برای آن ارائه دهند. برخی دیگر بانکداری سایه را از جهت تجربی بررسی و روابط متقابل آن را با متغیرهای مختلف اقتصادی برآورد کرده‌اند.

۳. ۱ مطالعات نظری بانکداری سایه

از جهت نظری، توبیاس آدریان[1] یکی از نخستین افرادی است که موضوع بانکداری سایه را مورد توجه قرار داده است؛ ازجمله آدریان و شین (۲۰۰۸) با بیان اینکه واسطه‌های مالی در مرکز انتقال سیاست پولی و همچنین سیاست‌های ثبات مالی قرار دارند، این موضوع را مورد بحث قرار می‌دهند که ترازنامهٔ واسطه‌های مالی مبتنی بر بازار[2] پنجره‌ای برای انتقال سیاست پولی از طریق شرایط بازار سرمایه فراهم می‌آورد. به نظر آن‌ها، تفاوت بحران مالی جهانی اخیر با بحران‌های قبلی در این است که این نخستین بحران پس از اوراق بهادارسازی[3] است. درس مهمی که آن‌ها از مطالعهٔ خود بیان می‌کنند این است که برای خلاصه‌کردن شرایط واسطه‌های مالی، تنها قیمت دارایی کافی نیست. پویایی‌های ترازنامه حاوی اطلاعات مهمی هم در مورد اجزای کلیدی GDP و هم ثبات نظام مالی است. بنابراین، سیاست‌های پولی و سیاست‌های ثبات مالی دو روی یک سکه‌اند.

آدریان و شین (۲۰۰۹) در مقالهٔ خود به بررسی دلایل وقوع بحران مالی ۲۰۰۸ و نقش بانکداری سایه در آن پرداختند. به گفتهٔ نویسندگان، بانکداری سایه از اوراق بهادارسازی دارایی‌ها و ادغام بانکداری با تحولات بازار سرمایه ناشی شده است. اوراق بهادارسازی در ابتدا به‌عنوان راهی برای انتقال ریسک اعتباری به افرادی که قادر به جذب ضرر بودند در نظر گرفته شده بود، اما در نهایت باعث افزایش شکنندگی کل نظام مالی شد، زیرا بانک‌ها و سایر واسطه‌های مالی می‌توانستند با خرید اوراق بهادار یکدیگر، اهرم بانکی خود را افزایش دهند.

---

[1] Tobias Adrian

[2] Market-Based Financial Intermediaries

[3] Securitization

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

آدریان (۲۰۱۴) سیاست‌های ثبات مالی برای نظام بانکداری سایه را مورد بررسی قرار می‌دهد. این مقاله نقش بانکداری سایه در ثبات مالی را با بیان مثال‌هایی ارائه می‌دهد. در هر مثال، سازوکارهای اقتصادی آن تشریح، خطرهای بالقوهٔ ناشی از فعالیت‌ها توصیف، و گزینه‌های سیاستی برای کاهش چنین خطرهایی بیان شده است.

موریرا[1] و ساواو[2] (۲۰۱۷) در مقالهٔ خود اقدام به طراحی و ساخت مدل اقتصاد کلان برای بانکداری سایه کردند. این مقاله بیان می‌کند که بانکداری سایه با گسترش تأمین نقدینگی و افزایش قیمت دارایی مزایایی برای نظام مالی دارد، اما همچنین باعث شکنندگی این سیستم می‌شود. افزایش در عدم قطعیت ناشی از گسترش بانکداری سایه، مؤسسات مالی را مجبور می‌کند که برای تأمین‌مالی وثیقه‌های شدیدتری طلب کنند.

ترنر[3] (۲۰۱۷) در کتاب خود به تشریح نقش دوگانهٔ نظام مالی و مهم‌ترین نهاد آن یعنی «بانک‌ها» در ایجاد رشد و ثبات اقتصادی می‌پردازد. به اعتقاد او، نظام مالی با خلق اعتبار نقش مهمی در رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی ایفا می‌کند؛ اما هنگامی که این اعتباردهی بیش‌ازحد می‌شود، موجب بی‌ثباتی مالی و ایجاد بحران اقتصادی (همانند بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷) می‌شود. این کتاب استدلال می‌کند که هستهٔ اصلی بی‌ثباتی مالی در اقتصادهای مدرن، تعامل بین ظرفیت بی‌نهایت بانک‌ها برای ایجاد اعتبار، پول و قدرت خرید از یک طرف، و عرضهٔ محدود دارایی‌هایی نظیر زمین شهری از طرف دیگر است. نتیجهٔ اجتناب‌ناپذیر این تعامل چرخه‌های خودتقویت‌کنندهٔ رونق و سقوط قیمت دارایی‌ها (نظیر زمین و مسکن) و اعتبار است. بانک‌های سایه که خارج از مقررات بانک قرار دارند، نقش مهمی در این چرخه ایفا می‌کنند.

۲.۳ مطالعات تجربی بانکداری سایه و انتقال سیاست پولی

فانک[4] و همکاران (۲۰۱۵) تأثیرات متقابل بین سیاست پولی، بانکداری تجاری، و بانکداری سایهٔ چین را با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی غیرخطی مورد بررسی قرار می‌دهند. در این مطالعه، به‌طور ویژه تأثیر آزادسازی نرخ بهره در انتقال سیاست پولی و همچنین پویایی‌های بخش بانکداری سایه تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد تشدید

---

[1] Moreira
[2] Savov
[3] Turner
[4] Funke

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

مقررات مربوط به نرخ بهره در بخش بانکداری تجاری منجر به افزایش وام‌دهی در بخش بانکداری سایه می‌شود.

چن[1] و همکاران (۲۰۱۸) پیوند بین بانکداری سایه و سیاست پولی را در کشور چین مورد مطالعه قرار دادند. در این پژوهش، بر تفاوت بانکداری سایه در کشور چین و ایالات متحده تأکید شده است. نویسندگان اشاره می‌کنند که برخلاف ایالات متحده که در آن فعالیت‌های واسطه‌گری سایه توسط بانک‌های سایه انجام می‌شود، در کشور چین واسطه‌گری‌های سایه را خود بانک‌های تجاری انجام می‌دهند. آن‌ها فعالیت‌های خارج از ترازنامهٔ بانک‌ها را به‌عنوان فعالیت‌های سایه تعریف و اهداف خود را پیگیری کردند. هدف آن‌ها تبیین نظری از این موضوع است که چگونه سیاست پولی انقباضی طی سال‌های ۲۰۰۹ـ۲۰۱۵ باعث افزایش سریع وام‌دهی بانکداری سایه و در نتیجه، جبران کاهش مورد انتظار در وام‌های بانک‌های سنتی شده و اثربخشی سیاست پولی در اعتباردهی بانکی را کاهش داده است. براساس نظریهٔ آن‌ها، سیاست پولی انقباضی اگرچه باعث کاهش وام‌دهی بانک‌های سنتی می‌شود، هم‌زمان بانک‌های غیردولتی را تشویق می‌کند در دارایی‌های غیروامی پرریسک سرمایه‌گذاری کنند تا از این طریق مقررات مربوط به نسبت وام به سپرده‌های بانکی را دور بزنند. نویسندگان ادعا می‌کنند مطالعهٔ آن‌ها شواهد تجربی معتبری برای این نظریه فراهم آورده است که نظام مالی آزادشدهٔ چین با آسان‌گیری مقررات مالی اجازه نمی‌دهد دولت چین محرک‌های اقتصادی موقت مانند آنچه بعد از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۹ اتفاق افتاد را دوباره تجربه کند.

فیو و همکاران (۲۰۱۹) با درنظرگرفتن تعامل میان بانکداری سنتی و بانکداری سایه، یک مدل DSGE مقیاس کوچک[2] را برای اقتصاد ایالات متحده برآورد کردند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد افزایش فعالیت بانکداری سایه، به‌دلیل اینکه فرار از محدودیت‌های مقررات مالی را افزایش می‌دهد، انتقال تکانه‌ها به بخش حقیقی اقتصاد را تقویت می‌کند؛ برای مثال، پس از تکانهٔ مثبت تکنولوژیکی، فعالیت‌های اقتصادی و اعتباری به‌طور مشترک و همبسته گسترش می‌یابند. همچنین، تکانه‌های مالی بین ۳۰ درصد تا ۴۰ درصد تولید و سرمایه‌گذاری را توضیح می‌دهند. به اعتقاد نویسندگان، این موضوع نشان می‌دهد مدل آن‌ها قادر است سرایت اختلالات مالی به بخش حقیقی را نشان دهد. به‌طورکلی، یافته‌های این مقاله از اقدام اخیر جهانی پس از کمیتهٔ بال سه در جهت مقررات سخت‌گیرانه‌تر بانکی و حرکت به‌سمت رویکرد جهانی‌تر و محتاطانه‌تر حمایت می‌کند.

---

[1] Chen

[2] Small-Scale DSGE

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

ژو[1] و تواری[2] (۲۰۱۹) با استفاده از مدل پنل هم‌جمعی[3] پیوند بین بانکداری سایه، ریسک‌پذیری، و سیاست پولی را در کشورهای اقتصادهای نوظهور بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بین سیاست پولی و بانکداری سایه رابطهٔ منفی وجود دارد، به‌طوری که افزایش نرخ سیاستی بانک مرکزی[4] رشد دارایی بانکداری سایه را کاهش می‌دهد. نتایج آن‌ها همچنین حاکی از آن است که بین بانکداری سایه و ریسک بانکی رابطهٔ مثبت وجود دارد؛ زمانی که ریسک بانکی بالاست، اثربخشی سیاست پولی افزایش می‌یابد. در مجموع، نتایج نشان می‌دهد بانکداری سایه یک عنصر اساسی در کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی است. براین‌اساس، آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که سیاست‌گذاران باید به هماهنگی بین سیاست‌های پولی و سیاست‌های محتاطانهٔ کلان و نیز نظارت دقیق بر فعالیت‌های بانکداری سایه توجه داشته باشند.

یانگ و همکاران (۲۰۱۹) به مطالعهٔ پیامدهای حضور بانکداری سایه در اقتصاد بر فعالیت‌های اقتصادی و اثرگذاری سیاست پولی در چین پرداختند. بدین‌منظور، آن‌ها مدلی را با استفاده از چهارچوب DSGE برای اقتصاد چین ارائه دادند. مدل آن‌ها تعامل بین بانک‌های سنتی و سایه را درنظر می‌گیرد. آن‌ها با تأکید بر اینکه مقررات بانکی فقط شامل بانک‌های سنتی می‌شود، نشان دادند تکانه‌های مقررات عامل اصلی رشد بانکداری سایهٔ چین طی سال‌های ۲۰۰۹ـ۲۰۱۶ بوده است. بانکداری سایه با فرار از مقررات بانکی، به افزایش اعتباردهی در اقتصاد منجر می‌شود. نویسندگان مقاله ادعا می‌کنند اصطکاک مالی در بخش بانکداری سایه باعث ایجاد مکانیزم شتاب‌دهندهٔ مالی دوگانه[5] می‌شود و براین‌اساس نشان می‌دهند که چگونه وجود بانکداری سایه انتقال سیاست پولی و اثربخشی سیاست‌های محتاطانهٔ کلان را به‌طور منفی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

کرونیک[6] و وو[7] (۲۰۱۹) پیوند بین سیاست پولی و رشد بانکداری سایه را در کانادا با استفاده از داده‌های ماهانهٔ بازار مالی طی دورهٔ ۱۹۹۱ـ۲۰۱۵ تحلیل کردند. برای دستیابی

---

[1] Zhou
[2] Tewari
[3] Panel Cointegration
[4] Central Bank Policy Rate
[5] Dual Financial Acceleration"
[6] Kronick
[7] Wu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

به این هدف از مدل خودرگرسیون برداری بیزی دومرحله‌ای با ضرایب متغیر در طول زمان[1] استفاده و این نتیجه حاصل شد که هرچه سهم سپرده‌های بانک‌های سایه بیشتر باشد، اثرگذاری سیاست پولی کاهش می‌یابد. این موضوع، نتیجهٔ جابه‌جایی سپرده و اعتبار بین بانک‌های سنتی و سایه است. یافته‌های آن‌ها همچنین نشان می‌دهد سیاست پولی انقباضی با انتقال وام‌های رهنی مسکن و وام‌های تجاری از بانک‌های تجاری به‌سمت بانک‌های سایه، باعث افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود.

ژانگ[2] و همکاران (۲۰۲۰) تأثیر بانکداری سایه را در اعتباردهی و اثربخشی بالقوهٔ سیاست پولی بر اساس یک مدل LM-CC در اقتصاد کلان بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد بانکداری سایه می‌تواند ضریب تکاثر پول را تغییر و به‌طور بالقوه آن را در هنگام انبساط افزایش و در هنگام انقباض کاهش دهد. ورود بانکداری سایه در مدل باعث انتقال منحنی‌های LM و CC و در نتیجه تولید تعادلی بالاتر می‌شود. سایر نتایج نشان می‌دهد اعتباردهی بانکداری سایه در چین رفتار موافق چرخه‌ای[3] داشته و همچنین قابلیت کنترل عرضهٔ پول را کاهش می‌دهد. این نوع اعتباردهی همچنین سیاست‌گذاری مؤثر پولی را با مشکل مواجه می‌کند.

آگنلو[4] و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های فصلی ایالات متحده طی دورهٔ ۱۹۴۶ـ ۲۰۱۶، پاسخ بانک مرکزی را به تغییر اندازهٔ واسطه‌های مالی غیربانکی (بانک‌های سایه) بررسی کردند. یافته‌های مدل نشان دادند هنگام افزایش در رشد دارایی بانکداری سایه، مقامات پولی با افزایش نرخ بهرهٔ اسمی کوتاه‌مدت واکنش نشان می‌دهند. این واکنش در صورت تغییر بسیار زیاد در اندازهٔ ترازنامه بانک‌های سایه، شدیدتر خواهد بود. از منظر سیاستی، نتایج نشان می‌دهد نسخهٔ اصلاح‌شده‌ای از قاعدهٔ تیلور[5] که هم شامل نگرانی‌های ثبات قیمت و هم ثبات مالی است، توصیف مناسبی از واکنش سیاست پولی به تغییر بانکداری سایه فراهم می‌کند.

وانگ[6] و همکاران (۲۰۲۰) اثر بانکداری سایه را در اهداف سیاست پولی کشور چین هم از منظر نظری و هم از جنبهٔ تجربی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد بانکداری سایه

---

[1] Two-Stage Time-Varying Coefficient Bayesian Vector Autoregression Approach
[2] Zhang
[3] Pro-Cyclical
[4] Agnello
[5] Taylor Rule
[6] Wang

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

در چین تأثیر مثبتی در تغییر قیمت‌ها دارد. همچنین، حداکثر سهم بانکداری سایه در نوسانات GDP به حدود ۲۰ درصد می‌رسد.

گنگ[1] و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل DSGE به تحلیل اثر بانکداری سایه در سیاست پولی و قضاوت در مورد ویژگی‌های چرخه‌ای بانکداری سایه پرداختند. در این مطالعه همچنین، اثر بانکداری سایه در کانال انتقال ریسک سیستمیک بررسی شده است. شبیه‌سازی‌های عددی آن‌ها نشان می‌دهد تکانه‌های مثبت نرخ بهره باعث گسترش بانکداری سایه می‌شود، درحالی‌که اهرم اعتباری بانک‌های تجاری را کاهش می‌دهد.

بررسی‌های حاصل از مطالعات پیشین نشان می‌دهد با اینکه ادبیات نظری قوی در زمینهٔ تأثیر بانکداری سایه در تأثیرگذاری سیاست پولی وجود دارد، تاکنون مطالعه‌ای این تأثیر را به‌صورت بین‌کشوری بررسی نکرده است. پژوهش حاضر این تأثیرگذاری را با استفاده از داده‌های بین‌کشوری و با بهره‌گیری از برآوردگر GMM و رگرسیون کوانتایل بررسی کرده است. در مدل رگرسیون کوانتایل، کشورها به دو گروه کشورهای با شدت بانکداری سایهٔ زیاد و کشورهای با شدت بانکداری سایهٔ کم تقسیم شده و ارتباط بانکداری سایه با متغیرهای اقتصادی برحسب شدت بانکداری سایه بررسی شده است.

۴ روش پژوهش

۴. ۱ مدل GMM

در این مقاله برای بررسی تأثیر بانکداری سایه در انتقال سیاست پولی، از مجموعه داده‌های مربوط به ۱۶ کشور عضو گروه G20 طی سال‌های ۲۰۰۲ـ۲۰۱۸ استفاده شده است. برای این‌کار، از دو روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. به‌طورکلی در مطالعاتی که از مجموعه داده‌های پنل شامل متغیرهای کلان اقتصاد استفاده می‌کنند، درون‌زایی[2] یک مشکل اجتناب‌ناپذیر تلقی می‌شود (وو[3] و همکاران، ۲۰۲۰)؛ به‌عنوان مثال، ممکن است چندین عامل به‌طور هم‌زمان سطح درآمد ملی و نظام بانکی را تغییر دهند. نادیده‌گرفتن مسئلهٔ هم‌زمانی می‌تواند نتایج تخمین را دچار تورش کند. برای حل این مشکل، تکنیک متغیرهای ابزاری پیشنهاد می‌شود. روش GMM ازجمله روش‌هایی است که می‌تواند مسئلهٔ همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس را در تخمین‌های مربوط به

[1] Gong
[2] Endogeneity
[3] Vo

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

مدل‌های اقتصاد کلان برطرف کند. به‌طورکلی، الگوی اقتصادسنجی عمومی در روابط پویا به شرح رابطهٔ ۱ ارائه می‌شود:

$$y_{it} = \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 X'_{it} + u_{it} \qquad (۱)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته (در این پژوهش، لگاریتم GDP و تورم)، X'_{it} ماتریس متغیرهای مستقل یا توضیحی است.

با فرض اینکه جزء اخلال u_{it} تنها یک عامل است و تفاوت مقطع‌ها را رقم می‌زند، شاهد یک الگوی تأثیرات ثابت خواهیم بود:

$$U_{it} = \mu_i + V_{it} \qquad (۲)$$

که در آن $\mu_{i\sim IID(0,\sigma_\mu^2)}$ و $V_{it\sim IID(0,\sigma_v^2)}$ هستند و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. ازاین‌رو، خودهمبستگی به‌دلیل حضور متغیر وابستهٔ وقفه‌دار به‌عنوان متغیر مستقل و توضیحی و همچنین به‌دلیل تأثیرات مقطعی نامتجانس بین مقاطع آشکار می‌گردد. ازآنجاکه U_{it} تابعی از μ_i فرض شده است، بنابراین $y_{it-۱}$ نیز تابعی از μ_i خواهد بود. بنابراین، متغیر $y_{it-۱}$ با جزء خطای U_{it} همبستگی خواهد داشت که این خود نیز موجب تورش‌دارشدن و ناسازگاری روش OLS با استفاده از روش‌های معمولی داده‌های ترکیبی می‌شود. در چنین شرایطی، برای بررسی روابط بین متغیرها از مدل ترکیبی پویا استفاده می‌شود. در این میان، روش‌های دومرحله‌ای 2SLS و GMM بیشتر مورد توجه قرارگرفته‌اند. روش 2SLS، که لازمهٔ استفاده از آن یافتن متغیر ابزاری مناسب جهت رفع مشکل درون‌زابودن متغیرهاست، به‌دلیل مشکل انتخاب ابزارها، ممکن است واریانس‌های ضرایب بزرگ به‌دست آید و در نتیجه برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نشوند. برای رفع این مشکل، آرلانو و باند[1] روش GMM را برای حل این مشکل ارائه و پیشنهاد کرده‌اند. مزیت روش GMM لحاظ‌کردن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر و حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که موجب می‌شود برآوردهای انجام‌شده دقیق‌تر و کاراتر و همچنین هم‌خطی در آن نیز کمتر باشد.

جهت اطمینان از قابل‌پذیرش‌بودن مدل‌های GMM از آزمون‌های سارجنت[2] و همبستگی پسماندهای مرتبهٔ اول AR(1) و مرتبهٔ دوم AR(2) استفاده می‌شود. این دو آزمون به‌منظور تأیید شرط اعتبار تشخیص بیش‌ازحد[3] یا به‌عبارت دیگر جهت تأیید اعتبار

[1] Arellano & Bond

[2] Sargent Test

[3] Valid Over Identifying Restrictions

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

متغیرهای ابزاری انجام می‌شوند. در آزمون همبستگی پسماندهای مرتبهٔ اول و دوم، آرلانو و باند (۱۹۹۱) معتقدند که جملات اخلال باید دارای همبستگی سریالی مرتبهٔ اول AR(1) باشد و همچنین همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم AR(2) نداشته باشد.

۲.۴ رگرسیون کوانتایل

همان‌طور که در بخش داده‌ها نشان داده خواهد شد، حجم بانکداری سایه در میان کشورهای موردبررسی این پژوهش بسیار متفاوت است. این موضوع ممکن است در نتایج تخمین تورش ایجاد کند، زیرا باعث غیرنرمال‌شدن توزیع جملات خطا خواهد شد. در روش رگرسیون کوانتایل برخلاف روش‌های رگرسیونی معمولی، رابطهٔ بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل براساس تابع میانگین شرطی ارائه می‌شود. این روش در صورت غیرنرمال‌بودن توزیع جملات خطا یا وجود داده‌های پرت در مدل، کارا عمل کرده و نسبت به مدل‌های معمولی عملکرد بهتری دارد (شکوهی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۸؛ شیک[1]، ۲۰۰۸). تفاوت اصلی میان رگرسیون کوانتایل و روش OLS این است که رگرسیون کوانتایل اطلاعاتی در مورد شیب در نقاط مختلف متغیر وابسته با توجه به مجموعه متغیرهای توضیحی فراهم می‌آورد، درحالی‌که OLS اطلاعاتی در مورد شیب در نقاط مختلف متغیرهای توضیحی ارائه می‌دهد (شیک، ۲۰۰۸).

با توجه به اینکه چندک (کوانتایل) θام از توزیع شرطی متغیر وابسته (y_i) نسبت به متغیر توضیحی (x_i)، تابعی خطی است، مدل رگرسیون شرطی کوانتایل می‌تواند به‌صورت روابط ۳ تا ۵ نوشته شود:

$$y_i = \acute{x}_\iota \beta_\theta + \mu_{\theta i} \quad (۳)$$

$$Quant_\theta((y_i|x_i)) = \inf(\{y: F_i(y|x)(\theta)\} = \acute{x}_\iota \beta_\theta \quad (۴)$$

$$Quant_\theta(u_{\theta i}|x_i) = 0 \quad (۵)$$

به‌طوری که در آن $Quant_\theta(u_{\theta i}|x_i)$ چندک (کوانتایل) شرطی θام متغیر y_i بردار x_i را به‌دست می‌دهد. β_θ بردار پارامترهایی است که برای مقادیر مختلف θ تخمین زده می‌شود و مقدار آن بین صفر و یک است. توزیع مشروط y روی x را می‌توان با حرکت در محدودهٔ (۰،۱) θ ردیابی کرد.

[1] Schaeck

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

۳.۴ تصریح مدل

سؤال اساسی پژوهش این است که آیا بانکداری سایه رابطهٔ بین سیاست پولی عرضهٔ پول و متغیرهای کلان مانند تولید ناخالص داخلی (GDP) و نرخ تورم را متأثر می‌کند؟ برای پاسخ به این سؤال دو مدل تصریح و برآورد می‌شود. در مدل اول، تأثیر بانکداری سایه در اثربخشی سیاست پولی افزایش عرضهٔ پول در GDP بررسی می‌شود. مدل دوم نیز به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا بانکداری سایه اثربخشی سیاست پولی نرخ بهره در تورم را کاهش می‌دهد. بدین‌منظور در هر مدل یک متغیر تقاطعی[1] تعریف می‌شود.

برای بررسی تأثیر بانکداری سایه در اثربخشی سیاست پولی در GDP، مطابق با مقالهٔ چانگ[2] و هوانگ (۲۰۱۰) از چهارچوب نئوکلاسیکی ارائه‌شده توسط اددکان[3] (۱۹۹۶) استفاده شده است. بر اساس این چهارچوب، GDP واقعی با معادلهٔ ۶ توضیح داده می‌شود:

$$Y = f(L, K, FD, Z) \qquad (۶)$$

که در آن Y، تولید ناخالص داخلی واقعی، L نیروی کار، K موجودی سرمایه، FD شاخص توسعهٔ مالی، و Z سایر عوامل تأثیرگذار هستند. همچنین، متغیر معرف سیاست پولی در این پژوهش نرخ رشد پول است که اثربخشی آن در GDP مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس چهارچوب نظری ارائه‌شده توسط وانگ و همکاران (۲۰۲۰)، بانکداری سایه از طریق اثرگذاری در سیاست پولی می‌تواند در GDP تأثیر بگذارد. براین‌اساس، متغیرهای مستقل پژوهش حاضر شامل نرخ رشد پول، بانکداری سایه، تعداد نیروی کار، سرمایه (فیزیکی و انسانی)، توسعهٔ مالی، و متغیر تقاطعی است. بنابراین، مدل اول پژوهش به‌وسیلهٔ معادلهٔ ۷ تصریح می‌شود:

$$loggdp = \alpha + \beta_1 m1_{it} + \beta_2 shadow_{it} + \beta_3 m1_{it} * shadow_{it} + \beta_4 logfix_{it} + \beta_5 hdi_{it} + \beta_6 llabor_{it} + \beta_7 credit_{it} + e_{it} \qquad (۷)$$

که در آن متغیر وابسته لگاریتم GDP است. متغیرهای مستقل نیز به‌ترتیب نرخ رشد پول (m1) به‌عنوان متغیر معرف سیاست پولی، شاخص بانکداری سایه (shadow)، متغیر تقاطعی بانکداری سایه ضربدر نرخ رشد پول (m1*shadow)، لگاریتم تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص (lnfix)، شاخص توسعهٔ انسانی (hdi)، لگاریتم تعداد کل نیروی کار (llabor)، و

[1] Interaction Variable
[2] Chang
[3] Odedokun

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

درصد اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی نسبت به GDP (credit) (به‌عنوان شاخص توسعهٔ مالی) هستند. براساس مبانی نظری، انتظار بر این است که علامت ضریب m1 مثبت و ضریب متغیر تقاطعی منفی باشد؛ به این معنی که بانکداری سایه اثرگذاری m1 در GDP را کاهش می‌دهد.

مکاتب مختلف اقتصادی نظریه‌های متفاوتی در مورد تورم و عوامل مؤثر در آن دارند. در مطالعات تجربی نیز برای مدل‌سازی عوامل مؤثر در تورم، متغیرهای گوناگونی به‌کار گرفته شده است. به‌طورکلی، می‌توان نرخ رشد عرضهٔ پول را مهم‌ترین متغیر مؤثر در تورم دانست که در بیشتر پژوهش‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. بنا بر نظریهٔ مقداری پول، نرخ تورم (نرخ رشد شاخص قیمت‌ها) متأثر از رشد عرضهٔ پول، رشد تولید، و تغییر در سرعت گردش پول است. با نگاه بر مبانی نظری و مطالعات گذشته، نرخ بهره را می‌توان ازجمله عوامل مهم تاثیرگذار بر تورم دانست که در مدل دوم پژوهش حاضر، به‌عنوان متغیر معرف سیاست پولی در نظر گرفته شده است. بر اساس تحلیل نظری ارائه‌شده توسط وانگ و همکاران (۲۰۲۰)، بانکداری سایه با اثرگذاری در سیاست پولی، علاوه بر GDP، نرخ تورم را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. در این مقاله، همچنین متغیر اعتباردهی داخلی توسط بخش مالی وارد مدل شده است. براین‌اساس، تأثیر رشد بانکداری سایه در اثربخشی سیاست پولی در نرخ تورم با تصریح مدل ۸ مورد بررسی قرار گرفته است.

$$Inf = \alpha + \beta_1 m2_{it} + \beta_2 shadow_{it} + \beta_3 \text{int}_{it} + \beta_4 \text{int}_{it} * \text{shadow}_{it} + \beta_5 loggdp_{it} + \beta_6 creditfin_{it} + e_{it} \quad (۸)$$

که در آن، متغیر سمت چپ نرخ تورم را نشان می‌دهد و متغیرهای سمت راست به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ نرخ رشد نقدینگی (m2) شاخص بانکداری سایه (shadow)، نرخ بهره (int)، متغیر تقاطعی نرخ بهره در شاخص بانکداری سایه (int*shadow)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی (loggdp)، و نسبت اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی توسط بخش مالی (درصدی از GDP) (creditfin) هستند. در اینجا، انتظار بر این است که ضریب نرخ بهرهٔ منفی و ضریب متغیر تقاطعی مثبت باشد. در این مدل، به‌جای نرخ رشد پول (m1)، نرخ رشد کل نقدینگی (m2) در نظر گرفته شده است، زیرا بر اساس مبانی نظری، تورم با کل حجم نقدینگی رابطه (مستقیم) دارد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

۴. ۴ داده‌های پژوهش

هیئت ثبات مالی[1] هرساله اطلاعات مربوط به حجم فعالیت بانکداری سایهٔ کشورهای مختلف را منتشر می‌کند. این داده‌ها از سال ۲۰۰۲ و برای ۳۰ کشور در دسترس قرار دارد که شامل ایران نمی‌شود. از بین این کشورها، تنها ۲۰ کشور داده‌های قابل‌قبولی برای سایر متغیرهای مرتبط اقتصادی دارند. بنابراین، انتخاب نویسندگان مقالهٔ حاضر برای تعیین کشورهای مورد بررسی محدود به این ۲۰ کشور بود. براساس اهداف پژوهش، از بین این ۲۰ کشور، ۱۶ کشور از گروه G20 انتخاب و داده‌های آن‌ها از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ جمع‌آوری شد. کشورهای موردنظر عبارت‌اند از: آرژانتین، استرالیا، برزیل، کانادا، چین، اندونزی، ژاپن، کره، مکزیک، روسیه، عربستان سعودی، افریقای جنوبی، سوئیس، ترکیه، بریتانیا، و ایالات متحدهٔ امریکا. شاخص بانکداری سایه در این تحقیق براساس داده‌های هیئت ثبات مالی برابر است با ارزش دارایی مؤسسات مالی سایه بر ارزش دارایی کل نظام مالی. جدول ۱ متغیرهای این پژوهش، نماد، تعریف، و منبع استخراج آن‌ها را به‌اختصار ارائه داده است:

[1] Financial Stability Board (FSB)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

جدول ۱
تعریف متغیرهای پژوهش

متغیر	واحد	نماد	تعریف	منبع
لگاریتم GDP	-	loggdp	لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی واقعی (براساس سال پایهٔ ۲۰۱۰)	بانک جهانی
شاخص بانکداری سایه	درصد	shadow	نسبت دارایی‌های بانک‌های سایه به کل دارایی‌های واسطه‌های تأمین‌مالی	هیئت ثبات مالی
نرخ رشد عرضهٔ پول	درصد	m1	درصد تغییر در عرضهٔ پول نسبت به سال قبل	صندوق بین‌المللی پول
نرخ رشد کل نقدینگی	درصد	M2	درصد تغییر در میزان نقدینگی نسبت به سال قبل	صندوق بین‌المللی پول
متغیر تقاطعی ۱	–	m1 shadow*	حاصلضرب نرخ رشد پول در شاخص بانکداری سایه	–
لگاریتم تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص	–	logfix	لگاریتم طبیعی ارزش دلاری تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص	OECD
لگاریتم تعداد کل نیروی کار	-	llabor	تعداد افراد ۱۵ سال و بالاتر که نیروی کار خود را برای تولید کالا و خدمات به بازار عرضه می‌کنند (به‌صورت لگاریتم طبیعی)	بانک جهانی
شاخص توسعهٔ انسانی	–	hdi	شاخصی متشکل از سه معیار:۱ـ عمر سالم و طولانی، ۲ـ دانش، ۳ـ زندگی استاندارد و شایسته	UNDP
اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی (نسبتی از GDP)	درصد	credit	درصد میزان منابع مالی فراهم‌شده توسط مؤسسات مالی داخلی به بخش خصوصی نسبت به کل ارزش GDP	بانک جهانی
اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی توسط بخش مالی (نسبتی از GDP)	درصد	creditfin	درصد میزان اعتباردهی داخلی مؤسسات مالی به بخش خصوصی نسبت به کل ارزش GDP	بانک جهانی
نرخ تورم	درصد	inf	درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به سال قبل	بانک جهانی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

نرخ بهرهٔ واقعی	درصد	int	نرخ بهرهٔ وام‌دهی که نسبت به نرخ تورم تعدیل شده است	بانک جهانی
متغیر تقاطعی ۲	–	Int shadow*	حاصلضرب نرخ بهره در شاخص بانکداری سایه	–

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

به‌منظور توصیف کلی از وضعیت متغیرهای پژوهش در کشورهای مورد مطالعه، جدول ۲ برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها را به نمایش گذاشته است.

جدول ۲

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
لگاریتم GDP	۲۷۲	۲۸/۰۴	۱/۰۰	۲۶/۲۸	۳۰/۵۱	۰/۶۸	۰/۰۱
شاخص بانکداری سایه	۲۷۲	۳۷/۲۸	۲۰/۵۹	۰/۹۶	۷۷/۴۹	۰/۱۹	ـ۱/۰۵
نرخ تورم	۲۷۱	۴/۹۶	۴/۹۱	ـ۱/۳۵	۴۴/۹۶	۳/۱۱	۱۷/۸۳
نرخ رشد عرضهٔ پول	۲۶۸	۱۴/۷۷	۱۹/۵۲	ـ۲۹/۶۰	۱۷۵/۲۲	۳/۹۱	۲۴/۲۹
نرخ رشد کل نقدینگی	۲۷۰	۱۲/۱۴	۸/۸۱	ـ۲۵/۵۵	۴۱/۵۵	۰/۶۸	۲/۲۶
نرخ بهرهٔ واقعی	۲۷۲	۴/۶۶	۹/۸۱	ـ۱۳/۱۰	۴۸/۳۴	۲/۷۱	۷/۹۲
اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی	۲۷۲	۹۳/۰۴	۵۹/۹۴	۹/۶۸	۲۰۶/۶۷	۰/۱۵	ـ۱/۵۰
لگاریتم تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص	۲۵۱	۶/۲۴	۱/۰۹	۴/۰۶	۹/۲۸	۰/۷۲	۰/۰۸
شاخص توسعهٔ انسانی	۲۷۲	۰/۷۹	۰/۱۱	۰/۵۱	۰/۹۴	ـ۰/۴۲	ـ۰/۸۳
تعداد کل نیروی کار	۲۷۲	۱۲۲/۱۰	۱۹۹/۳۵	۶/۸۵	۷۸۷/۱۸	۲/۴۴	۴/۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

بزرگ‌ترین مقدار شاخص بانکداری سایه مربوط به کشور امریکا در سال ۲۰۰۷ (سال ابتدایی بحران مالی جهانی) است. مقدار شاخص مزبور برای امریکا در این سال به حدود ۷۷/۴۹ واحد می‌رسد. به‌عبارت دیگر، بیش از ۷۷ درصد ارزش دارایی‌های شرکت‌های تأمین‌مالی امریکا، مربوط به بانک‌های سایه بوده است. برای تبیین دقیق‌تر تأثیر بانکداری

سایه در اثرگذاری سیاست پولی، در این پژوهش کشورهای موردبررسی بر اساس وضعیت بانکداری سایه در آن‌ها به دو گروه تقسیم شدند. کشورهایی که متوسط شاخص بانکداری سایه برای آن‌ها کمتر از ۴۰ درصد بود به‌عنوان کشورهای با شدت بانکداری سایهٔ کم، و کشورهایی که متوسط شاخص بانکداری سایه برای آن‌ها طی سال‌های مورد بررسی بیشتر از ۴۰ درصد بود به‌عنوان کشورهای با شدت بانکداری سایهٔ زیاد دسته‌بندی شدند. جدول ۳ میانگین شاخص بانکداری سایه طی سال‌های موردبررسی را به تفکیک کشورها به نمایش گذاشته است.

جدول ۳

میانگین شاخص بانکداری سایه در کشورهای موردبررسی

کشورهای گروه اول (کشورهای با شدت کم بانکداری سایه)			کشورهای گروه دوم (کشورهای با شدت زیاد بانکداری سایه)		
نام کشور	**میانگین شاخص بانکداری سایه**	**انحراف معیار**	**نام کشور**	**میانگین شاخص بانکداری سایه**	**انحراف معیار**
برزیل	۳۴/۸۳	۱۰/۸۸	ایالات متحدهٔ امریکا	۷۴/۱۲	۲/۳۸
هند	۲۷/۸۶	۴/۲۱	کانادا	۷۰/۰۳	۱/۳۱
آرژانتین	۲۳/۸۹	۳/۱۶	افریقای جنوبی	۵۹/۵۷	۳/۸۸
چین	۱۸/۶۱	۸/۰۱	استرالیا	۵۳/۰۴	۲/۸۱
اندونزی	۱۷/۷۰	۳/۵۰	مکزیک	۵۰/۳۸	۴/۳۸
روسیه	۱۳/۹۲	۹/۵۳	بریتانیا	۴۵/۲۲	۳/۵۴
ترکیه	۱۲/۵۸	۴/۶۷	ژاپن	۴۲/۴۷	۳/۴۱
عربستان سعودی	۱۰/۳۹	۲/۴۱	کرهٔ جنوبی	۴۱/۸۴	۵/۳۴

منبع: محاسبات پژوهش

همان‌گونه که از جدول ۳ قابلِ‌مشاهده است، به‌جز یک استثنا (افریقای جنوبی)، همهٔ کشورهای گروه دوم عضو سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی (OECD) هستند. همچنین به‌جز ترکیه، همهٔ کشورهای گروه اول از کشورهای خارج از OECD هستند. بر اساس این جدول، بانکداری سایه در کشورهای ایالات متحده و کانادا نسبت به سایر کشورها دارای فعالیت بسیار گسترده‌ای است. میانگین این شاخص برای این دو کشور به‌ترتیب حدود ۷۴/۱۲ و ۷۰/۰۳ بوده و انحراف معیار آن‌ها نیز بسیار اندک است. کمترین میزان فعالیت بانکداری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

سایه مربوط به کشور عربستان است، به‌طوری که ارزش دارایی‌های بانک‌های سایه در این کشور به‌طور متوسط حدود ۱۰ درصد کل ارزش دارایی‌های واسطه‌های مالی را تشکیل می‌دهد.

۵ تخمین مدل و یافته‌ها

پس از جمع‌آوری داده‌ها از منابع مختلف، با استفاده از نرم‌افزار استاتا اقدام به تخمین مدل شد. ازآنجاکه داده‌های این پژوهش دارای بعد زمانی است، قبل از تخمین، به‌منظور اطمینان از نبودِ رگرسیون کاذب در مدل، ابتدا برای همهٔ داده‌ها آزمون مانایی انجام شد. در جدول ۴، نتیجهٔ این آزمون به نمایش گذاشته شده است.

جدول ۴

نتیجهٔ آزمون مانایی داده‌ها

نماد	نوع آزمون	P-Value	نتیجه
loggdp	Levi-Lin-Chu	۰/۰۰۰۱	مانا
shadow	Levin-Lin-Chu	۰/۰۲۸۹	مانا
m1	Im- Pesaran- Shin	۰/۰۰۰۰	مانا
m1shadow	Im- Pesaran- Shin	۰/۰۰۰۰	مانا
logfix	Im- Pesaran- Shin	۰/۰۱۷۶	مانا
hdi	Levi-Lin-Chu	۰/۰۳۰۰	مانا
llabor	Levi-Lin-Chu	۰/۰۰۱۵	مانا
credit	Im- Pesaran- Shin	۰/۵۹۴۱	نامانا (I1)
Inf	Im- Pesaran- Shin	۰/۰۰۰۰	مانا
interest	Im- Pesaran- Shin	۰/۰۰۰۰	مانا
interestshadow	Im- Pesaran- Shin	۰/۰۰۰۱	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی مانایی داده‌ها، آزمون لوی‌ـ‌لین‌ـ‌چو[1] مورد استفاده قرار گرفته است؛ اما به‌دلیل اینکه مقادیر برخی متغیرها در بعضی سال‌ها وجود ندارد (پنل نامتوازن)، استفاده از این آزمون برای آن‌ها ناممکن است. برای این متغیرها از آزمون ایم‌ـ‌پسران‌ـ‌شین[2] استفاده

[1] Levin-Lin-Chu

[2] Im- Pesaran- Shin

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

شده است. نتایج نشان می‌دهد به‌غیر از متغیر اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی (credit) که در تفاضل مرتبهٔ اول ماناست، همهٔ متغیرها در سطح مانا هستند.

ازآنجاکه همبستگی سریالی در مدل‌های پنل خطی موجب تورش نتایج می‌شود، نیاز است تا قبل از تخمین این‌گونه مدل‌ها، از وجود یا نبودِ همبستگی سریالی اطمینان حاصل کرد. در این پژوهش به‌منظور آزمون خودهمبستگی، از آزمون ولدریج استفاده شده است. در این روش، از باقیمانده‌های رگرسیون با تفاضل مرتبهٔ اول استفاده می‌شود (دراکر[1]، ۲۰۰۳). همچنین، وجود ناهمسانی واریانس با روش والد بررسی شده است. جدول ۵ نتیجهٔ این آزمون‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۵

آزمون ولدریج برای بررسی وجود خودهمبستگی

نوع آزمون	آماره	فرضیهٔ صفر	نتیجه
ولدریج	۲۱۰/۷۷۰ (۰/۰۰۰۰)	عدم وجود خودهمبستگی مرتبهٔ اول	وجود خودهمبستگی
والد	۱۵۵/۹۹ (۰/۰۰۰۰)	عدم وجود ناهمسانی واریانس	وجود ناهمسانی واریانس

همان‌طور که از جدول مشخص است، مدل دارای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی است. بنابراین، روش OLS برای تخمین نتایج ناکارا خواهد بود. این نتیجه ضرورت به‌کارگیری روش‌های کارا در این شرایط مانند GMM را مشخص می‌کند.

۵. ۱ تخمین و تفسیر نتایج مدل اول

نتایج حاصل از آزمون و تخمین مدل اول با استفاده از روش GMM در جدول ۶ نشان داده شده است:

[1] Drukker

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

جدول ۶

نتیجهٔ تخمین مدل اول

متغیر (متغیر وابسته (loggdp	روش GMM		روش رگرسیون کوانتایل			
	ضریب (P-Value)	انحراف معیار	کشورهای گروه اول (شدت کم بانکداری سایه)		کشورهای گروه دوم (شدت زیاد بانکداری سایه)	
			ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
m1	۰/۰۰۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۰ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۳ (۰/۹۵۱)	۰/۰۰۴۹
shadow	۰/۰۰۱۳ (۰/۰۱۵)	۰/۰۰۰۴	۰/۰۲۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۲۸	–۰/۰۰۱۶ (۰/۴۹۷)	۰/۰۰۲۳
m1*shadow	– ۰/۰۰۰۰۱ (۰/۰۱۰)	۰/۰۰۰۵	– ۰/۰۰۰۲ (۰/۰۰۶)	۰/۰۰۰۱	–۰/۰۰۰۱ (۰/۹۵۶)	۰/۰۰۰۱
credit	– ۰/۰۰۰۳ (۰/۰۳۰)	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۵
logfix	۰/۱۱۱۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۵۷	۰/۲۶۶۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵۸۱	۰/۲۴۵۵ (۰/۰۶۰)	۰/۱۲۹۲
hdi	۱/۲۷۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۲۱۰۳	– ۰/۳۰۴۹ (۰/۵۶۸)	۰/۵۳۲۱	۴/۹۳۵۳ (۰/۰۰۰)	۰/۶۴۱۲
llabor	– ۰/۱۱۸۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۱۱	– ۰/۰۱۱۸ (۰/۸۱۸)	۰/۰۵۱۱	۰/۷۰۹۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۳۳۵
cons	۱۰/۳۶۶۰ (۰/۰۰۰)	۱/۵۲۱۲۱	۲۴/۶۱۹۰ (۰/۰۰۰)	۱/۰۷۰۲	۹/۸۲۵۷ (۰/۰۰۰)	۲/۰۷۳۸
Sargent test	۱/۰۰۰		Pseudo R2 = ۰/۷۸		Pseudo R2 = ۰/۸۳	
AR(1)	۰/۰۱۰۸					
AR(2)	۰/۱۳۰۴					

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌دست‌آمده از روش GMM فرضیهٔ مدل مبنی بر تأثیر منفی بانکداری سایه در اثرگذاری سیاست پولی در GDP را تأیید می‌کند، زیرا ضریب متغیر m1 مثبت و ضریب متغیر تقاطعی m1*shadow منفی و معنی‌دار به‌دست آمده است. این نتایج نشان می‌دهد که مطابق انتظار، نرخ رشد عرضهٔ پول (m1) تأثیر مثبت و معنی‌داری در GDP دارد. چنانچه

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

رشد عرضهٔ پول یک واحد درصد[1] افزایش یابد، تولید ناخالص داخلی حدود ۰/۰۰۰۵ درصد افزایش می‌یابد. اما، افزایش بانکداری سایه این اثرگذاری رشد عرضهٔ پول در تولید را کاهش می‌دهد. براساس نتایج به‌دست‌آمده، افزایش فعالیت بانکداری سایه تأثیر مثبت و معنی‌داری در تولید ناخالص داخلی دارد؛ به‌طوری که یک واحد افزایش در شاخص بانکداری سایه تولید ناخالص داخلی را ۰/۰۰۱۳ درصد افزایش می‌دهد.

تأثیر متغیر credit (اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی) که به‌طور معمول به‌عنوان شاخصی از توسعهٔ مالی در نظرگرفته می‌شود، در تولید ناخالص داخلی منفی است. این نتیجه به‌ظاهر با مبانی نظری موجود در تضاد است؛ اما همان‌گونه که ترنر[2] (۲۰۱۷) اشاره می‌کند، هنگامی‌که خلق اعتبار توسط واسطه‌های مالی بیش‌ازحد مطلوب شود، موجب بی‌ثباتی مالی و ایجاد بحران اقتصادی (همانند بحران مالی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۹) خواهد شد. نتایج همچنین نشان می‌دهد علامت ضریب logfix (لگاریتم تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص) نیز مطابق انتظار مثبت و معنی‌دار است. با ۱ درصد افزایش در تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص، تولید ناخالص داخلی حدود ۰/۱۱۱۲ درصد افزایش خواهد یافت. شاخص توسعهٔ انسانی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری در تولید دارد و هر واحد افزایش در این شاخص، GDP را ۱/۲۷ درصد افزایش می‌دهد. ضریب تعداد نیروی کار منفی و معنی‌داری به‌دست آمده است که با مبانی نظری موجود سازگاری ندارد؛ اما در شرایطی که نرخ بیکاری در یک اقتصاد زیاد باشد، افزایش تعداد نیروی کار می‌تواند منجر به افزایش بیکاری و کاهش تولید شود. ازآنجاکه در دوران بحران مالی جهانی نرخ بیکاری در بسیاری از کشورها افزایش یافته بود، این نتیجه می‌تواند قابلِ‌قبول باشد.

نتایج به‌دست‌آمده از روش کوانتایل به تفکیک دو گروه از کشورها بینش متفاوتی پیش رو می‌گذارد. بر اساس این نتایج، تأثیر رشد m1 در تولید ناخالص داخلی برای کشورهایی که شدت بانکداری سایهٔ آن‌ها کم است مثبت و معنی‌دار است؛ به‌طوری که با افزایش یک واحد درصد در m1 تولید ناخالص داخلی حدود ۰/۰۰۵ درصد افزایش می‌یابد، درحالی‌که این متغیر در کشورهایی که فعالیت بانک‌های سایه در آن‌ها گسترده است، تأثیر معنی‌داری در تولید ناخالص داخلی ندارد. همین موضوع می‌تواند تأییدکنندهٔ فرضیهٔ پژوهش باشد، زیرا با حرکت از کشورهایی که بانکداری سنتی در آن‌ها غالب است (کشورهای گروه اول) به‌سمت

[1] Percentage point
[2] Turner

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

کشورهای با گستردگی زیاد بانکداری سایه (کشورهای گروه دوم)، سیاست پولی نرخ رشد پول تأثیرگذاری خود را در GDP از دست می‌دهد.

برای کشورهای گروه اول، فرضیهٔ پژوهش به طریق دیگری نیز تأیید می‌شود، زیرا علامت متغیر تقاطعی مخالف علامت ضریب m1 است. این موضوع نیز نشان می‌دهد که افزایش بانکداری سایه باعث می‌شود اثر مثبت m1 در GDP تا حدودی خنثی شود.

متغیر بانکداری سایه در گروه اول کشورها تأثیر مثبت و معنی‌داری در GDP دارد؛ اما برای کشورهای گروه دوم که حجم بانکداری سایه در آن‌ها زیاد است، افزایش فعالیت بانک‌های سایه اثر مخربی در تولید دارد و آن را کاهش می‌دهد. یک واحد افزایش در شاخص بانکداری سایه تولید ناخالص داخلی را در کشورهای گروه اول ۰/۰۲۸۳ درصد افزایش می‌دهد. همان‌گونه که ترنر (۲۰۱۷) استدلال می‌کند، اعتباردهی بانک‌ها برای رشد تولید مفید و ضروری است؛ اما هنگامی‌که این اعتباردهی بیشتر از حد مطلوب می‌شود، موجب بی‌ثباتی مالی و به‌خطرافتادن تولید می‌شود. ازآنجاکه بانک‌های سایه در اعتباردهی محدود به مقررات بانک مرکزی نیستند، رشد بیش‌ازحد آن‌ها منجر به افزایش شدید اعتباردهی و ایجاد بی‌ثباتی مالی شده و بنابراین رشد اقتصادی به‌خطر می‌افتد. در واقع، بانکداری سایه در ابتدا با ایجاد اعتبار به تولید کمک می‌کند و باعث رشد اقتصادی می‌شود؛ اما با افزایش حجم فعالیت آن‌ها، ثبات مالی و رشد اقتصادی به خطر افتاده و اثرگذاری آن در تولید از بین می‌رود.

متغیرهای اعتباردهی داخلی و لگاریتم تشکیل سرمایهٔ ثابت برای هر دو گروه کشورها تأثیر مثبت و معنی‌داری در GDP دارند. تأثیر اعتباردهی داخلی در کشورهای گروه اول بیشتر از کشورهای گروه دوم است. با توجه به اینکه بانک‌های سایه در اعتباردهی به بخش خصوصی محدود به مقررات بانک مرکزی نیستند، اعتبارهای پرداختی آن‌ها نسبت به بانک‌های سنتی احتمالاً از نظر اقتصادی چندان بهینه نیست. بنابراین، تأثیرگذاری اعتبارات بانک‌های سایه در تولید کمتر از اعتبارات بانک‌های سنتی است.

ضرایب مربوط به شاخص توسعهٔ انسانی و لگاریتم تعداد کل شاغلان برای کشورهای گروه اول معنی‌دار نیست، اما برای کشورهای گروه دوم مثبت و معنی‌دار است. معنی‌دارنبودن این ضرایب برای کشورهای گروه اول را می‌توان با توجه به ساختار اجتماعی و اقتصادی کشورهای این گروه تفسیر کرد. با توجه به اینکه همهٔ کشورهای گروه اول نسبت به گروه دوم توسعهٔ کمتری دارند، افزایش متغیرهای کمّی مربوط به شاخص توسعهٔ انسانی ازجمله متوسط سال‌های تحصیل با توجه به کیفیت پایین‌تر تحصیل در این گروه کشورها تأثیر مثبتی در تولید ندارد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

۵. ۲ تخمین و تفسیر نتایج مدل دوم

در جدول ۷، نتایج تخمین مدل دوم ارائه شده است:

جدول ۷

نتیجهٔ تخمین مدل دوم

متغیر (متغیر وابسته (inf	روش GMM		روش رگرسیون کوانتایل			
	ضریب (P-Value)	انحراف معیار	کشورهای گروه اول (شدت کم بانکداری سایه)		کشورهای گروه دوم (شدت زیاد بانکداری سایه)	
			ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
m2	۰/۱۴۳۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۰۸	۰/۱۱۷۰ (۰/۰۶۷)	۰/۰۶۳۰	۰/۰۱۰۴ (۰/۶۲۹)	۰/۰۲۱۴
shadow	−۰/۰۹۱۸ (۰/۲۰۰)	۰/۰۷۱۷	۰/۱۸۲۳ (۰/۰۲۱)	۰/۰۷۷۳	−۰/۰۲۸۰ (۰/۲۰۰)	۰/۰۲۱۷
int	−۰/۱۸۶۰ (۰/۰۱۵)	۰/۰۷۶۸	۰/۲۲۴۰ (۰/۰۱۰)	۰/۰۸۵۱	−۰/۶۸۷۸ (۰/۰۴۴)	۰/۳۳۷۲
Int*shadow	۰/۰۰۲۲ (۰/۲۷۱)	۰/۰۰۲۰	−۰/۰۰۷۷ (۰/۰۱۳)	۰/۰۰۳۰	۰/۰۱۳۲ (۰/۰۴۶)	۰/۰۰۶۵
loggdp	۳/۵۸۳ (۰/۰۱۸)	۱/۵۱۰	−۲/۳۶۲۱ (۰/۰۳۷)	۱/۱۱۵۹	−۰/۶۰۰۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۳۳۶
creditfin	−۰/۰۱۷۰ (۰/۲۷۲)	۰/۰۱۵۵	۰/۰۰۲۸ (۰/۸۹۴)	۰/۲۱۳۲	−۰/۰۱۵۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۲۵
cons	−۹۴/۴۷۰ (۰/۰۱۹)	۴۰/۲۰۸۰	۶۵/۷۳۵۸ (۰/۰۳۱)	۲۹/۸۵۷۰	۲۲/۸۷۰۵ (۰/۰۰۰)	۳/۴۶۸۵
Sargent test	۱/۰۰۰		Pseudo R2 = ۰/۲۹		Pseudo R2 = ۰/۴	
AR(1)	۰/۰۰۲۷					
AR(2)	۰/۴۸۸۴					

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از روش GMM، نرخ رشد نقدینگی تأثیر مثبت و معنی‌داری در نرخ تورم دارد که این نتیجه مطابق انتظار است. نتایج نشان می‌دهد یک واحد درصد افزایش در نرخ رشد پول، نرخ تورم را به میزان ۰/۱۴ واحد درصد افزایش می‌دهد. تأثیر نرخ بهره در تورم منفی و معنی‌دار است، به‌طوری که یک واحد درصد افزایش در نرخ بهره، نرخ

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

تورم را به میزان ۰/۱۹ واحد درصد کاهش خواهد داد. ضریب متغیر تقاطعی Interest.shadow مثبت است، به این معنی که افزایش بانکداری سایه اثرگذاری نرخ بهره در نرخ تورم را کاهش می‌دهد؛ اما معنی‌داری این ضریب در سطح اطمینان ۹۰ درصد تأیید نمی‌شود. علاوه‌براین، نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای بانکداری سایه و اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی در نرخ تورم تأثیر معنی‌داری ندارند.

نتایج همچنین نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی در تورم تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، به‌طوری که ۱ درصد افزایش در GDP نرخ تورم را به میزان ۳/۵۸ واحد درصد افزایش می‌دهد. در مورد اثرگذاری تولید ناخالص داخلی در تورم، پژوهش‌های مختلف نتایج متفاوتی را به‌دست آورده‌اند. به‌طورکلی با توجه به اینکه با افزایش تولید شکاف بین تولید واقعی و بالقوه کاهش می‌یابد، انتظار بر این است که افزایش تولید نرخ تورم را کاهش دهد. اما همان‌گونه که آندرس[1] (۱۹۹۷) اشاره می‌کند، نظریات اساسی توضیح می‌دهند که رشد سریع اقتصادی همراه با تورم کوتاه‌مدت خواهد بود (آندرس، ۱۹۹۷).

تخمین حاصل از روش کوانتایل برای دو گروه از کشورها نشان می‌دهد که همانند آنچه در مدل اول به‌دست آمد، نرخ رشد m2 در کشورهای با حجم بانکداری سایهٔ کم، تأثیر مثبت و معنی‌داری (در سطح اطمینان ۹۰ درصد) در نرخ تورم دارد، به‌طوری که یک واحد درصد افزایش در رشد نقدینگی، تورم را در این کشورها به میزان ۰/۱۲ واحد درصد افزایش می‌دهد؛ اما تأثیر این متغیر برای کشورهای گروه دوم، معنی‌داری خود را از دست می‌دهد. به‌عبارت دیگر با گسترده‌شدن فعالیت بانک‌های سایه در اقتصاد، اثرگذاری نرخ رشد m2 در تورم از بین می‌رود که این موضوع نیز تأییدکنندهٔ فرضیهٔ پژوهش است. در واقع، افزایش بانکداری سایه موجب ازبین‌رفتن اثرگذاری سیاست پولی رشد عرضهٔ پول در تورم می‌شود.

نرخ بهره در کشورهای گروه اول تأثیر مثبت و معنی‌داری در تورم دارد، اما در کشورهای گروه دوم علامت این متغیر منفی است، چنان‌که با افزایش یک واحد درصدی نرخ بهره، نرخ تورم در کشورهای گروه اول ۰/۲۲ افزایش و در کشورهای گروه دوم ۰/۶۹ واحد درصد کاهش می‌یابد. در هر دو گروه کشورها، علامت متغیر تقاطعی مخالف علامت نرخ بهره است که این موضوع باز هم نشان می‌دهد فرضیهٔ پژوهش در مدل دوم تأیید می‌شود. به‌عبارت دیگر، افزایش حجم فعالیت بانکداری سایه اثرگذاری سیاست پولی نرخ بهره در تورم را کاهش می‌دهد.

[1] Andrés

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

متغیر بانکداری سایه در گروه اول تأثیر مثبت و معنی‌داری در تورم دارد، به‌طوری که یک واحد افزایش در این شاخص نرخ تورم را ۰/۱۸ واحد درصد افزایش می‌دهد، اما در گروه دوم این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تورم ندارد. تولید ناخالص داخلی در هر دو گروه کشورها تورم را به‌طور منفی و معنی‌داری متأثر می‌کند. ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی تورم را در گروه اول و دوم به‌ترتیب ۲/۳۶ و ۰/۶۰ واحد درصد کاهش می‌دهد. اعتباردهی داخلی توسط بخش مالی، در کشورهای گروه اول تأثیر معنی‌داری در نرخ تورم ندارند، اما برای کشورهای گروه دوم، علامت این متغیر منفی و معنی‌دار (۰/۰۱۵) است.

به‌طورکلی بر اساس نتایج حاصل از هر دو مدل (و هر دو روش GMM و کوانتایل) می‌توان نتیجه گرفت که فرضیهٔ پژوهش مبنی بر تأثیر منفی بانکداری سایه در اثرگذاری سیاست پولی رد نمی‌شود که این با مبانی نظری موجود سازگار است. این نتیجه، مطابق با نتایج به‌دست‌آمده از مقاله‌های کرونیک و وو (۲۰۱۹) و یانگ و همکاران (۲۰۱۹) بوده و آن‌ها را تأیید می‌کند.

۶ نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مقاله به آزمون این فرضیه که «گسترش بانکداری سایه تأثیر منفی و معنی‌داری در اثربخشی سیاست پولی دارد» پرداخته است. برای این کار، دو مدل تصریح و با دو روش GMM و رگرسیون کوانتایل تخمین زده شد. طبق نتایج حاصل از مدل اول فرضیهٔ تحقیق رد نمی شود. نتیجهٔ به‌دست‌آمده از روش GMM نشان می‌دهد که گسترش بانکداری سایه اثربخشی سیاست پولی عرضهٔ پول در تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد. براساس این نتایج، افزایش یک واحد درصدی رشد عرضهٔ پول، تولید ناخالص داخلی را حدود ۰/۰۰۰۵ درصد افزایش می‌دهد. این نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر تقاطعی نرخ رشد عرضهٔ پول در شاخص بانکداری سایه منفی بوده و این بدان‌معنی است که افزایش بانکداری سایه اثرگذاری سیاست پولی رشد عرضهٔ پول در تولید را کاهش می‌دهد. همچنین، حجم فعالیت بانکداری سایه تأثیر مثبت و معنی‌داری در تولید ناخالص داخلی دارد. ضریب logfix (لگاریتم تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص) مثبت و معنی‌دار بوده و ۱ درصد افزایش در متغیر logfix تولید ناخالص داخلی را ۰/۱۱۱۲ واحد درصد افزایش خواهد داد. همچنین، تأثیر متغیر credit (اعتباردهی داخلی به بخش خصوصی) در تولید ناخالص داخلی منفی و معنی‌دار است. با افزایش یک درصدی اعتباردهی داخلی به بخش خصوص (نسبت به کل GDP)، تولید ناخالص داخلی ۰/۰۰۰۳ واحد کاهش خواهد یافت. شاخص توسعهٔ انسانی تأثیر مثبت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

و معنی‌دار (۱/۲۷) و لگاریتم تعداد کل شاغلان تأثیر منفی و معنی‌داری (۰/۱۲) در تولید دارد.

یافته‌های تخمین کوانتایل نشان می‌دهد که با حرکت از کشورهایی که بانکداری سنتی در آن‌ها غالب است (کشورهای گروه اول) به‌سمت کشورهای با گستردگی زیاد بانکداری سایه، سیاست پولی نرخ رشد پول تأثیر خود را در GDP از دست می‌دهد، که این موضوع نیز تأییدکنندهٔ فرضیهٔ تحقیق است. متغیرهای logfix و credit در هر دو گروه تأثیر مثبت و معنی‌داری در تولید دارند. متغیرهای hdi و labor در گروه اول تأثیر معنی‌داری در تولید نداشته، اما در گروه دوم کشورها تأثیر آن مثبت و معنی‌دار است.

نتایج حاصل از مدل دوم با استفاده از روش GMM نشان می‌دهد که نرخ رشد نقدینگی تأثیر مثبت و نرخ بهره تأثیر منفی و معنی‌داری در نرخ تورم دارد. بر اساس این نتایج، یک واحد درصد افزایش در نرخ رشد نقدینگی نرخ تورم را به میزان ۰/۱۴۳۴ واحد درصد افزایش می‌دهد. درحالی‌که افزایش یک درصدی نرخ بهره، نرخ تورم را ۰/۱۸۶۰ واحد درصد کاهش می‌دهد. ضریب متغیر تقاطعی shadow*Interest مثبت و معنی‌دار است. این موضوع نشان می‌دهد که افزایش فعالیت بانک‌های سایه اثرگذاری منفی نرخ بهره در نرخ تورم را کاهش می‌دهد. همچنین، نتایج حاصل از روش کوانتایل نیز تأییدکنندهٔ این موضوع است که با حرکت از یک اقتصاد مبتنی بر بانکداری سنتی (کشورهای گروه اول) به‌سمت اقتصاد مبتنی بر بانکداری سایه (کشورهای گروه دوم)، اثرگذاری نرخ نقدینگی در تورم کاهش می‌یابد. نرخ بهره در کشورهای گروه اول تأثیر مثبت و معنی‌داری در تورم دارد، اما و در کشورهای گروه دوم، علامت این متغیر منفی است. در هر دو گروه کشورها علامت متغیر تقاطعی مخالف علامت نرخ بهره است که این موضوع نیز تأییدکنندهٔ فرضیهٔ پژوهش است. در مجموع، طبق این نتایج فرضیهٔ تحقیق حاضر رد نمی‌شود؛ به این معنی که می‌توان نتیجه گرفت افزایش بانکداری سایه اثرگذاری سیاست پولی را کاهش می‌دهد.

اگرچه این تحقیق، بر اساس داده‌های در دسترس، برای کشورهای منتخب گروه G20 انجام شده است، نتایج آن می‌تواند برای سیاست‌گذاران سایر کشورها ازجمله ایران دارای دلالت‌های سیاست‌گذاری مفیدی باشد. برخی شواهد موجود نشان می‌دهد که حجم بانکداری سایه در ایران طی سال‌های اخیر رو به گسترش بوده است (نگاه کنید به: ارباب‌افضلی و همکاران، ۱۳۹۴). براین‌اساس، پیشنهاد می‌شود مقامات پولی و سیاست‌گذاران کشور، به تبعات گسترش این نوع از واسطه‌گری مالی توجه داشته باشند و تأثیرات آن را در اثربخشی سیاست پولی مورد توجه قرار دهند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

بانک مرکزی ج.ا.ا.، در بهار ۱۳۹۹ برای نخستین‌بار موضوع هدف‌گذاری نرخ تورم را در دستور کار خود قرار داده است. بر اساس چهارچوب اعلامی از سوی بانک مرکزی، تعدیل نرخ سود سیاستی، سیاست اصلی این بانک برای کاهش انحراف نرخ تورم از نرخ هدف‌گذاری شده است. بر اساس نتایج حاصل از این مقاله، پیشنهاد می‌شود مقامات بانک مرکزی در طراحی و اجرای این سیاست، موضوع فعالیت بانکداری سایه (هم توسط مؤسسات مالی غیربانکی و هم فعالیت‌های سایه‌ای بانک‌های تجاری) را مورد توجه قرار دهند. بر اساس تجربهٔ سایر کشورها ازجمله چین، می‌توان انتظار داشت با اعمال برخی مقررات مرتبط با این سیاست، فعالیت بانکداری سایه گسترش یابد یا بر انگیزهٔ تأمین‌مالی سایه (خارج از مقررات بانک مرکزی) توسط بانک‌های تجاری افزوده شود.

فهرست منابع

ارباب‌افضلی، م.، شاهچرا، م. و طاهری، م. (۱۳۹۴). *کلان‌نگری بانکداری سایه‌ای در ایران*. پژوهشکدهٔ پولی و بانکی، *بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*. گزارش MBRI-PN-94022.

باجلان، ع.ا.، بیات، ر.، و انصاری سامانی، ح. (۱۳۹۷). نقش توسعهٔ مالی در اثربخشی سیاست پولی در طی چرخه‌های تجاری: کاربردی از الگوی مارکوف-سوئیچینگ. *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*. ۱۸(۴).

خدادادی، و.، فرازمند، ح. و شیبه، س. (۱۳۹۲). بررسی مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر سودهای غیرعادی (اولسن) از منظر اقتصاد کلان با استفاده از روش GMM. *فصلنامهٔ پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵ (۳) (پیاپی ۱۷).

شکوهی‌فرد، س.، آل‌عمران، ر.، مهرگان، ن.، و رحیم‌زاده، ف. (۱۳۹۸). اثر فساد بر توسعهٔ انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل). *فصلنامهٔ مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵ (۱) (پیاپی ۱۶): ۳۷-۶۶.

Adrian, T., & Shin, H. S. (2008). Financial intermediaries, financial stability, and monetary policy. *FRB of New York staff report, (346)*.

Adrian, T., & Shin, H. S. (2009). The shadow banking system: implications for financial regulation. FRB of New York Staff Report, (382).

Adrian, T. (2014). Financial stability policies for shadow banking. *FRB of New York Staff Report, (664)*.

Agnello, L., Castro, V., Jawadi, F., & Sousa, R. M. (2020). How does monetary policy respond to the dynamics of the shadow banking sector? *International Journal of Finance & Economics*, 25(2), 228-247.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

Andrés, J., & Hernando, I. (1997, July). Inflation and economic growth: some evidence for the OECD countries. *In Monetary Policy and the Inflation Process-BIS Conference Papers*, 4, 364-383.

Arellano, M., & Bond, S. (1991) Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equation, *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.

Barbu, T. C., Boitan, I. A., & Cioaca, S. I. (2016). Macroeconomic determinants of shadow banking–Evidence from EU countries. *Review of Economic and Business Studies*, 9(2), 111-129.

Bernanke, B. S. (2012). Some Reflections on the Crisis and the Policy Response: a speech at the Russell Sage Foundation and The Century Foundation Conference on "Rethinking Finance". New York, New York, 639.

Borg, S. (2017). *Shadow banking: is there a case for regulation?* (Master's thesis, University of Malta).

Chang, S. H., & Huang, L. C. (2010). The nexus of finance and GDP growth in Japan: Do real interest rates matter? *Japan and the World Economy*, 22(4), 235-242.

Chen, K., Ren, J., & Zha, T. (2018). The nexus of monetary policy and shadow banking in China. *American Economic Review*, 108(12), 3891-3936.

Chiu, I. H. Y., & MacNeil, I. G. (Eds.). (2018). *Research handbook on shadow banking: Legal and regulatory aspects*. Edward Elgar Publishing.

Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The stata journal*, 3(2), 168-177.

FSB, F. S. B. (2015). *Global shadow banking monitoring report 2015*. Technical Report.

Fève, P., Moura, A., & Pierrard, O. (2019). Shadow banking and financial regulation: A small-scale DSGE perspective. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 101, 130-144.

Funke, M., Mihaylovski, P., & Zhu, H. (2015). Monetary policy transmission in China: A DSGE model with parallel shadow banking and interest rate control.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

Gong, X. L., Xiong, X., & Zhang, W. (2021). Shadow banking, monetary policy and systemic risk. *Applied Economics*, 53(14), 1672-1693.

Huang, J. (2018). Banking and shadow banking. *Journal of Economic Theory*, 178, 124-152.

Kronick, J., & Wu, Y. W. (2019). Shadow banking and Canada's monetary policy. *Available at SSRN 3451287*.

Moreira, A., & Savov, A. (2017). The macroeconomics of shadow banking. *The Journal of Finance*, 72(6), 2381-2432.

Nersisyan, Y., & Wray, L. R. (2010). The global financial crisis and the shift to shadow banking. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, 7(2), 377-400.

Odedokun, M. O. (1996). Alternative econometric approaches for analysing the role of the financial sector in economic growth: Time-series evidence from LDCs. *Journal of development economics*, 50(1), 119-146.

Schaeck, K. (2008). Bank liability structure, FDIC loss, and time to failure: A quantile regression approach. *Journal of Financial Services Research*, 33(3), 163-179.

Turner, A. (2017). *Between debt and the devil: Money, credit, and fixing global finance*. Princeton University Press.

Vo, D. H., Nguyen, N. T., & Van, L. T. H. (2020). Financial inclusion and stability in the Asian region using bank-level data. *Borsa Istanbul Review*.

Wang, W., Zhou, C., & Xu, Y. (2020). The Impact of Shadow Banking on China's Monetary Policy Objectives. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 29(5), 427.

Yang, L., van Wijnbergen, S., Qi, X., & Yi, Y. (2019). Chinese shadow banking, financial regulation and effectiveness of monetary policy. *Pacific-Basin Finance Journal*, 57, 101169.

Zhang, H., Skolnik, R., Han, Y., & Wu, J. (2020). The Impacts of China's shadow banking credit creation on the effectiveness of monetary policy. *International Journal of Finance &Amp; Banking Studies* (2147-4486), 9(4), 33–46.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]

Zhou, S., & Tewari, D. D. (2019). Shadow banking, risk-taking and monetary policy in emerging economies: A panel cointegration approach. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1636508.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.2.7]